

REVUE INTERNATIONALE DES ECONOMISTES DE LANGUE FRANÇAISE

RIELF 2024, Vol. 9, N°2

Association Internationale
des Economistes de Langue Française



avec la collaboration de



UNIVERSITÉ DES SCIENCES
ÉCONOMIQUES ET DE GESTION
DE POZNAŃ

l'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań



L'Université Bernardo O'Higgins - Chili

Rédacteur en chef

Krzysztof MALAGA, USEGP, Pologne

Rédactrice adjointe

Małgorzata MACUDA, USEGP, Pologne

Comité éditorial

Akoété Ega AGBODJI, Togo
Wissem AJILI BEN YOUSSEF, France
Alastaire ALINSATO, Bénin
Loubna ALSAGIHR OUEIDAT, Liban
Camille BAULANT, Professeur (R.I.P.) †
Francis BISMANS, France, Belgique
Horst BREZINSKI, Allemagne
Abdelaziz CHERABI, Algérie
Jean-Jacques EKOMIE, Gabon
Jules Roger FEUDJO, Cameroun
Camelia FRATILA, Roumanie
Ewa FRAŃKIEWICZ, Pologne
Rosette GHOSSOUB SAYEGH, Liban
Marian GORYNIA, Pologne
Driss GUERRAOUI, Maroc
Juliana HADJITCHONEVA, Bulgarie
Vidal IBARRA-PUIG, Mexique
Nafii IBENRISSOUL, Maroc
Soumaïla Mouleye ISSOUFOU, Mali

Laura MARCU, Roumanie
Tsvetelina MARINOVA, Bulgarie
Boniface MBIH, France
Mbodja MOUGOUE, Professeur (R.I.P.) †
Francisco OCARANZA, Chili
Thierry PAIRAULT, France
Jacques POISAT, France
Carlos QUENAN, France
Marek RATAJCZAK, Pologne
Alain REDSLOB, France
Jeannette ROGOWSKI, États-Unis
Paul ROSELE CHIM, France
Claudio RUFF ESCOBAR, Chili
Alain SAFA, France
Baiba ŠAVRIŅA, Lettonie
Abdou THIAO, Sénégal
Roger TSAFACK NANFOSSO, Cameroun
François VAILLANCOURT, Canada
Isabel VEGA MOCOROA, Espagne

Bureau de rédaction

Eliza SZYBOWICZ, soutien éditorial, USEGP, Pologne
Marta DOBRECKA, rédactrice technique, USEGP, Pologne

© Copyright 2024 by the Authors

La RIELF offre son contenu complet en accès libre sous licence Creative Commons BY NC SA 4.0
<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/deed.fr>



ISSN 2551-895X
e-ISSN 2727-0831

Edition digitale et imprimée
Editions de l'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań
Projet de couverture : Izabela Jasiczak, Bernard Landais, Krzysztof Malaga, Eduardo Téllez

Estimation d'un taux d'inflation optimal pour la croissance économique dans la CEDEAO : Une proposition de révision de la cible d'inflation

Estimation of an optimal inflation rate for economic growth in ECOWAS: A proposal for revision of the inflation target

Abdoulaye TRAORE¹

Université Cheikh Anta Diop, Sénégal
École Supérieure Polytechnique
abdtra@gmail.com
<https://orcid.org/0009-0004-4747-5764>

Mamadou DIOP²

Université Cheikh Anta Diop, Sénégal
École Supérieure Polytechnique
diopexpert@gmail.com
<https://orcid.org/0009-0004-6523-7524>

Adama DIAW³

Université Gaston Berger, Sénégal
UFR de Sciences Économiques et Gestion
adamadiaw@netcourrier.com
<https://orcid.org/0009-0007-4508-6310>

Abstract

Purpose: The aim of this paper is to determine an optimal inflation rate and study its impact on the inflation-growth relationship in ECOWAS.

Design/methodology/approach: We use the econometric modelling technique Panel Threshold Regression (PTR) developed by Hansen (1999), applied to data from ECOWAS countries covering the period 1980–2018.

Findings: The results confirm the existence of a non-linear relationship between inflation and economic growth. Two inflation thresholds emerge: the first at 6.6% is robust to sen-

¹ BP : 5085, Dakar-Fann, Sénégal.

² BP : 5085, Dakar-Fann, Sénégal.

³ BP : 234, Saint Louis, Sénégal.

sitivity analysis, and the second at 34.1%. Thus, the effect of inflation on growth would be positive for inflation rates below 6.6%, negative at levels above 34.1%, and insignificant within this range. The effect of inflation on growth proved to be very weak in all plans.

Originality/value: This paper is in line with recent empirical work attempting to determine an optimal inflation target for the definition and implementation of monetary policies in the ECOWAS region. These results show that the current 5% inflation norm, adopted within the framework of the ECOWAS Monetary Cooperation Program, could be revised upwards, towards a level close to 6.6%.

Keywords: inflation target, economic growth, PTR model, ECOWAS.

Résumé

Objectif : L'objectif de ce papier est de déterminer un taux d'inflation optimal et étudier son impact sur la relation inflation-croissance dans la CEDEAO.

Conception/méthodologie/approche : Nous utilisons la technique de modélisation économétrique Panel Threshold Regression (PTR) développée par Hansen (1999), appliquée sur des données de pays de la CEDEAO couvrant la période 1980–2018.

Résultats : Les résultats confirment l'existence d'une relation non linéaire entre l'inflation et la croissance économique. Deux seuils d'inflation apparaissent : le premier situé à 6,6% est robuste aux analyses de sensibilité et le second est à 34,1%. Ainsi, l'effet de l'inflation sur la croissance serait positif pour des taux d'inflation inférieurs à 6,6%, négatif à des niveaux supérieurs à 34,1% et non significatif dans cette fourchette. L'effet de l'inflation sur la croissance s'est avéré très faible dans tous les régimes.

Originalité/valeur : Ce papier s'inscrit dans la lignée des travaux empiriques récents tentant de déterminer une cible d'inflation optimale pour la définition et la mise en œuvre des politiques monétaire dans la CEDEAO. Ces résultats montrent que la norme actuelle de 5% d'inflation, adoptée dans le cadre du Programme de Coopération monétaire de la CEDEAO, pourrait être révisée à la hausse, vers un niveau proche de 6,6%.

Mots-clés : cible d'inflation, croissance économique, modèle PTR, CEDEAO.

JEL classification : C23, E31, F45, O40, O55.

Introduction

Au cours des dernières décennies, et plus particulièrement à partir du milieu des années 1980, les Banques centrales ont cherché à adapter leur cadre de politique monétaire aux nouveaux défis liés à la libéralisation des marchés de capitaux à l'échelle mondiale, en engageant des réformes institutionnelles et opérationnelles. De nos jours, la plupart d'entre elles ont pour principal objectif la stabilité des prix ; dans certains cas, les objectifs de stabilité du secteur financier et de croissance économique s'y ajoutent. Ainsi, les Banques centrales, conscientes du rôle l'inflation dans la détermination du niveau de la croissance économique, sont

amenées à intervenir dans la sphère économique par le jeu des taux d'intérêt afin d'assurer la stabilité des prix.

La littérature montre à quel point la relation inflation-croissance est ambiguë. Il y a d'un côté des travaux théoriques qui mettent en évidence la linéarité des effets de l'inflation sur la croissance économique ; cette littérature reprend dans une large majorité divers modèles de croissance (aussi bien exogène qu'endogène) tout en prenant en considération divers aspects monétaires. D'autre part, une nouvelle voie de recherche fondée sur les tests de Fischer (1993) montre des effets de non-linéarité.

Discutant de la linéarité dans la relation entre les deux variables, les principaux travaux théoriques développés à l'aide du modèle de croissance de Solow (1956) suggèrent une relation tantôt positive (Mundell, 1963 ; Tobin, 1965), tantôt négative (Stockman, 1981) ou encore neutre (Sidrauski, 1967). À partir d'une diversité de modèles basés sur la croissance endogène avec monnaie⁴, certaines études ont trouvé des effets insignifiants de l'inflation (Ireland, 1994 ; Dotsey & Sarte, 2000 ; Chari et al., 1996 ; tandis que d'autres ont abouti à des effets négatifs Gylfason & Herbertsson, 2001 ; Gillman & Kejak, 2002). Partant des avancées sur les séries temporelles, une nouvelle voie de recherche fondée sur les tests de Fischer (1993) montrant des effets de non-linéarité a été explorée depuis le début des années 1990. Une première classe de modèles à seuils possédant un mécanisme de transition brutale sur des données de panel (Panel Threshold Regression model – PTR) s'est développée avec les travaux de Hansen (1999). Plus tard, inspirés par la démarche de Hansen, González et al (2005) et Fok et al. (2005) proposent une modélisation à seuils reposant sur un mécanisme de transition lisse.

