

## **Non linéarité de la fonction de réaction de la Banque centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest**

**Honoré Sèwanoudé HOUNGBEDJI\***

---

**Résumé** - Cette étude met en évidence la non-linéarité de la fonction de réaction de la Banque centrale des États de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) en utilisant des données annuelles sur la période 1970-2021. A partir de la règle de Taylor modifiée, la fonction de réaction de la BCEAO est testée via un modèle de régression endogène à régime changeant qui permet de séparer l'échantillon en deux régimes de prix faibles et élevés sur la base du taux d'inflation et de l'indice du cours des matières premières (CMP). Les résultats montrent que la fonction de réaction de la BCEAO est asymétrique par rapport à l'inflation et au cycle économique. Mieux la réponse de la politique monétaire de la BCEAO à ces deux variables macroéconomiques n'est pas la même selon un niveau seuil de l'indice du CMP de 56,2. L'étude indique que la Banque centrale, tout en assurant la stabilité des prix, défend de manière efficace la stabilisation du cycle économique surtout quand elle se retrouve dans un régime de prix élevé. Le rôle de la BCEAO ne transparait que lorsqu'elle se réfère simultanément à l'inflation et à l'indice du CMP dans la détermination des deux régimes de prix. Ces résultats suggèrent que l'adoption d'une équation de seuil constituée du taux d'inflation et de l'indice du CMP dans la modélisation de la fonction de réaction de la BCEAO améliore l'efficacité dans la conduite de sa politique monétaire en régime de prix élevé.

---

**Classification JEL**

E43, E52, E58, O55

**Mots-clés**

Règle de Taylor non linéaire  
Modèle de régression endogène à régime changeant  
Politique monétaire  
Cours des matières premières

---

*L'auteur tient à remercier les rapporteurs anonymes et la direction de la revue qui ont permis d'améliorer cet article.*

---

\* Faculté des Sciences Economiques et de Gestion, Université d'Abomey-Calavi, Bénin.  
hounore@yahoo.fr

## INTRODUCTION

La conduite de la politique monétaire a souvent été un exercice délicat pour les autorités monétaires dans un contexte d'incertitude et de récurrence des crises économiques. D'où un débat dans la littérature économique sur la modélisation du comportement des autorités monétaires en matière de conduite de la politique monétaire (Barro et Gordon, 1983; Kobbi, 2016). De façon générale, la modélisation du comportement des autorités monétaires se fait selon deux approches. La première approche modélise les préférences de la Banque centrale à travers une fonction de perte quadratique symétrique qui sous-tend le principe d'équivalent certain<sup>1</sup> en négligeant l'incertitude émanant des fluctuations des variables objectifs et de l'état futur de l'économie. La deuxième, quant à elle, spécifie une fonction de perte asymétrique axée sur le principe de précaution. Selon cette approche, les autorités monétaires confèrent des poids distincts aux déviations des variables objectifs qui sont de même amplitude mais de signes contraires.

Devenu une voie de recherche prometteuse, la littérature a été enrichie par l'adoption de règles de politique monétaire active censée décrire le comportement des Banques centrales. Ces règles prévoient que l'orientation de la politique monétaire puisse être transformée en fonction des faits qui affectent l'économie (Drumetz et Verdelhan, 1997). Nous avons ainsi les règles actives de modification des agrégats monétaires de McCallum (1987) et notamment celles de la fixation du taux d'intérêt de Taylor (1998).

Dans sa version initiale, la règle de Taylor relie de manière linéaire et équiprobable le taux d'intérêt directeur à l'écart entre l'inflation observée et l'inflation cible, puis l'output gap ou le cycle économique. Toutefois, la règle n'indique pas de manière formelle si l'intégration de l'output gap dans l'équation signifie que la politique monétaire s'assigne un objectif explicite de production ou si sa prise en compte a uniquement un contenu informatif sur l'évolution des pressions inflationnistes. Nonobstant ces considérations, la littérature empirique indique que la règle de Taylor décrit de manière satisfaisante le comportement du taux d'intérêt directeur notamment celui de la Réserve Fédérale aux États-Unis, même si elle ne s'appuie sur aucun fondement théorique (Kamgna et al., 2009; Yanli et Haiqiang, 2017).

Malgré ces critiques, la règle de Taylor de par son caractère systématique reste la plus utilisée dans les analyses de comportement des Banques centrales. Elle s'est révélée être l'un des outils les plus influents en matière de conduite de la politique monétaire, aussi bien au sein des économies développées que celles en développement (Fiodendji, 2015; Laseen et Pescator, 2020; Dibooglu et al., 2020; Hounbedji et Bassongui, 2022).

En outre, dans un contexte d'incertitude de l'environnement économique, la Banque centrale est plus prudente dans la conduite de la politique monétaire en accordant plus d'importance aux événements. Cette prudence est désormais susceptible de soulever des préférences asymétriques de la part des autorités monétaires. A cela s'ajoutent les raisons politiques (faible indépendance<sup>2</sup> de la Banque centrale) qui peuvent soutenir les préférences asymétriques adoptées. Dès lors, la littérature économique privilégie de plus en plus la fonction de réaction des préférences asymétriques dans l'analyse des comportements monétaires (Cukierman et Muscatelli, 2008; Chung et al., 2016; Nair et Anand, 2020; Siklos, 2021).