Pour les pays de la CEDEAO, caractérisée par une perspective d'unification monétaire, il n'y a pas encore assez d'études consacrées à la détermination d'un taux d'inflation optimal. Quelques-unes suggèrent des seuils dans une fourchette à un chiffre pour les zones UEMOA⁵ et ZMAO⁶. Pour les pays de l'UEMOA⁷, on peut citer les seuils suivants : 8,08% selon Combey et Nubukpo (2011), 3,9% selon (Sall, 2020) ou 1,03% pour Ndoricimpa et al. (2016). Pour la ZMAO⁸, Ndoricimpa et al. (2016) détectent un seuil de 8,15%.

⁴ Dans leur conception, le taux d'inflation affecte le taux de croissance à travers la productivité marginale du capital, soit physique comme dans les « modèles Ak », soit humain comme dans les « modèles Ah », ou les deux à la fois comme dans les modèles de croissance avec capital physique et humain.

⁵ Union économique et monétaire ouest africaine

⁶ Zone monétaire de l'Afrique de l'Ouest

⁷ L'UEMOA comporte huit pays membres : le Bénin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, la Guinée-Bissau, le Mali, le Niger, le Sénégal et le Togo.

⁸ La ZMAO compte six pays : la Gambie, le Ghana, la Guinée, le Libéria, le Nigeria et la Sierra Leone.

Cependant, dans la mesure où les pays candidats à l'unification monétaire envisagent de suivre une stratégie de ciblage d'inflation pour la mise en œuvre de la politique monétaire commune, d'importantes questions comme la connaissance de l'objectif numérique de l'inflation restent encore en suspens. De même, l'existence de plusieurs cibles d'inflation dans la région n'est pas de nature à favoriser une convergence macroéconomique ou une harmonisation des politiques monétaires, même si les autorités monétaires concernées visent un objectif d'inflation à un chiffre qui serait, selon elles, compatibles avec une croissance durable.

Dans le cadre du Programme de Coopération monétaire de la CEDEAO (PCMC), l'objectif d'inflation est fixé à 5% pour les pays constitutifs de la communauté alors qu'il est de 3% dans le Pacte de convergence, de stabilité, de croissance et de solidarité de l'UEMOA. Au niveau des Banques centrales, bien que l'objectif de stabilité des prix soit une orientation commune de leurs politiques monétaires respectives, les cadres institutionnels et les objectifs se trouvent fortement différenciés. En effet, si pour les Banques centrales de la Gambie, de la Guinée, du Liberia et de la Sierra Leone, la politique monétaire fondée sur le ciblage monétaire a pour priorité de ramener (ou de maintenir) l'inflation en dessous de 10% ou même à 5% (pour la Gambie), celle du Ghana, en régime de ciblage d'inflation, se fixe un objectif à moyen terme de 8%. La Banque centrale des États de l'Afrique de l'Ouest et la Banque centrale du Nigeria, toutes deux en régime hybride (ciblage monétaire/ciblage d'inflation), se sont assignées respectivement une cible d'inflation à moyen terme de 2% dans un intervalle de $\pm 1\%$ et une fourchette de 6% à 9% (Central Bank of Nigeria, 2016).

En établissant un ajustement linéaire entre les différentes combinaisons de points, l'absence de linéarité est fortement confortée par la nature des différentes pentes tantôt positives, tantôt négatives (cf. annexe). Ainsi, en plus des arguments empiriques apportant des preuves sur les effets de non linéarité dans la relation inflation-croissance, un regard comparatif sur les divers graphiques tend à soutenir l'existence de seuils d'inflation dans la zone CEDEAO. La question qui se pose dès lors est de savoir à quel niveau se situe le taux d'inflation optimal ?

Le présent article répond à cette question. En s'inscrivant dans la lignée des travaux sur les non linéarités dans la relation inflation-croissance, il tente de compléter la littérature empirique sur la question. Nous déterminons un taux d'inflation optimal dans la CEDEAO, qui peut servir de cible pour l'ensemble des pays. Ce travail s'appuie sur une technique de modélisation économétrique utilisée dans l'estimation des relations non linéaires : le Panel Threshold Regression (PTR) développé par Hansen (1999).

La suite du travail est structurée de la manière suivante. La première section présente les évolutions de la relation inflation-croissance dans les pays de la CEDEAO et un survol des travaux empiriques récents. La deuxième section procède à l'analyse économétrique pour déterminer un objectif d'inflation favorable à la croissance

en estimant le seuil d'inflation optimal issu d'un modèle PTR utilisant des données de panel de pays candidats à l'unification monétaire dans la CEDEAO. L'étude s'achève par quelques remarques conclusives assorties d'implications de politique économique.

1. Evolutions inflation-croissance dans les pays de la CEDEAO et survol des travaux empiriques récents

Cette section décrit dans un premier temps les faits stylisés qui montrent l'évolution moyenne de la croissance et de l'inflation sur la période 2010–2018 dans les pays de la CEDEAO. Puis, en second lieu, elle présente la diversité des approches et la variabilité des seuils d'inflation selon les pays.

1.1. Tendances récentes de l'inflation et de la croissance

Etant donné son impact sur le niveau de vie et la croissance économique, la tendance de l'inflation constitue l'un des indicateurs les plus suivis parmi les outils de convergence macroéconomique dans la CEDEAO. L'objectif étant de maintenir un niveau d'inflation acceptable dans tous les États, une inflation avec un niveau structurel inférieur à 5% a été prescrite par les autorités. En d'autres termes, les taux d'inflation respectifs des États doivent être poussés et maintenus en dessous de ce seuil afin d'admettre une convergence nominale. Cependant, les résultats restent variés en termes de respect de l'objectif d'inflation, bien que les évolutions au cours

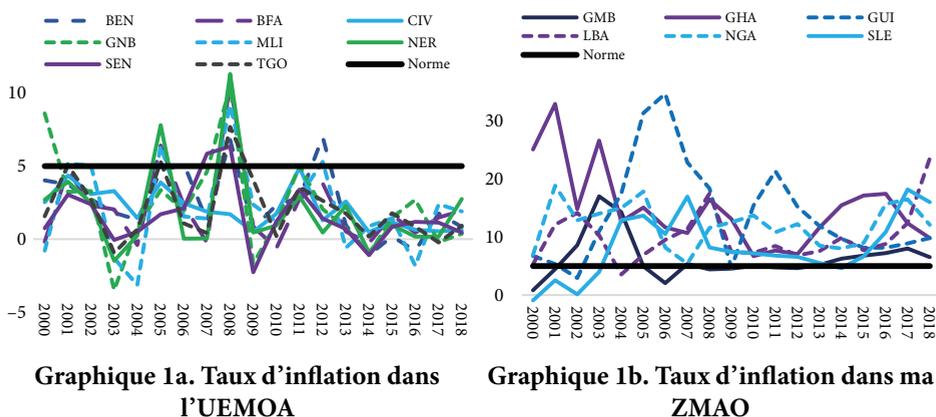


Figure 1. Profil temporel du taux d'inflation dans les pays par rapport à la norme communautaire

Source : élaboration propre.

des deux dernières décennies soient assez encourageantes, comparativement à celles des années 80 et 90 (voir figure 2). Hormis les pays de l'UEMOA, où l'inflation est structurellement inférieure à l'objectif fixé, comme illustré à la figure 1 (voir graphique 1a), la situation des autres pays est assez volatile (voir graphique 1b).

Dans les pays de l'UEMOA, les taux moyens d'inflation et de croissance entre 2001–2018 ont été respectivement de 2,3% et de 4,7% au Bénin, de 2,2% et de 5,9% au Burkina Faso, de 2,3% et de 3,7% en Côte d'Ivoire, de 2,1 et de 3,2% en Guinée Bissau, 2,2% et de 8,7% au Mali, de 2,1% et de 4,5% au Niger, de 1,6% et de 4,5% au Sénégal et, de 2,3% et 3,8% au Togo. Pour les pays de la ZMAO, il s'agit respectivement, de 6,7% et de 2,9% en Gambie, de 15% et de 3,2% au Ghana, de 14,3% et de 3,6% en Guinée, de 10,6% et de 1,5% au Libéria, de 12,3 et de 1,4% au Nigeria, 8,6% et de -2% en Sierra Leone.