---

<sup>1</sup> Ce principe implique que la Banque centrale est capable de contrôler parfaitement les chocs secouant l'économie et rend inutile le recours au comportement graduel et prudent préconisé par Brainard (1967).

<sup>2</sup> Une Banque centrale qui désire se forger une crédibilité auprès des agents économiques peut montrer une aversion plus importante envers une forte inflation (Goodhart, 1999).

La fonction de réaction de la Banque centrale décrit comment l'institut d'émission se comporte durant une période déterminée, en réaction aux fluctuations de certaines variables particulièrement l'inflation et la production (Kamal, 2009). En outre, lorsque la fonction de réaction génère plusieurs régimes dans lesquels l'écart d'inflation et l'output gap ont des pondérations différentes, celle-ci a un effet asymétrique.

Dans sa forme linéaire, tout en imposant un régime unique constant, la fonction de réaction de la Banque centrale ne parvient pas à tenir compte de la conjoncture internationale souvent instable et ne rend pas compte des conditions macroéconomiques les plus proches des économies (Yosra, 2016; Yanli et Haiqiang, 2017). En revanche, la fonction de réaction est dite non linéaire lorsque la Banque centrale réagit différemment en deçà et au-delà des valeurs prises par un facteur ou une variable qui, en général, échappe à son contrôle. Ce postulat est largement conforme à l'hypothèse d'incertitude et la remise en cause du principe d'équivalent certain dans lequel se prête au mieux la conduite de la politique monétaire.

Mieux, partant des critiques adressées à l'endroit de la règle de Taylor, s'ajoute une critique principale remettant en cause le caractère statique et linéaire des décisions monétaires (Kamal, 2009; Yosra, 2016), notamment l'omission des variables clés capables d'explicitier la nature du comportement des autorités politiques aux conditions macroéconomiques.

A partir de là, les modèles de seuil ont été utilisés comme alternatives pertinentes pour s'adapter à la règle de Taylor non-linéaire en prenant en compte un éventuel changement de politique monétaire (Bunzel et Enders, 2010; Yanli et Haiqiang, 2017; Hounbedji et Bassongui, 2022). La modélisation non-linéaire devient alors une alternative pour la Banque centrale des États de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO)<sup>3</sup> afin d'intégrer l'effet de ces facteurs (conjoncture internationale; conditions macroéconomiques) dans le processus de fixation du taux d'intérêt directeur.

En sus, cette approche permet non seulement de capter d'une façon endogène l'asymétrie et l'hétérogénéité des préférences de la Banque centrale, mais aussi de fournir une interprétation économique des raisons de la non-linéarité (Yosra, 2016).

L'objet de cet article est de mettre en évidence la non-linéarité dans la fonction de réaction de la BCEAO.

Dans la perspective de s'adapter aux nouvelles « conditions d'exercice des missions des Banques centrales » suite aux mutations majeures intervenues au plan international, la BCEAO à travers les différentes réformes, s'est engagée à assurer la stabilité des prix au sein de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) en ajustant au mieux ses différents taux d'intérêt directeurs à l'évolution de l'inflation (Tadenyo, 2015). Par ailleurs, l'homogénéité de la politique monétaire, au sein de l'union avec des États ayant différentes structures économiques, est susceptible d'influencer le mode d'intervention des banques centrales conditionnant ainsi la stabilité du système financier (Ndiaye, 2020). A cela s'ajoutent les frictions financières observées sur le marché du crédit via le canal du crédit et celui du capital bancaire qui sont sources de non-linéarité entre le taux d'intérêt directeur et les conditions générales de financement (Pollin, 2005). Ces facteurs ont sans doute une implication majeure dans la fonction de réaction de l'institut d'émission qui vise une stabilité des prix sans pour autant porter préjudice à l'activité économique de l'Union (BCEAO, 2013). Il est fort probable que plusieurs états coexistent dans la dynamique de la fonction de réaction de la Banque centrale.

Notre motivation est de deux ordres.

<sup>3</sup> La BCEAO est l'institut d'émission monétaire des huit pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (Bénin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Guinée Bissau, Mali, Niger, Sénégal et Togo).

Premièrement, depuis la fin des années 1980, la BCEAO s'appuie sur une politique fondée sur les taux d'intérêt. Celle-ci est mise en œuvre dans le cadre des guichets de refinancement de l'institut d'émission et vise le pilotage des taux de court terme sur le marché monétaire (Traoré, 2017). Le taux d'intérêt directeur (taux d'intérêt marginal) est passé de 7,9 % sur la période 1990-1999 à 4,7% et 4% sur respectivement les périodes 2000-2010 et 2011-2021. Sur ces périodes, l'écart d'inflation<sup>4</sup> a baissé de 7,6 % à 0,72 % puis à -0,51%. En revanche, sur les mêmes périodes, l'output gap/PIB est passé de 3,8% (expansion) à -2,3 % (basse conjoncture) puis à 10,4% (haute conjoncture). Ces faits stylisés laissent présager qu'outre l'inflation et l'output gap, d'autres variables pourraient entrer dans les arguments de la règle. A cet égard, la forme de la relation entre ces variables et le taux d'intérêt directeur pourrait conditionner la non linéarité de la fonction de réaction. Ce qui pourrait justifier un résultat mitigé en matière de comportement de la BCEAO dans la conduite de sa politique monétaire.

Deuxièmement, très peu d'études empiriques testent la validité de la règle de Taylor non-linéaire dans les pays africains. Les études faites au sein des pays de l'UEMOA supposent que cette relation est linéaire (Tenou, 2002; Kamal, 2009; Moumni et Salma, 2014; Bikai et Mbohou, 2016; Traoré, 2017; Diaw et Sall, 2018).

La littérature sur la non-linéarité de la fonction de réaction d'une Banque centrale est quasi-inexistante en Afrique exceptés les travaux de Samira (2010) et de Yosra (2016) qui portent respectivement sur la Tunisie et l'Égypte. De plus, ces études n'intègrent pas l'influence de la conjoncture internationale notamment la volatilité du cours des matières premières (CMP) dans la mise en évidence d'une relation non-linéaire de la fonction de réaction de la Banque centrale. Or les économies de l'UEMOA sont fortement dépendantes des matières premières et donc très soumises aux fluctuations de leur prix (BCEAO, 2016).

Dans cet article, nous déterminons le seuil du CMP à partir duquel la modification du taux d'intérêt directeur de la BCEAO devient un impératif.

Sur le plan méthodologique, notre étude se démarque en englobant deux approches traditionnelles : le seuil endogène de Hansen et la régression endogène à régime changeant notée ESM (*Endogenous Switching Model*). De manière spécifique, la dernière a le mérite de nous permettre de séparer l'échantillon en deux régimes de prix faibles et élevés sur la base du taux d'inflation et de l'indice du CMP. Les deux variables sont construites conjointement comme un indicateur de seuil.

L'article est organisé en 4 sections. La section 1 décrit les pratiques de la BCEAO suivant les variations intervenues dans le cycle économique et le niveau d'inflation. La section 2 est consacrée à la revue de la littérature. La section 3 décrit la méthodologie. La section 4 présente les résultats des estimations.

## **1. PRATIQUE DE LA BCEAO FACE AU CYCLE ÉCONOMIQUE ET AU NIVEAU D'INFLATION**

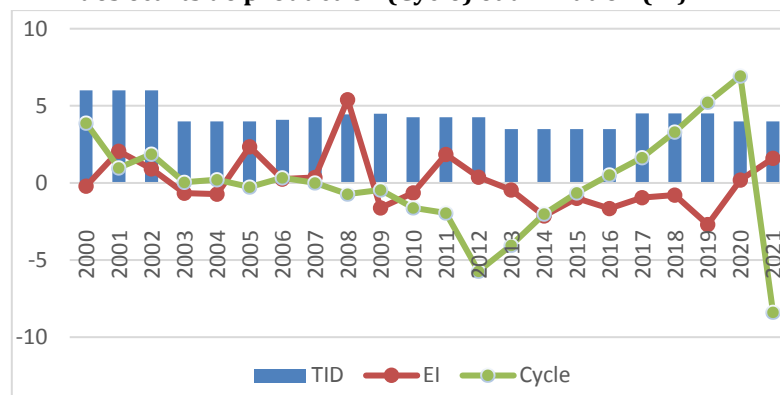
La règle de Taylor stipule que le taux d'intérêt nominal utilisé par les autorités monétaires est positivement corrélé à la différence entre l'inflation actuelle et la cible d'inflation de la Banque centrale ainsi qu'à l'output gap. En effet, selon cette règle, lorsque le taux d'inflation actuel est supérieur (inférieur) à sa cible (écart d'inflation noté EI), la Banque centrale a tendance à augmenter (diminuer) son taux d'intérêt pour tenter de contrôler l'inflation. De même, lorsque l'output gap est positif (négatif) elle a tendance à augmenter (diminuer) les taux d'intérêt pour calmer les pressions inflationnistes et éviter une surchauffe de l'économie. Il

<sup>4</sup> L'indice des prix à la consommation a été retenu comme mesure d'inflation. Cette variable a été prise en écart à la cible (2%) retenue par la BCEAO.

s'ensuit donc qu'une Banque centrale aura tendance à faire baisser le taux d'intérêt directeur lorsque l'écart d'inflation et l'output gap sont négatifs. La situation devient complexe pour elle si par exemple l'écart d'inflation est positif mais que dans le même temps l'output gap est négatif. Dans ce cas, si l'institution monétaire augmente son taux d'intérêt, l'inflation va diminuer mais l'on assistera à un élargissement de l'output gap (Taylor, 1999).

La figure 1 présente la variation du taux d'intérêt directeur de la BCEAO en fonction de l'écart d'inflation (EI) et du cycle économique. Elle révèle globalement plusieurs tendances selon les périodes.

**Figure 1: Dynamique du taux d'intérêt directeur de la BCEAO (TID), des écarts de production (Cycle) et d'inflation (EI)**



Source: auteur à partir des données de la BCEAO.