Au niveau régional, les principales caractéristiques des performances macroéconomiques depuis les années 1980 peuvent se résumer comme suit (voir figure 2) : une inflation à deux chiffres, caractérisée par une tendance significativement baissière autour d'un taux moyen de 15,3% et une croissance faible marquée par une tendance légèrement haussière autour d'un trend de 3,5% par an. Ces évolutions appellent à considérer deux situations. La première qui va de 1980 à 2000, caractérisée par des taux d'inflation relativement élevés (19,4% en moyenne) et des taux de croissance relativement faible (1,6% en moyenne). La seconde qui part de 2001 à 2018, marquée par un renversement de tendance, avec une baisse significative des taux d'inflation (10,5% en moyenne) associée à une croissance plus importante (6,5% en moyenne).

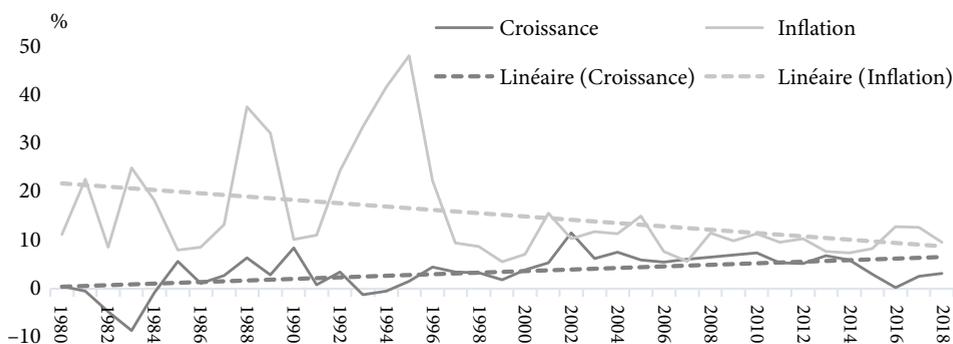


Figure 2. Performances régionales de l'inflation et de la croissance

Source : élaboration propre.

L'analyse de la relation inflation-croissance sur des données en coupe transversale de 2001 à 2018 (voir graphiques de la figure A1 en annexe) fait ressortir un certain nombre d'observations, à savoir :

- l'absence d'une relation linéaire entre l'inflation et la croissance au regard de la faible valeur du coefficient de détermination linéaire. Dans une grande majorité des cas (2001–2003, 2005–2015, 2017) un ajustement linéaire s'est révélé incapable de prendre en compte la majorité des points représentés par les pays ;
- une relation linéaire positive entre la croissance et l'inflation en 2004 qui permet d'illustrer, d'une part, une croissance et une inflation fortes dans certains pays comme le Nigeria, le Ghana, la Gambie et la Sierra Leone et, d'autre part, une croissance molle et une faible inflation dans les pays de l'UEMOA ;
- une corrélation significativement négative en 2016 et en 2018. En 2016, une relation inverse entre l'inflation et la croissance s'est établie dans les pays de l'UEMOA qui ont affiché une croissance non inflationniste de plus 5%, sauf au Bénin. Au Nigeria et au Ghana, les performances ont été bien moindres avec une inflation forte et une croissance faible. Un scénario similaire s'est produit en 2018 avec la plupart de ces pays.

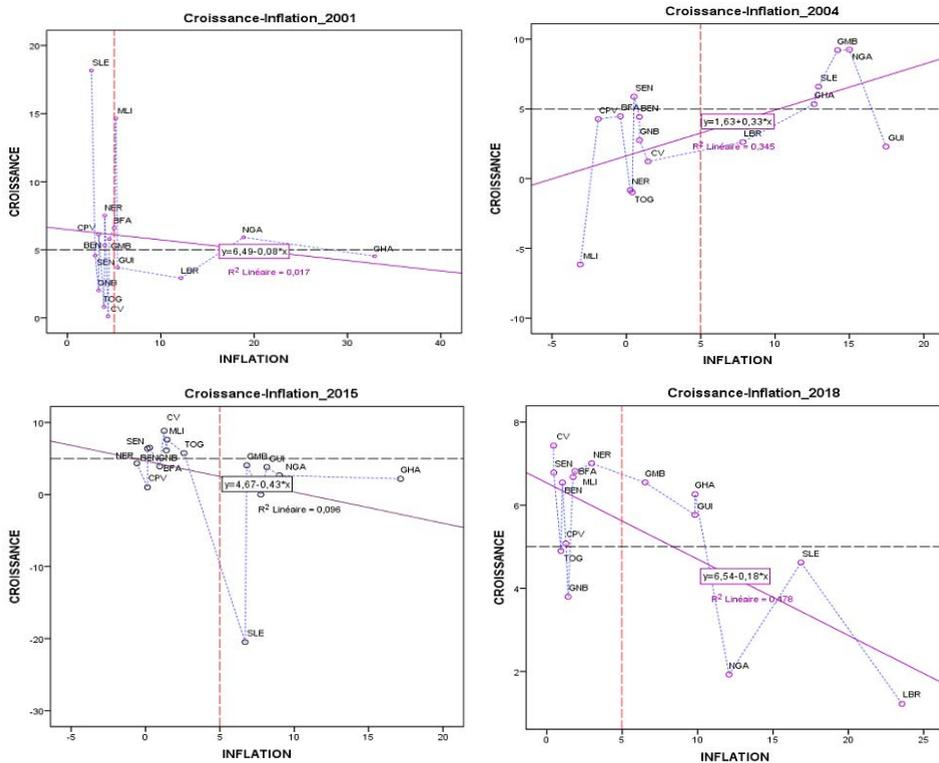


Figure 3. Relation entre la croissance économique et l'inflation dans la CEDEAO

Note : Afin d'éviter un encombrement de la figure, seuls les graphiques des années 2001, 2004, 2015 et 2018 sont représentés ; ceux des autres années sont reportés en annexe.

Source : élaboration propre.

1.2. Littérature empirique sur la diversité des approches et la variabilité des seuils

Au début des années 1990, une nouvelle piste de recherche montrant des effets de non-linéarité dans la relation entre l'inflation et la croissance a été ouverte à la suite des résultats de Fischer (1993). Les premiers tests de Fischer (1993) révèlent des niveaux d'inflation, arbitrairement choisis de 15 et 40%, à partir desquels la relation entre l'inflation et la croissance devient négative. En utilisant des données de 87 pays développés et en développement couvrant la période 1970–1990, Sarel (1996) apporte des preuves de l'existence d'un seuil d'inflation qui se situe à 8%. En dessous de ce taux, l'inflation est sans effet ou peut avoir un effet légèrement positif sur la croissance, et au-delà l'effet de l'inflation devient significativement négatif et extrêmement fort.

En s'appuyant sur l'hypothèse de non-linéarité, Ghosh et Phillips (1998) et Khan et Senhadji (2001), examinent la relation croissance-inflation à l'aide de méthodes prenant en compte cet aspect. La démarche utilisée par Ghosh et Phillips (1998) combine des *techniques de régression par panel avec un traitement non linéaire* de la relation inflation-croissance et une technique d'arbre de décision robuste par rapport aux valeurs aberrantes et aux non-linéarités. En travaillant sur des données de 145 pays membres du FMI couvrant la période 1960–1996, ils montrent une corrélation positive entre l'inflation et la croissance à un seuil d'inflation inférieur à 2,5%. Au-delà de 5% ou 10%, l'inflation et la croissance sont négativement corrélées. Ils indiquent toutefois que la relation est convexe de sorte que la baisse de la croissance associée à une hausse de l'inflation de 10% à 20% est plus importante que celle associée à une hausse de l'inflation allant de 40% à 50%. Ce qui corrobore un consensus dans la littérature d'études de cas de pays ayant connu une inflation extrême. Ce consensus était que la stabilisation de l'hyperinflation (ou de forte inflation) avait peu ou pas de coûts de production, alors que la stabilisation de simples inflations élevées (ou de taux d'inflation faible) était en effet coûteuse (voir Bruno & Easterly, 1996). Par rapport à la méthode de Ghosh et Phillips (1998), Khan et Senhadji (2001) apportent une innovation majeure en utilisant un modèle à seuils en données de PTR développé par Hansen (1999) tout en divisant leur échantillon entre les pays industrialisés et les pays en développement. Ils obtiennent ainsi un seuil de 1% à 3% pour les pays industrialisés et de 11% à 12% pour les pays en développement.