Il apparaît de 2000 à 2002 que l'écart d'inflation (EI) et le cycle économique sont tous positifs. Selon la règle de Taylor, la Banque centrale devrait relever son taux d'intérêt directeur. Cependant la BCEAO a toujours maintenu inchangé son taux d'intérêt. Les raisons de cette relative stabilité du taux d'intérêt directeur sont liées à différents facteurs : la bonne résilience des économies de l'Union, l'évolution des conditions monétaires qui sont favorables, une liquidité bancaire relativement abondante, une détente des taux débiteurs des banques ainsi que des taux de sortie des émissions de bons par les Trésors nationaux, puis d'une constance observée sur le marché de la dette publique (BCEAO, 2010). En outre, au moment où l'économie entre dans une phase d'expansion en 2003 (output gap positif) accompagnée d'un écart d'inflation négatif, l'institution monétaire a dû baisser son taux d'intérêt directeur passant de 6 à 4% en moyenne. Dès lors la BCEAO semble se préoccuper davantage de la stabilisation des prix que du cycle économique. En revanche, elle a gardé son taux d'intérêt directeur inchangé jusqu'en 2006 malgré la persistance de la récession (output gap négatif) associée à une pression inflationniste (EI positif) observée sur cette période. Il résulte que le comportement de l'institut d'émission n'est pas linéaire au sens de Taylor. En sus, ce comportement de la BCEAO ne laisse pas transparaître son intention de stabiliser l'inflation et le cycle économique. Elle aurait pu alors relever le niveau du taux d'intérêt directeur entre 2004 et 2006.

Entre 2007 et 2008, la BCEAO a relevé progressivement son taux d'intérêt directeur, au moment où la récession persiste alors que l'écart d'inflation demeure positif. Ceci indique déjà que l'institut d'émission est plus attaché à stabiliser l'inflation que le cycle économique. Néanmoins, une telle politique aurait proba-

blement engendré un élargissement de l'output gap sans pour autant faire diminuer l'écart d'inflation (positif).

En 2009, la Banque centrale a procédé à une réduction de son taux d'intérêt directeur passant de 4,48 à 4,25% qui est resté inchangé jusqu'en 2012. Notons que la BCEAO procède souvent à une réduction de son taux d'intérêt directeur lorsque l'inflation dans l'Union amorce une baisse progressive. Ainsi, l'on note une détente des taux sur les marchés monétaires et de la dette publique sur la base de l'appréciation de la balance des risques. Durant cette période, l'écart d'inflation est resté positif, alors que l'output gap est négatif. Ce comportement de la Banque centrale est contraire à celui observé sur la période 2007-2008. Il en ressort que cette politique monétaire de la BCEAO n'a pas eu d'effet significatif sur le cycle économique et la stabilité des prix (EI positif). Par ailleurs, suite à la persistance de la récession entre 2012 et 2015, la BCEAO a encore diminué son taux d'intérêt directeur passant de 4,25 à 3,5%. Ce dernier est resté inchangé jusqu'en 2016. Cette politique monétaire qui consiste à baisser le taux d'intérêt directeur a eu un impact sur l'activité économique de l'UEMOA de 2016 à 2018 (l'output gap positif) accompagné d'une maîtrise du niveau d'inflation (EI négatif). Toutefois, depuis 2018 à 2019, l'institution monétaire a relevé son taux directeur qui est resté constant autour de 4,5%. Cependant, face à la pandémie de la Covid-19, la BCEAO a procédé à une baisse de son taux d'intérêt directeur passant de 4,5 à 4% jusqu'en décembre 2021.

De ces analyses des faits stylisés, il ressort que la politique monétaire de la BCEAO ne reflète pas forcément la linéarité dans la modification de son taux d'intérêt directeur. De même, ces faits n'impliquent pas de façon systématique que la Banque centrale a une préférence pour la stabilisation des prix ou la production. Ces faits renforcent l'idée selon laquelle la non linéarité et l'asymétrie de la fonction de réaction de la BCEAO semblent mieux décrire le comportement de l'autorité monétaire dans la modification de son taux d'intérêt directeur.

## 2. REVUE DE LA LITTÉRATURE

La présente revue expose brièvement le débat théorique qui justifie le caractère non linéaire de la fonction de réaction. Par la suite, elle restitue les résultats des études portant sur les fonctions de réaction des Banques centrales en Afrique subsaharienne.

### 2.1. Débat théorique

La règle de Taylor définit une ligne de conduite qui décrit le comportement des autorités monétaires (Tenou, 2002). Elle fut construite pour retracer l'évolution passée du taux d'intérêt directeur en présumant que la Banque centrale est sensible à l'output gap et aux anticipations d'inflation. Par la suite, le débat théorique a été orienté sur la non linéarité de la règle. Elle trouve son fondement théorique dans la réaction de la politique monétaire par rapport au cycle économique. Pour les keynésiens, son effet dépend de la nature du cycle économique mais surtout du mécanisme de transmission (asymétrique ou non) de la politique monétaire. Ainsi, cette littérature se focalise sur le caractère non linéaire de la fonction de réaction qui est basée sur le principe d'asymétrie du cycle économique et sur le principe de précaution.

Pour le principe d'asymétrie du cycle économique, la règle de Taylor (1993) suppose une symétrie tout au long du cycle économique. Pourtant, le cycle économique présente de fortes irrégularités caractérisées par des récessions et des périodes de retournement souvent longues (Van Dijk et Franses, 1999 ; Neftci, 2001). Dès lors, l'aversion pour les pertes par rapport à l'inflation (ou à la produc-

tion) de la part des autorités monétaires les conduit à adopter des décisions asymétriques selon la phase du cycle.

D'un autre côté, le principe de précaution développé par Cukierman et Gerlach (2003) révèle qu'une Banque centrale a une demande d'expansion (stabilité des prix) pour motif de précaution contre la récession (l'inflation) lorsqu'elle est plus averse aux déviations négatives (positives) de la production par rapport à son niveau potentiel (de l'inflation par rapport à sa cible).

Au-delà de l'hypothèse de non-linéarité qui a été introduite dans la modélisation, la règle de Taylor reste pertinente. En effet, la littérature théorique montre que la minimisation d'une fonction de perte asymétrique dans laquelle les déviations d'inflation et de la production sont assignées avec des poids différents débouche toujours sur une règle de Taylor non-linéaire et optimale (Dolado et al., 2005 ; Samira, 2010).

Au total, ces différents postulats constituent le point d'ancrage d'une importante littérature empirique qui s'est développée par la suite.

## 2.2. Synthèse des travaux empiriques

Différentes études cherchent à caractériser le rôle de la politique monétaire via son taux d'intérêt directeur pour faire face non seulement à la stabilité des prix mais aussi à réguler le cycle économique. Vu les objectifs de cet article, nous présentons d'une part les contributions qui tentent de déterminer des règles optimales en estimant (ou en calibrant) des modèles de l'économie de type DSGE (modèle d'équilibre général dynamique et stochastique) et d'autre part celles qui cherchent à estimer les fonctions de réaction sur la base de données historiques.

### 2.2.1. Règles optimales via les modèles DSGE

De façon générale, les modèles DSGE calibrent ou optimisent les coefficients de réponse de la règle de Taylor. Ces coefficients peuvent résulter d'une optimisation (celle-ci peut porter sur la variance de l'inflation et de la production) ou d'une fonction de perte ad hoc adoptée par la Banque centrale (Carré et al., 2013). Les contributions pouvant être répertoriées dans cette catégorie d'étude sont celles de Houssa et al. (2010), de Peiris et Saxegaard (2010) puis de Kimbambu et Tsasa (2014).

L'étude de Houssa et al. (2010) montre que la règle de Taylor estimée donne un poids important à la stabilisation du PIB du Ghana. Par contre, les coefficients du taux d'intérêt retardé et de l'écart d'inflation sont quasi-nuls. Ce résultat est contraire à celui mis en évidence par Kimbambu et Tsasa (2014) relatif à la politique monétaire en République Démocratique du Congo. En effet, l'étude indique que l'output gap est moins sensible aux variations du taux d'intérêt directeur.

Contrairement aux travaux précédents, Peiris et Saxegaard (2010) étendent cette analyse aux pays d'Afrique subsaharienne en intégrant le rôle du secteur échangeable et celui de la base monétaire par rapport au taux d'intérêt. Les résultats dénotent que la politique de ciblage de l'inflation est celle qui stabilise au mieux le PIB et le taux d'inflation. Cette politique accroît par contre la volatilité des exportations nettes, du taux de change et du taux d'intérêt.

Cette ambivalence des conclusions issues du modèle DSGE est tributaire de l'introduction des autres variables outre l'écart d'inflation et l'output gap dans l'équation de la règle de Taylor. A cette préoccupation, la littérature semble ne pas trancher le débat. D'abord, tous les modèles DSGE qui retiennent une règle de Taylor ne l'augmentent pas de manière systématique. Ceux qui l'augmentent se retrouvent avec un coefficient parfois nul. Si bien que la littérature empirique qui lui est dédiée débouche sur des conclusions ambiguës. A ce titre, alors que d'autres

études aboutissent à un coefficient nul (FMI, 2012), pour d'autres la valeur optimale du coefficient dépend du type de choc et de son ampleur (FMI, 2013). Cette diversité des résultats et des conclusions associée à l'évaluation critique des modèles DSGE a favorisé l'émergence d'une autre approche de modélisation basée sur l'estimation d'une fonction de réaction à partir de données historiques.

### **2.2.2. Estimation des fonctions de réaction sur la base de données historiques**

La difficulté majeure que suscite cette littérature est celle de savoir la forme prise par la fonction de réaction de la Banque centrale. D'une part, nous avons les études qui montrent que la fonction de réaction est linéaire et d'autre part, celles qui révèlent l'existence d'une relation non linéaire.

L'étude d'Okot (2008) évalue le délai de transmission des effets de la politique monétaire de l'Ouganda à partir des données trimestrielles. Tout en indiquant un délai de transmission assez long des effets de la politique monétaire, l'étude révèle une contra-cyclicité de ladite politique. Ce résultat suppose que les taux d'intérêt de la Banque centrale ne sont pas en adéquation avec le taux de Taylor. C'est bien à cette conclusion qu'adhèrent Moumni et Salma (2014). Ces auteurs montrent que la politique monétaire marocaine a été discrétionnaire.

Cependant, le consensus est loin d'être établi sur ce résultat. Déjà, l'étude de Lajnaf (2013) postule que la politique monétaire tunisienne suit une règle fondée sur l'inflation et la croissance économique. Ce résultat révèle que la Banque centrale de la Tunisie suit le postulat de la règle de Taylor. Cette thèse est aussi développée par Nguenang et al. (2009) qui montrent que la politique monétaire de la Banque des États de l'Afrique Centrale (BEAC) obéit à l'enseignement de la règle de Taylor. Toutefois, Bikai et Mbohou (2016) montrent que le taux directeur de la BEAC ne réagit pas à l'écart de production ni à l'écart d'inflation. Ce résultat s'explique par la faiblesse des mécanismes de transmission d'une part et de l'inopérabilité du canal du taux d'intérêt d'autre part.