En adoptant la même démarche suivie par Khan et Senhadji (2001), des travaux comme ceux de Drukker et al. (2005) ou Kremer et al. (2013), tombent sur des résultats similaires. Drukker et al. (2005) révèlent un taux optimal d'inflation de 19,16% pour les économies non industrialisées et deux points de rupture à 2,57% et à 12,61% pour les pays industrialisés. Kremer et al. (2013) révèlent un seuil d'inflation d'environ 2,5% dans les pays industrialisés associé à un effet de l'inflation

significatif et positif sur la croissance économique à long terme et un seuil de 17,2% dans les pays en développement associé à un effet de l'inflation non significatif.

À partir du modèle Panel Smooth Threshold Regression (PSTR), une variante de modélisation à effets de seuil a été développée par González et al. (2005) et Fok et al. (2005). Des travaux comme ceux López-Villavicencio et Mignon (2011), Eggoh et Khan (2014), Thanh (2015) et Ibarra et Trupkin (2016) montrent aussi des résultats proches concernant le niveau relativement élevé des seuils d'inflation pour les pays en développement. L'étude de López-Villavicencio et Mignon (2011) révèle des seuils d'inflation de 2,7% et de 17,5% pour les économies développées et celles en développement, respectivement. Sur des données de pays développés et en développement entre 1960 et 2009, Eggoh et Khan (2014) parviennent à un seuil de 10,5% pour l'ensemble des pays, 3,4% pour les pays à revenu élevé, 10% pour les pays à revenu intermédiaire de la tranche supérieure, 12,9% pour les pays à revenu intermédiaire de la tranche inférieure et 19,5% pour les pays à revenu faible. Ibarra et Trupkin (2016) réexaminent les effets de seuil pour 138 pays sur la période 1950–2009 et se retrouvent avec un seuil d'inflation de 4,5% pour les pays industrialisés et de 19,1% pour les pays non industrialisés. Les estimations de Thanh (2015) révèlent quant à elles un seuil de 7,8% pour l'ASEAN-5⁹.

Suivant la démarche des travaux précités, une vaste littérature empirique concernant les pays africains s'est développée. Les récentes études incluent, entre autres, les travaux de Bikai et Kamga (2012), Yabu et Kessy (2015), Van Eyden et al. (2015) et Ndoricimpa (2017). En appliquant la méthodologie de Kremer et al. (2013) sur des données des pays africains entre 1960–2013, Ndoricimpa (2017) indiquent pour l'ensemble des pays un seuil de 6,7%. Pour ceux à faible revenu et à revenu intermédiaire, son étude aboutit respectivement à des seuils de 9% et de 6,5%. L'étude de Yabu et Kessy (2015) sur des données des États de la Communauté de l'Afrique de l'Est de 1970 à 2013 trouvent un seuil de 8,5%. En appliquant la méthodologie de Drukker et al. (2005) sur des données des pays de la CEMAC¹⁰ sur la période 1987–2008, Bikai et Kamga (2012) révèlent l'existence d'un seuil de 6%. Avec des données des pays de la SADC¹¹ sur la période 1980–2008, Seleteng et al. (2013) aboutissent à un seuil de 18,9%. En réexaminant les effets de non linéarités pour ces mêmes pays, Van Eyden et al. (2015) révèlent deux seuils d'inflation, un premier à 9%, puis un second à 30%. Ndoricimpa et al. (2016) estiment que le seuil d'inflation est de 1,38% pour la CEMAC, 13,13% pour le COMESA¹², 12,77% pour la SADC, 1,03% pour l'UEMOA et 8,15% pour la ZMAO. La modélisation du seuil de panel dynamique a été utilisée et les résultats suggèrent que le seuil d'inflation

⁹ Association des nations de l'Asie du Sud-Est constituée de l'Indonésie, de la Malaisie, des Philippines, de la Thaïlande et du Vietnam

¹⁰ Communauté économique et monétaire de l'Afrique centrale

¹¹ Communauté de Développement de l'Afrique australe

¹² Marché commun de l'Afrique de l'Est et de l'Afrique australe

estimé est de 1,38% pour la CEMAC, 13,13% pour le COMESA, 12,77% pour la SADC, 1,03% pour l'UEMOA et 8,15% pour la ZMAO. Pour l'UEMOA et la ZMAO, ils indiquent cependant que l'impact de l'inflation sur la croissance s'est avéré insignifiant dans tous les régimes d'inflation.

Globalement, si certaines vérifications empiriques effectuées sur des données de pays avancés et en développement ont permis de mettre en évidence l'existence de seuils, elles révèlent qu'ils peuvent varier considérablement d'un pays à l'autre selon certaines conditions macroéconomiques (Eggoh & Khan, 2014) ou institutionnelles (Ibarra & Trupkin, 2016).

2. Analyse économétrique

Dans cette section, nous commençons par présenter le modèle de base, puis nous décrivons la procédure d'estimation des paramètres. Ensuite nous utilisons un modèle augmenté de facteurs déterminants de la croissance qui fera l'objet du test de spécification d'Hausman afin de s'assurer de l'existence d'effets fixes autorisant la procédure d'estimation des paramètres. Et finalement, nous exposons les évidences empiriques.

2.1. Présentation du modèle Panel Threshold Regression (PTR) introduit par Hansen (1999)

Le modèle PTR a été introduit par Hansen (1999)¹³ pour estimer des modèles de panel non dynamiques avec des effets fixes individuels. Le modèle se présente de la façon suivante :

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1 X_{it} I_{(q_{it} \leq \gamma)} + \beta_2 X_{it} I_{(q_{it} > \gamma)} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

où μ_i est le vecteur des effets fixes individuels et ε_{it} un bruit blanc [*iid* (0, σ^2)] ; $X_{it} = (X_{it}^1, \dots, X_{it}^k)$ est la matrice des k variables explicatives ne contenant pas de variables endogènes retardées ; β_0 et β_1 désignent respectivement le vecteur des paramètres du modèle linéaire et du modèle non linéaire ; q_{it} est la variable de transition, γ permettant de distinguer deux régimes dans l'équation avec les coefficients β_1 et β_2 et $I(\cdot)$ la fonction indicatrice.

¹³ Le test de linéarité a pour objectif de prouver si l'effet de seuils est statistiquement significatif et réciproquement de montrer que la relation liant les variables explicatives à la variable expliquée peut-être représentée à l'aide d'un modèle à changements de régimes. Il consiste à tester l'égalité des coefficients des différents régimes.

Une présentation alternative du PTR est :

$$Y_{it} = \mu_i + \beta_0 X_{it} + \beta_1 X_{it} I_{(q_{it} \leq \gamma)} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Si la fonction indicatrice est binaire, l'équation (2) peut se réécrire :

$$Y_{it} = \begin{cases} \mu_i + \beta_0 X_{it} + \varepsilon_{it} & q_{it} \leq \gamma \\ \mu_i + (\beta_0 + \beta_1) X_{it} + \varepsilon_{it} & q_{it} > \gamma \end{cases} \quad (3)$$

Dans ce type de modèle, la transition est brutale étant donné qu'un individu peut basculer d'un régime à l'autre en une période. Aussi, les individus composant un régime sont susceptibles d'évoluer dans le temps, car la variable de transition dépend également de la dimension temporelle. Dans cette équation, il existe au maximum deux sous-groupes où les individus peuvent suivre un processus différent, ce qui suggère que le nombre de régimes est limité à deux. Mais lorsque la dimension individuelle et temporelle augmente, la possibilité de se retrouver avec plusieurs seuils ou plusieurs régimes s'établit, ce qui rend obsolète le modèle PTR de base pour représenter la non-linéarité. C'est ainsi que Hansen (1999) propose un ajustement du modèle PTR de manière séquentielle.

En ajoutant un second seuil au modèle, on obtient :

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1 X_{it} I_{(q_{it} \leq \gamma_1)} + \beta_2 X_{it} I_{(\gamma_1 < q_{it} \leq \gamma_2)} + \beta_3 X_{it} I_{(\gamma_2 < q_{it})} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

où γ_1 et γ_2 divisent l'équation en trois régimes avec les coefficients β_1 , β_2 et β_3 .