En zone UEMOA, plusieurs travaux sont à noter. Il s'agit des contributions de Tenou (2002), Siri (2011), Dramani (2013), Achi (2013), BCEAO (2013), Traoré (2017) puis Diaw et Sall (2018).

L'une des études de référence en la matière pour l'UEMOA est celle de Tenou (2002) qui cherche à tester une fonction de réaction de la BCEAO à partir de la règle de Taylor. Les résultats montrent que la règle estimée décrit bien le comportement des taux du marché monétaire surtout après la dévaluation de 1994. En sus, l'étude indique que le taux d'intérêt du marché monétaire est plus sensible à l'écart de production qu'au différentiel du taux d'intérêt. Ce résultat a été par ailleurs confirmé par Dramani (2013) dans son étude qui couvre l'UEMOA et la CEMAC.

La BCEAO (2013) de son côté estime une règle de Taylor augmentée. La différence fondamentale de cette règle de Taylor augmentée par rapport à celle estimée par Tenou (2002) réside dans la prise en compte des avoirs extérieurs nets. Les résultats montrent qu'à partir des années 1990, la BCEAO a accordé, en plus des avoirs extérieurs, un poids important aux variations de l'inflation par rapport à sa cible et à l'output gap.

En sus de ces études, Traoré (2017) dénote, à partir de la règle de Taylor augmentée de la masse monétaire et du différentiel des taux d'intérêt entre la zone UEMOA et l'Eurosystème, que la fixation d'un taux directeur par la BCEAO doit se référer à celui prédit par le taux de Taylor défini par la Côte d'Ivoire. Par contre, Achi (2013) de son côté montre que le taux de crédit bancaire fourni par les banques de second rang doit être pris en compte dans le processus de détermination du taux directeur de la BCEAO. L'étude semble révéler une inadéquation entre le taux d'intérêt de la BCEAO et celui prédit par la règle de Taylor.



Pourtant, les travaux de Diaw et Sall (2018) révèlent que la politique monétaire de la BCEAO vérifie le principe de Taylor sur la période 1980-2016. L'étude dénote qu'une règle forward-looking (prospective) contenant un gradualisme de la politique monétaire semble être préférable. Elle donne un bon résultat en matière de stabilisation aussi bien de l'inflation que de l'activité économique et un meilleur résultat en matière de stabilisation du taux d'intérêt nominal.

Il est à remarquer que la différence entre ces résultats pourrait se situer sur la période d'étude, dans la mesure où celle d'Achi (2013) étend son analyse sur une très longue période (1960-2008). Ceci rend compte au mieux de la réalité économique dans la mesure où non seulement elle intègre la durée mais aussi la structure du financement des économies à travers la variable crédit accordé.

### **2.2.3. Non linéarité dans la fonction de réaction**

Peu de travaux à notre connaissance mettent en évidence la non linéarité dans la fonction de réaction au sein des Banques centrales en Afrique (Samira, 2010 ; Yosra, 2016; Hougbedji et Bassongui, 2022).

A partir du modèle de régression à transition lisse, Samira (2010) teste la non-linéarité de la règle de Taylor sur des données trimestrielles. L'étude relève que l'objectif de la stabilité des prix est manifeste dans les priorités des autorités monétaires tunisiennes dès que l'inflation excède le seuil de 3,8%. Par contre, la Banque centrale est amenée à augmenter son taux d'intérêt dès que les chocs induisent un écart de production négatif fixé à -3,3%.

Yosra (2016) de son côté estime une règle de Taylor non linéaire augmentée du taux de change effectif réel. L'étude révèle l'existence de deux régimes de politique monétaire au sein de la Banque centrale d'Égypte à des valeurs (faibles/élevées) de l'output gap. Ce résultat montre que la réponse de la Banque centrale à ses fondamentaux économiques n'est pas la même selon le niveau de l'output gap qui a une valeur seuil de 9,85.

Tout récemment, Hougbedji et Bassongui (2022) examinent le rôle de la stabilité financière dans la dynamique de la politique monétaire au sein de la BCEAO. A partir d'un modèle markovien à changement de régimes, l'étude indique que la politique monétaire de la BCEAO est caractérisée par deux régimes suivant l'évolution de l'indice de stabilité financière. L'étude montre que la BCEAO réagit au risque d'instabilité financière en augmentant son taux d'intérêt directeur à court terme lorsque l'indice de la stabilité financière atteint un seuil de 49 (pour le ratio crédit à l'économie/PIB) et de 31 (pour le ratio de la masse monétaire/PIB)<sup>5</sup>.