Lorsque le modèle comprend plusieurs régimes (ou p régimes), cette procédure conduit à une spécification PTR à plusieurs seuils et se présente ainsi :

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1 X_{it} I_{(q_{it} \leq \gamma_1)} + \beta_2 X_{it} I_{(\gamma_1 < q_{it} \leq \gamma_2)} + \dots + \beta_p X_{it} I_{(\gamma_{p-1} < q_{it})} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

où les seuils respectent l'inégalité suivante $\gamma_1 < \gamma_2 < \dots < \gamma_{p-1}$.

Cependant l'estimation d'un modèle où le nombre de régimes est important présente des limites à cause des difficultés d'estimation et des ressources informatiques nécessaires ; ainsi le nombre de régimes qu'il est possible de déterminer avec un modèle PTR est limité à quatre¹⁴.

2.2. Estimation des paramètres de l'équation

Suivant la spécification (2), se posent, d'une part, le problème de l'estimation des effets individuels qui sont communs aux différents régimes, et d'autre part, celui

¹⁴ Voir notamment Fouquau (2008) ou Wang (2015), pour des explications détaillées à ce sujet.

des coefficients de pentes et du paramètre de seuil. Ces derniers rendent impossible l'estimation directe par les moindres carrés ordinaires puisque les variables explicatives dépendent du paramètre de seuil. À cet effet, l'estimation s'effectue en deux étapes. La première consiste à éliminer les différences permanentes existant entre les individus qui pourraient biaiser l'estimation. Pour ce faire, il faut ôter les moyennes individuelles spécifiques, ce qui conduit au modèle suivant :

$$y_{it}^* = \beta X_{it}^*(q_{it}, \gamma) + \varepsilon_{it}^* \quad (6)$$

$$\text{Avec } y_{it}^* = y_{it} - \bar{y}_i \quad \bar{y} = T^{-1} \sum_{T=1}^n y_{it}$$

$$x_{it}^* = x_{it} - \bar{X}_i \quad \bar{X} = T^{-1} \sum_{T=1}^n X_{it}$$

$$\varepsilon_{it}^* = \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i \quad \bar{\varepsilon} = T^{-1} \sum_{T=1}^n \varepsilon_{it}$$

La forme matricielle s'écrit comme suit :

$$y_i^* = \begin{pmatrix} y_{i1}^* \\ y_{i2}^* \\ \dots \\ y_{it}^* \end{pmatrix} x_i^*(\gamma) = \begin{pmatrix} x_{i1}^*(\gamma)' \\ x_{i2}^*(\gamma)' \\ \dots \\ x_{it}^*(\gamma)' \end{pmatrix} \varepsilon_i^* = \begin{pmatrix} \varepsilon_{i1}^* \\ \varepsilon_{i2}^* \\ \dots \\ \varepsilon_{it}^* \end{pmatrix} \quad (7)$$

Après leur élimination, il est possible d'estimer les coefficients de pente β en appliquant les moindres carrés séquentiels. Etant donné γ , l'estimateur des moindres carrés de β est :

$$\hat{\beta}(\gamma) = [X_{it}^*(\gamma)' X_{it}^*(\gamma)]^{-1} \cdot [X_{it}^*(\gamma)' y_{it}^*] \quad (8)$$

Le vecteur des résidus est $\hat{\varepsilon}^*(\gamma)$ et la somme carrée des résidus est $S_1(\gamma)$

$$\text{Avec} \quad \hat{\varepsilon}^*(\gamma) = y_{it}^* - \hat{\beta}(\gamma) X_{it}^*(\gamma) \quad (9)$$

et

$$S_1(\gamma) = \hat{\varepsilon}^{*'}(\gamma) \hat{\varepsilon}^*(\gamma) = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it}^2 = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{it}^* - \hat{\beta}(\gamma) X_{it}^*(\gamma))^2 \quad (10)$$

Pour estimer le seuil et les paramètres de l'équation, Hansen (1999) propose un algorithme qui retient comme estimateur le paramètre de seuil qui minimise la somme des carrés des résidus :

$$\hat{\gamma} = \arg \min S_1(\gamma) \tag{11}$$

$\hat{\gamma}S_1(\gamma)$ une fois que $\hat{\gamma}$ est calculé, il est possible d'obtenir à nouveau les coefficients de pentes $\hat{\beta} = \hat{\beta}(\gamma)$ par la méthode des moindres carrés ordinaires. Cependant, il est important de déterminer si l'effet de seuil est statistiquement significatif à partir d'un test de linéarité. La procédure de spécification qui permet de tester la linéarité du processus, d'estimer la valeur du seuil, de déterminer le nombre de seuils et de construire un intervalle de confiance pour la valeur seuil est reportée en annexe.

2.3. Spécification du modèle empirique

2.3.1. Représentation du modèle à estimer

De façon pratique, l'équation (12) augmentée d'un vecteur de variables de contrôles X_{it} sera d'abord confrontée au test de linéarité. Elle se formule donc comme suit :

$$Y_{it} = u_i + \alpha_1 \pi_{it} I_{(\pi_{it} \leq \gamma)} + \alpha_2 \pi_{it} I_{(\pi_{it} > \gamma)} + \beta' X_{it} + \varepsilon_{it} \tag{12}$$

La variable endogène Y_{it} est la croissance économique des pays mesurée en logarithme du PIB réel (lnGDP). La variable π_{it} représente le taux d'inflation (INF). Celle-ci est utilisée comme variable de transition et représente la variable d'intérêt. $I(\cdot)$ représente la fonction indicatrice et γ le paramètre de transition. Les paramètres α_1, α_2 captent l'effet marginal de l'inflation sur la croissance. Ainsi, pour un temps donné, on satisfait la condition :

$$\alpha_1 = \frac{\partial y_{it}}{\partial \pi_{it}} \quad \text{et} \quad \alpha_2 = \frac{\partial y_{jt}}{\partial \pi_{jt}} \quad \text{respectivement si} \quad \pi_{it} \leq \gamma \quad \text{et} \quad \gamma > \pi_{jt}$$

Les variables de contrôle représentées par le vecteur X_{it} comprennent quatre facteurs déterminants de la croissance économique, à savoir :

- le taux d'ouverture (TOUV) qui correspond à la part d'échanges internationaux dans une économie. Il est obtenu est divisant par deux fois le montant des exportations et des importations. En tant qu'indicateur de politique d'ouverture, son influence est favorable à la croissance ;
- le taux d'investissement (TINVEST), un indicateur de politiques de soutien à l'investissement mesuré par le rapport de la formation brute de capital fixe de tous les agents économiques au PIB. Puisqu'il reflète l'impact du capital physique dans le processus de production, son coefficient est attendu positif ;

- le taux de consommation publique (TCONSP) obtenu à partir du ratio des dépenses publiques. Comme variable représentative des effets de la politique budgétaire, le signe du coefficient est attendu positif ;
- la croissance démographique ($\ln(\text{POP})$), mesurée par la taille de la population en logarithme. Certains auteurs (Chan et al. (2005), Dao (2012), Thuku et al. (2013)) soutiennent que lorsque la population augmente suite à une amélioration des conditions de vie, à un moment la population active devient plus élevée, l'épargne et l'investissement augmentent, ainsi que la croissance économique. Par contre une forte croissance démographique tend à appauvrir le pays ou à empêcher le décollage économique dans la mesure où il est difficile de préserver un volume de capital par travailleur important en présence d'une croissance rapide du nombre de travailleurs.

2.3.2. Description des données et tests de stationnarité

Les données utilisées sont celles des pays d'Afrique de l'Ouest engagés dans le processus d'unification monétaire, à l'exception du Libéria et de la Guinée¹⁵. En raison d'absence de données infra-annuelles, comme les données trimestrielles ou mensuelles, l'analyse utilise des données annuelles et couvre une longue période allant de 1980 à 2018. Les données proviennent des bases de données du World Development Indicator (WDI), du FMI et de la CNUCED.

Tableau 1. Tests de stationnarité des variables

Variables	LLC		IPS	
	Statistic	Probability	Statistic	Probability
D(log(GDP))	-10,171	0,000	-10,630	0,000
INF	-8,120	0,000	-7,273	0,000
TOUV	-1,083	0,140	-2,254	0,012
TCONSP	-4,385	0,000	-4,288	0,000
D(TINV)	-11,916	0,000	-14,884	0,000
D(log(POP))	-6,821	0,000	-8,326	0,000

Source : élaboration propre.

Avant d'estimer le modèle, l'existence de racine unitaire dans les données de panel à l'aide des tests de stationnarité de Levin-Lin-Chu (LLC) et Im-Pesaran-Shin (IPS) (2001) a été vérifiée (tableau 1). Les résultats des tests montrent que seuls les

¹⁵ Ces deux pays sont exclus de l'analyse en raison de problème de disponibilité de données sur cette période et de la contrainte méthodologique qui veut que le panel soit cylindré.

taux d'inflation, d'ouverture et de consommation publique sont stationnaires en niveau. Ainsi, pour ne pas être confronté à des résultats erronés, toutes les autres variables ont été rendues stationnaires en tenant compte de leur différence première.

2.3.3. Test de spécification du modèle à effets fixes

Puisque le modèle PTR repose sur l'hypothèse restrictive de l'existence d'effets fixes, la question est alors de savoir si le modèle retenu est un modèle à effets aléatoires ou à effets fixes. La confirmation de la présence d'effets individuels avec le test de Fischer nous conduit ainsi à procéder au test de Hausman (1978) qui constitue le test standard de spécification des effets individuels. Selon les résultats, la p -value associée au test de Hausman est inférieure au seuil de 5%, on rejette donc l'hypothèse nulle de présence d'effets aléatoires, ce qui autorise la procédure d'estimation du modèle empirique à effets fixes¹⁶.

2.4. Présentation et analyse des résultats

Pour déterminer le nombre de seuils, le modèle est estimé de manière séquentielle pour n seuils et les statistiques de test de Fisher de linéarité $F1$, $F2$, associées à leurs p -values sont calculées. Afin de vérifier la sensibilité de(s) seuil(s) du modèle aux variables omises, ces tests sont appliqués au modèle en retirant quelques variables de contrôles l'une après l'autre. Cela se justifie par le fait que certaines variables telles que le taux de change effectif réel et la qualité des institutions identifiées dans la littérature pour tester la sensibilité des seuils n'ont pas été contrôlées en raison de données non disponibles sur la période considérée.

2.4.1. Estimation du taux optimal d'inflation et tests d'effets de seuil

Concernant l'estimation du seuil d'inflation, les résultats suggèrent un seuil de 6,62% (voir tableau 2). Le test de linéarité (F test) rejette l'existence de l'hypothèse nulle de linéarité. La p -value confirme la non-linéarité du modèle et la présence d'un seuil significatif à 5% (p -value = 0,01 < 5%). L'intervalle de confiance indique qu'à un risque de première espèce de 5%, le seuil d'inflation se situerait entre 5,78% et 6,69%. Les résultats du test de sensibilité indiquent que le seuil de 6,62% est robuste par rapport aux effets des variables omises. En effet, dans les deux

¹⁶ Le test indique que le modèle à effets fixes est préféré, cela signifie que les effets individuels sont corrélés avec les variables explicatives. Ce qui justifie l'utilisation du modèle à effets fixes.

autres modèles, l'effet d'un seul γ est statistiquement significatif avec une p -value inférieure au risque de 5%.

Tableau 2. Test de linéarité du modèle

	Modèle retenu	Modèle 2	Modèle 3
Estimateur de seuil			
Paramètre du seuil : γ	6,62%	6,62%	6,62%
IC à 95%	[5,78 6,69]	[5,78 6,69]	[5,78 6,69]
Test d'effet de seuil de Fisher			
F1 test	15,19	16,79	16,60
p -value	0,0100	0,0033	0,0100

Source : élaboration propre.

L'application du test de détermination du nombre de seuils révèle la présence d'un second seuil optimal de 34,09% avec p -value de 0,06% (voir tableau 3). L'intervalle de confiance indique que ce seuil se situerait entre 27,96% et 35,99% avec un risque de première espèce de 5%. Toutefois, le troisième seuil est rejeté avec une p -value de 0,73, ce qui suggère que le modèle est à double seuil. Les résultats du test de sensibilité indiquent que le seuil de 34,09% est robuste par rapport aux effets des variables omises.

Tableau 3. Test de détection d'autres seuils

	Modèle retenu	Modèle 2	Modèle 3
Test de double seuils			
Estimateur du 2ème seuil : γ_2	34,09	34,09	34,09
IC à 95%	[27,96 35,98]	[27,96 35,99]	[27,96 35,99]
F2 test	9,66	11,97	12,14
p -value	0,06	0,0367	0,0333
Test de triple seuils			
Estimateur du 3ème seuil : γ_3	1,32	6,62	6,62
IC à 95%	[1,30 1,36]	[6,52 6,69]	[6,52 6,69]
F3 test	4,57	4,75	4,63
p -value	0,73	0,6867	0,6767

Source : élaboration propre.

Les graphiques de la figure A2 (en annexe) montrent un intervalle de confiance à 5% pour l'ensemble des valeurs seuil pour lesquelles le ratio de vraisemblance est inférieur à la valeur critique de 7,35.

2.4.2. Estimations des régresseurs

En considérant les deux seuils dans le modèle (équation 13) comme coefficients de la variable indicatrice, l'étape suivante consiste à estimer les paramètres dépendants (α_1 et α_2 , α_3) et et indépendants (le vecteur de paramètres β') des trois régimes du modèle. Les résultats des estimations des régresseurs sont reportés dans le tableau 4.

$$y_{it} = u_i + \alpha_1 \pi_{it} I_{(\pi_{it} \leq 6,6)} + \alpha_2 \pi_{it} I_{(6,62 < \pi_{it} \leq 34,1)} + \alpha_3 \pi_{it} I_{(\pi_{it} > 34,1)} + \beta' X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

Tableau 4. Résultats des estimations des autres paramètres du modèle

	Modèle retenu	Modèle 2	Modèle 3
Impact des régresseurs dépendants des régimes			
α_1	0,007***	0,0045***	0,0078 ***
α_2	0,0016	0,0015	0,0015
α_3	-0,0015***	-0,0016***	-0,0016***
Impact des régresseurs indépendants des régimes			
Taux d'investissement	0,0013**	0,0014**	0,0014 **
Taux d'ouverture	0,0006***	0,0006***	0,0006 ***
Taux de consommation publique	0,00013	0,0002	
Croissance démographique	2,265*** (0,4264)		
Constante	-0,0539***	0,0068***	0,008
Nombre d'observation	456	456	456
Nombre de pays	12	12	12

Note : Les signes*** et ** indiquent respectivement la significativité aux seuils de 1% et 5%.

Source : élaboration propre.

Les résultats appellent les observations qui suivent :

- Dans le premier régime, quel que soit le modèle estimé, le coefficient d'inflation apparaît positif et significatif, ce qui suggère qu'à des taux d'inflation inférieurs à 6,6%, toute montée de l'inflation est favorable à la croissance économique. De ce point de vue, toute mesure expansionniste visant à favoriser la croissance serait profitable pourvu que les taux d'inflation soient maintenus de façon durable à un niveau de moins de 6,6%.
- Au niveau du second régime, le paramètre de seuil n'est pas significatif. Pour cette raison, on ne peut pas savoir avec précision quel serait l'effet d'une hausse

des prix sur l'activité économique lorsque les taux d'inflation se situent entre 6,6% et 34,1%.

- Dans le troisième régime, les estimations montrent qu'une poussée de l'inflation au-delà de 34,1% serait nuisible à l'activité économique. Ainsi, toute mesure de politique susceptible de ramener l'inflation à plus de 34,1% favoriserait une baisse de la croissance.
- L'effet marginal de l'inflation sur la croissance économique des pays est très faible dans les différents régimes. Par exemple, si le taux d'inflation est en dessous de son niveau optimal de 6,6%, une augmentation du niveau d'inflation de 1% induirait une augmentation de la croissance seulement de 0,007%.