A travers cette revue de la littérature, il ressort qu'en dehors des travaux de Hougbedji et Bassongui (2022), les études portant sur la non linéarité de la fonction de réaction de la BCEAO sont rares. Plus encore, ces travaux ne prennent pas en compte l'influence du CMP dans la mise en œuvre de la règle de Taylor. Pourtant, il est raisonnable de penser que le CMP peut affecter la dynamique de la fonction de réaction d'une Banque centrale. Premièrement, il a été montré que la baisse des CMP affecte la stabilité du secteur financier des pays d'Afrique subsaharienne (Kinda et al., 2016). Celle-ci à son tour affecte le secteur bancaire et à terme la politique monétaire. Deuxièmement, les économies de l'UEMOA sont tributaires des matières premières à plus de 65 % (BCEAO, 2016). Les fluctuations du CMP ont un réel effet sur les agrégats économiques notamment ceux monétaires. Dès lors, les études empiriques postulent que la Banque centrale devrait surveiller de près les

<sup>5</sup> La stabilité financière est déterminée par la variance de la composante cyclique des ratios du crédit à l'économie/PIB et de la masse monétaire/PIB. Une valeur proche de 0 (100) traduit une forte stabilité financière (instabilité financière).

mouvements des CMP. Cependant, aucun consensus ne se dégage des travaux empiriques quant à la prise en compte des CMP dans la formulation de la politique monétaire (L'Éillet, 2010; Fam, 2016).

Cet article en ce sens intègre ces différents aspects occultés dans les travaux existants.

### 3. MÉTHODOLOGIE

Les Banques centrales observent en général le mouvement potentiel des objectifs finaux sur plusieurs horizons temporels. Toutefois, en raison de la difficulté de combiner conjointement les modèles rétrospectifs et prospectifs dans une modélisation empirique, la littérature a adopté une approche différenciée où les deux modèles sont estimés séparément. Selon Taylor (1999), les deux versions de sa règle ne sont pas si différentes dans la mesure où les prévisions des prix et de l'activité économique qu'utilise le modèle prospectif sont basées sur des données courantes et retardées. Ainsi, dans cet article, nous considérons la règle de Taylor rétrospective. Ce choix se justifie dans la mesure où pour les données annuelles, on observe un phénomène de décalage (1 à 1,5 an) dans la transmission des effets de la politique monétaire (Nubukpo, 2002; Beguy, 2012).

De façon générale, comme l'indique Ténou (2002), le processus de fixation du taux d'intérêt directeur intègre des paramètres internes (inflation, croissance économique, crédit à l'économie) et externes (inflation du principal partenaire – la France –, taux d'intérêt étranger, etc.). En outre, dans un contexte de fixité du change, ce taux d'intérêt directeur tient compte d'une variable en rapport avec le taux de couverture de l'émission monétaire, notamment les avoirs extérieurs, qui pourraient apparaître comme un objectif à part entière (BCEAO, 2013).

#### 3.1. Modèle non linéaire de la règle de Taylor modifiée et méthode d'estimation

Le modèle rétrospectif (backward looking rule) ou la règle de Taylor rétrospective (RTR) considère que la Banque centrale se réfère principalement à la production et à l'inflation des années antérieures pour fixer son taux d'intérêt directeur (Moura et Carvalho, 2010).

Suivant les travaux de Ténou (2002) et Traore (2017), ainsi que les critiques émises par McCallum (1997) et Kozicki (1999) contre les règles monétaires utilisant des données contemporaines, il convient de retarder les variables explicatives d'une période. Sous sa forme linéaire basique, le modèle se présente comme suit :

$$TD_t = \beta_0 + \beta_1 TD_{t-1} + \beta_2 (\pi_{t-1} - \pi_t^*) + \beta_3 Ygap_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

avec TD le taux d'intérêt directeur,  $\pi$  désigne l'inflation, Ygap est l'écart de production,  $t$  désigne l'indicateur temporel et  $\varepsilon$  le terme d'erreur normalement et indépendamment distribué avec une moyenne nulle et une matrice de covariance.

Les coefficients  $\beta$  sont des paramètres à estimer. Ils représentent les paramètres de la fonction de réaction de la BCEAO. L'équation (1) suppose que la Banque centrale se réfère à la production, à l'inflation et à son taux directeur de la période antérieure pour établir son taux d'intérêt courant.

A l'exception des variables classiques que l'on retrouve dans une fonction de réaction, nous intégrons le différentiel des taux d'intérêt directeurs entre la zone UEMOA et l'Eurosystème (noté DTI). L'inclusion de cette variable dans le modèle est motivée par l'influence de la politique monétaire de la zone euro sur certaines décisions de la BCEAO, notamment le niveau de ses taux directeurs. Il apparaît que

la BCEAO maintient en général un écart entre ses taux directeurs et ceux de l'Eurosystème (Traore, 2017). Ainsi, l'équation (1) devient :

$$TD_t = \beta_0 + \beta_1 TD_{t-1} + \beta_2 (\pi_{t-1} - \pi_t^*) + \beta_3 Ygap_{t-1} + \beta_4 DTI_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Dans cet article, nous nous inspirons du modèle empirique de Chung et al. (2016) pour modéliser la dynamique du taux d'intérêt directeur de la BCEAO. Celui-ci est supposé dépendre de deux régimes (régime de prix faible vs régime de prix élevé).