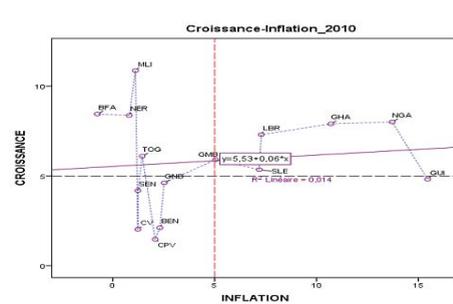
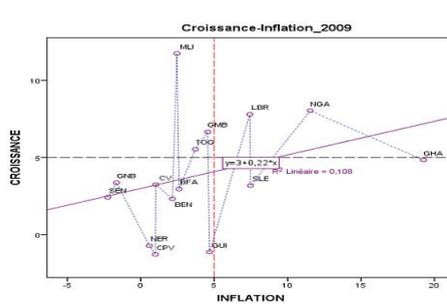
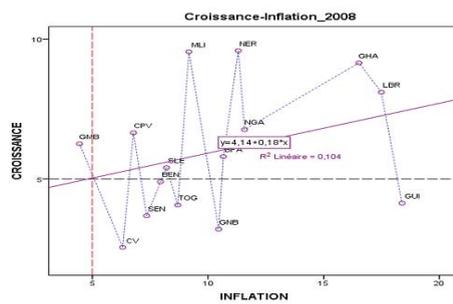
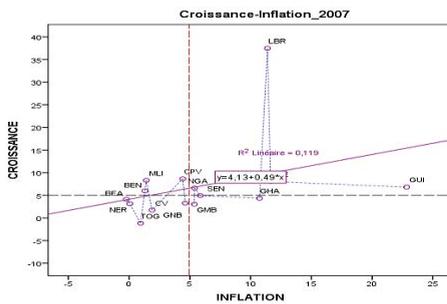
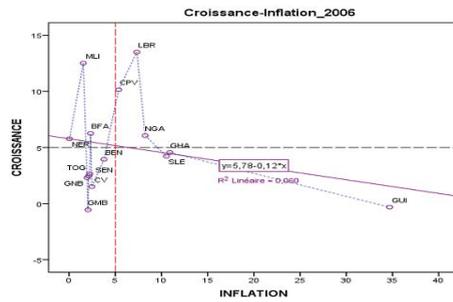
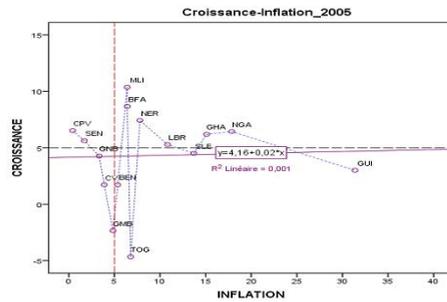
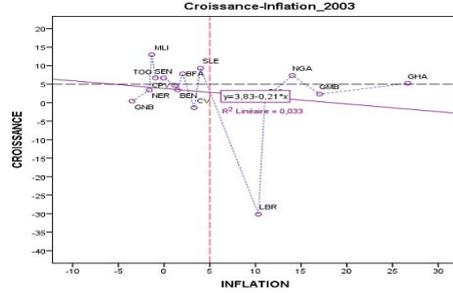
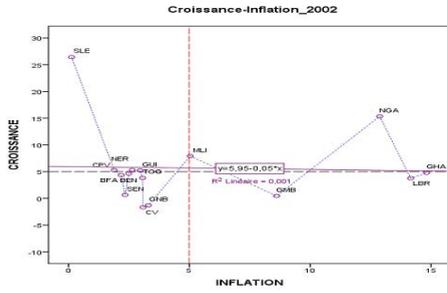
En ce qui concerne l'impact des variables de contrôle, les résultats sont assez concluants au regard de la théorie économique. Le coefficient associé au taux d'investissement est positif et statistiquement significatif (à 5%) conformément aux prédictions de la théorie selon lesquelles l'accumulation du capital est censée favoriser la croissance. L'effet positif de l'ouverture commerciale, à travers le développement des échanges, corrobore le consensus appuyant les effets bénéfiques de l'ouverture commerciale pour les pays en développement. Il s'agit là donc de deux potentiels canaux pouvant être utilisés pour accroître et soutenir la croissance économique au sein de la région. Aussi, le poids du coefficient associé à l'accroissement démographique montre son effet important sur la croissance des pays.

Conclusion et implications de politique économique

En s'inscrivant dans la lignée des travaux sur la recherche de taux d'inflation optimal et de ses effets sur la croissance, ce travail a cherché à déterminer un objectif d'inflation dans la CEDEAO en estimant le seuil d'inflation optimal issu de la relation inflation-croissance. À cet égard, il a été question d'établir une relation de non-linéarité entre l'inflation et la croissance des pays de la zone, candidats au projet d'unification monétaire de 1980 à 2018. Pour atteindre cet objectif, nous avons utilisé un modèle à seuils en données de panel développé par Hansen (1999). Les principaux résultats révèlent l'existence d'une relation non-linéaire entre l'inflation et la croissance dans la CEDEAO. Formellement, deux seuils d'inflation apparaissent : un seuil à un chiffre situé à 6,6% robuste aux analyses de sensibilité et un autre à 34,1%. L'effet de l'inflation sur la croissance serait positif à des taux d'inflation inférieurs à 6,6% dans la zone, mais négatif à niveaux supérieurs à 34,1%. L'effet de l'inflation est non significatif dans cette fourchette de taux. L'inflation agit très faiblement sur la croissance puisqu'une augmentation de 1% du niveau d'inflation induirait une augmentation de la croissance de 0,007% dans le premier régime. Dans le troisième régime, toute augmentation de l'inflation de

1% réduirait la croissance de 0,0015%. Ces résultats ne remettent pas en cause la norme d'inflation de 5% retenue dans le cadre du PCMC, mais appellent à une révision à la hausse de la cible à hauteur de 6,6%, pour non seulement favoriser une convergence nominale plus rapide. Aussi les Banques centrales ayant un objectif bien moindre devraient-elles assouplir leurs politiques monétaires en adoptant la même cible. Les effets faibles de l'inflation sur la croissance montrent qu'il faut un relâchement des politiques monétaires jugées restrictives. Un objectif d'inflation proche de 6,6% peut être envisagé dans le dispositif prévoyant l'harmonisation des politiques monétaires en vue de parvenir à un cadre commun de politique monétaire pour les banques centrales de la CEDEAO.

Annexe



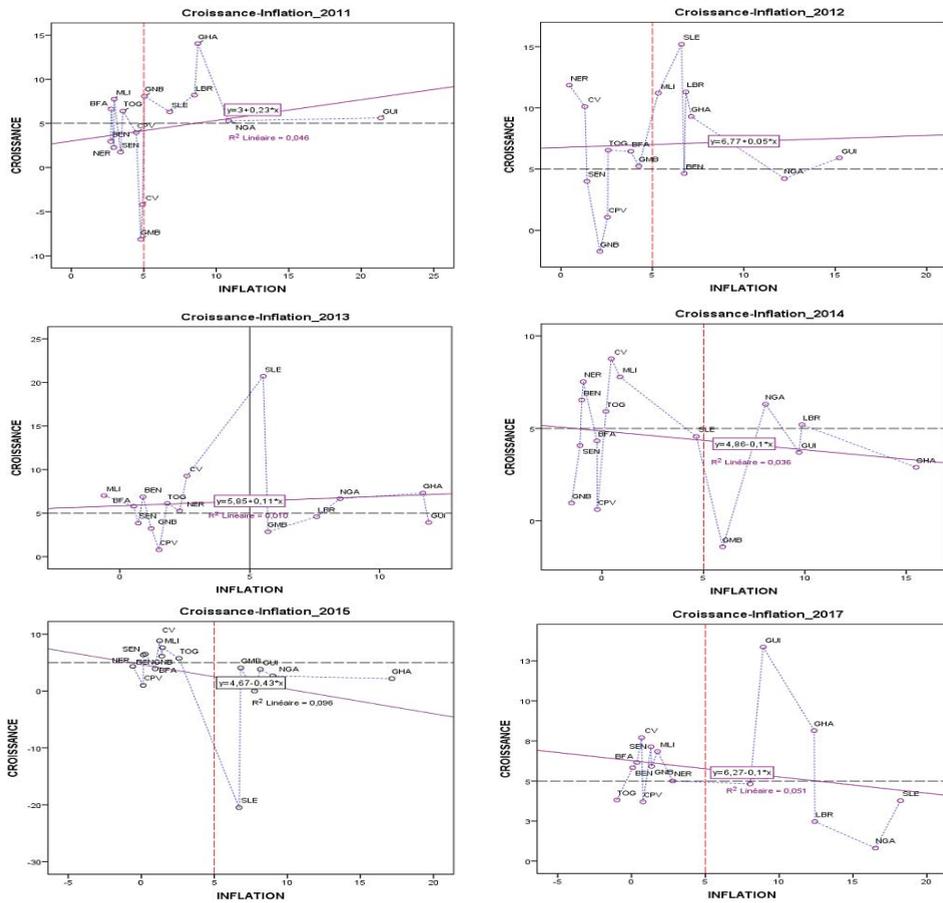


Figure A1. Relations entre l'inflation et la croissance moyennes des pays

Source : élaboration propre.

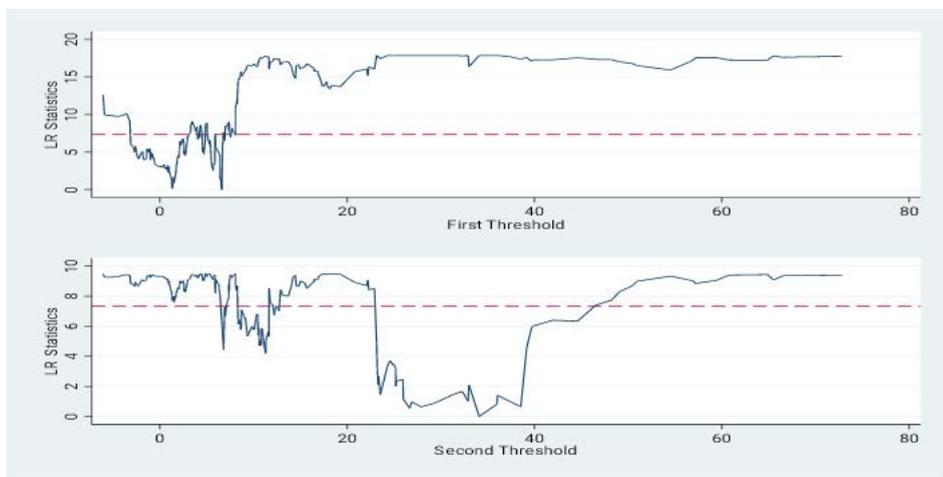


Figure A2. Intervalles de confiance pour les deux seuils

Note : La figure retrace les séquences de LR en fonction de toutes les valeurs possibles de seuil d'inflation. Les valeurs seuils correspondent aux points de contact entre la courbe du ratio de vraisemblance et l'axe des abscisses. La ligne rouge indique la valeur critique du test associée au seuil de 5%.

Source : élaboration propre.

References

- Bikai, J. S., & Kamga, S. Y. (2011). Effets de seuils de l'inflation sur l'activité économique en CEMAC: Analyse par un modèle de panel à seuil non dynamique. *Economies et Sociétés*, 46, 1017–1038.
- Bruno, M., & Easterly, W. (1998). Inflation crises and long-run growth. *Journal of Monetary Economics*, 41(1), 3–26.
- Central Bank of Nigeria. (2016). *Annual report 2016*. https://www.cbn.gov.ng/Out/2018/RSD/CBN%202016%20ANNUAL%20REPORT_WEB.pdf
- Chan, B., Sinha, S., Cho, D., Ramchandran, R., & Sukhatme, V. P. (2005). Critical roles of CD146 in zebrafish vascular development. *Developmental Dynamics*, 232(1), 232–244.
- Chari, V., Jones L., & Manuelli, R. (1996). Inflation, growth, and financial intermediation. *Federal Reserve Bank of St. Louis Economic Review*, 78(3), 41–58.
- Combey, A., & Nubukpo, K. (2011). *Effets non linéaires de l'inflation sur la croissance dans l'UEMOA*. Communication présentée au Colloque, Dynamiques de croissance au sein de L'Union Économique et Monétaire Ouest-Africaine (UEMOA), Ouagadougou.
- Dao, M. Q. (2012). Population and economic growth in developing countries. *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences*, 2(1), 6–17.
- Dotsey, M., & Sarte, P. D. (2000). Inflation uncertainty and growth in a cash-in-advance economy. *Journal of Monetary Economics*, 45(3), 631–655.

- Drukker, D., Gomis-Porqueras, P., & Hernandez, P. (2005). *Threshold effects in the relationship between inflation and growth: A new panel-data approach*. MPRA Paper, 38225. University Library of Munich.
- Eggho J. C., & Khan, M. (2014). On the nonlinear relationship between inflation and economic growth. *Research in Economics*, 68, 133–143.
- Fischer, S. (1993). The role of macroeconomic factors in growth. *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 485–512.
- Fok, D., Van Dijk, D., & Franses, P. (2005). A multi-level panel STAR model for US manufacturing sectors. *Journal of Applied Econometrics*, 20(6), 811–827.
- Fouquau, J. (2008). *Threshold effects in Okun's law: A panel data analysis* (thèse de doctorat). Rouen Business School.
- Ghosh, A., & Phillips, S. (1988). Warning: Inflation may be harmful to your growth. *IMF Staff Papers*, 45(4), 672–710.
- Gillman, M., & Kejak, M. (2002, March 21). *Modeling the effect of inflation: Growth, levels, and Tobin*. Proceedings of the 2002 North American Summer Meetings of the Econometric Society: Money.
- González, A., Teräsvirta, T., & Dijk, D. (2005). *Panel smooth transition regression models*. Research Paper, 165. <https://econpapers.repec.org/scripts/redirector.php?u=https%3A%2F%2Fwww.uts.edu.au%2Fsites%2Fdefault%2Ffiles%2Fqfr-archive-02%2FQFR-rp165.pdf;h=repec:uts:paper:165>
- Gylfason, T., & Herbertsson, T. T. (2001). Does inflation matter for growth? *Japan and the World Economy*, 13(4), 405–428.
- Hansen, B. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. *Journal of Econometrics*, 93, 345–368.
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251–1271.
- Ibarra, R., & Trupkin, D. R. (2016). Reexamining the relationship between inflation and growth: Do institutions matter in developing countries? *Economic Modelling*, 52, 332–351.
- Ireland, P. (1994). Money and growth: An alternative approach. *American Economic Review*, 84(1), 47–65.
- Khan, M. S., & Senhadji, A. S. (2001). Threshold effects in the relationship between inflation and growth. *IMF Staff Papers*, 48(110), 1–21.
- Kremer, S., Bick, A. & Nautz, D. (2013). Inflation and growth: New evidence from a dynamic panel threshold analysis. *Empirical Economics*, 44(2), 861–878.
- López-Villavicencio, A., & Mignon, V. (2011). On the impact of inflation on output growth: Does the level of inflation matter? *Journal of Macroeconomics*, 33(3), 455–464.
- Mundell, R. (1963). Inflation and real interest. *Journal of Political Economy*, 71(3), 280–283.
- Ndoricimpa, A. (2017). Threshold effects of debt on economic growth in Africa. *African Development Review*, 29(3), 471–484.
- Ndoricimpa, A., Osoro, N. E., & Kidane, A. (2016). Threshold effects of inflation on economic growth in selected African regional economic communities: Evidence from a dynamic panel threshold modeling. *Applied Econometrics*, 41, 5–23.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326.

- Sall, A. K. (2020). Quel objectif d'inflation pour l'Union Monétaire Ouest-Africaine (UMOA). *Revue Économique et Monétaire*, 27, 9–42.
- Sarel, M. (1996). Nonlinear effects of inflation on economic growth. *IMF Staff Papers*, 43(1), 199–215.
- Sidrauski, M. (1967). Rational choice and patterns of growth in a monetary economy. *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 57(2), 534–544.
- Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 5(70), 65–94.
- Stockman, A. C. (1981). Anticipated inflation and the capital stock in a cash-in advance economy. *Journal of Monetary Economics*, 8(3), 387–393.
- Thanh, S. D. (2015). Threshold effects of inflation on growth in the ASEAN-5 countries: A Panel Smooth Transition Regression approach. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 20, 41–48.
- Thuku, G. K., Paul, G., & Almadi, O. (2013). The impact of population change on economic growth in Kenya. *International Journal of Economics and Management Sciences*, 2(6), 43–60.
- Tobin, J. (1965). Money and economic growth. *Econometrica*, 33(4), 671–684.
- Van Eyden, R., Omay, T., & Gupta, R. (2015). *Inflation-growth nexus in Africa: Evidence from a pooled CCE multiple regime panel smooth transition model*. University of Pretoria Working Paper Series, 2015-04.
- Wang, Q. (2015). Fixed-effect panel threshold model using Stata. *Stata Journal*, 15(1), 121–134.
- Yabu, N., & Kessy, N. J. (2015). *Appropriate threshold level of inflation for economic growth: Evidence from the three EAC founding member countries*. Bank of Tanzania Working Paper Series, 7.