Nous supposons que les deux régimes sont distingués à partir d'une valeur seuil de l'indice du CMP déterminée de manière endogène. De ce fait, nous estimons un modèle non linéaire de la règle de Taylor afin de tester si les coefficients de la fonction de réaction diffèrent d'un régime à l'autre :

$$TD_t = \beta_{01} + \beta_{11} TD_{t-1} + \beta_{21} (\pi_{t-1} - \pi_t^*) + \beta_{31} Ygap_{t-1} + \beta_{41} DTI_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\text{si } -\infty < CMP_{t-1} \leq \gamma \quad (4)$$

$$TD_t = \beta_{02} + \beta_{12} TD_{t-1} + \beta_{22} (\pi_{t-1} - \pi_t^*) + \beta_{32} Ygap_{t-1} + \beta_{42} DTI_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\text{si } \gamma < CMP_{t-1} < \infty \quad (6)$$

Les variables du modèle non-linéaire (équations (3) à (6)) sont celles définies précédemment. Le régime de prix faible (élevé) est défini comme un sous échantillon d'observations dans lequel la valeur de l'indice du CMP est inférieure (supérieure) à une valeur seuil  $\gamma$  déterminée de façon endogène. Nous estimons le modèle non-linéaire en utilisant les moindres carrés conditionnels, un estimateur des modèles de régression de seuil (Hansen, 2001).

Le test de Wald est utilisé pour vérifier l'hypothèse de non-linéarité de la fonction de réaction de la BCEAO. Ceci revient à tester l'égalité des paramètres  $\beta$  entre les deux régimes. En outre, pour renforcer l'hypothèse de la non linéarité de la fonction de réaction, l'on associe au test précédent celui d'égalité des coefficients de toutes les variables entre les régimes. Le choix entre le modèle linéaire et non-linéaire peut être basé sur les valeurs des critères d'information (AIC, BIC), obtenues après estimation des deux modèles. La valeur minimale obtenue (AIC, BIC) est celle qui indique le modèle le plus adapté.

Nous supposons que les deux régimes sont distingués à partir d'une équation de seuil. La régression seuil considère le taux d'inflation et l'indice du CMP qui permettent de générer un indice seuil séparant l'échantillon en deux régimes de prix faibles et élevés. Elle représente une combinaison linéaire du taux d'inflation et de l'indice du CMP. Les poids n'étant pas connus ex ante. Il convient de remarquer que les deux variables sont construites conjointement comme un indicateur de seuil plutôt que comme une variable unique. Cet indice est endogène et déterminé par le modèle structurel (*Endogenous Switching Model* noté ESM).

Le modèle de Taylor avec l'équation de seuil endogène est le suivant :

$$TD_t = \beta^F_{01} + \beta^F_{11} TD_{t-1} + \beta^F_{21} (\pi_{t-1} - \pi_t^*) + \beta^F_{31} Ygap_{t-1} + \beta^F_{41} DTI_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\text{si } \lambda_1 \pi_{t-1} + \lambda_2 CMP_{t-1} + u_t < \lambda_0 \quad (8)$$

$$TD_t = \beta^E_{02} + \beta^E_{12} TD_{t-1} + \beta^E_{22} (\pi_{t-1} - \pi_t^*) + \beta^E_{32} Ygap_{t-1} + \beta^E_{42} DTI_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\text{si } \lambda_1 \pi_{t-1} + \lambda_2 CMP_{t-1} + u_t \geq \lambda_0 \quad (10)$$

Les équations (7) et (9) sont les fonctions de réaction de la BCEAO. Les équations (8) et (10) sont les équations de seuil. Les coefficients  $\beta^F$ ,  $\beta^E$  représentent respectivement les coefficients à estimer des fonctions de réaction de la politique monétaire dans les régimes de prix faible (RPF) et de prix élevé (RPE). Les  $\lambda$  sont les coefficients à estimer de l'équation de seuil.

Le modèle suppose que les vecteurs des termes d'erreur dans les fonctions de réponse et ceux des équations de seuil sont normalement et indépendamment distribués avec une moyenne nulle et une matrice de covariance donnée. Les paramètres  $\beta$  et  $\lambda$  sont estimés à partir de la maximisation de la fonction de vraisemblance logarithmique à l'aide de l'estimateur des modèles de régression endogène à régime changeant, ESM. L'estimation est faite sous Stata à l'aide de la commande "Switchr"<sup>6</sup>.

En accord avec la littérature empirique, nous intégrons l'indice du CMP dans la régression de seuil au lieu de l'équation de la fonction de réaction. Par exemple, Aglietta et Emliger (2011) montrent qu'à court terme les CMP varient en sens inverse du cours du dollar des États-Unis. Ainsi, la sensibilité du prix des matières premières aux mouvements du dollar indique qu'une baisse (dépréciation) de ce dernier de 1% entraîne une hausse des CMP de 0,5 à 1%. Dès lors, on pourrait admettre que la politique monétaire peut intégrer les CMP dans sa fonction de réaction de manière indirecte. Ceci est d'autant plus vrai dans la mesure où Kinda et al. (2016) montrent que, sur un échantillon de 71 pays exportateurs de matières premières, la baisse du CMP va de pair avec une hausse des créances improductives et des coûts bancaires, ce qui accroît la probabilité de crises bancaires. Ce point de vue indique que la Banque centrale surveille ce marché de près, mais n'intervient pas au moyen d'instruments monétaires (L'oeillet, 2010).

La prise en compte de l'indice du CMP dans l'équation de seuil et non dans la fonction de réaction de la BCEAO se justifie. Mieux, la forte dépendance des pays de l'UEMOA aux recettes d'exportation des matières premières renforce ce choix.

### 3.2. Données et statistiques descriptives

Les données agrégées utilisées couvrent l'ensemble des pays de l'UEMOA sur la période 1970-2021. Il s'agit des variables suivantes :

- le taux d'inflation via l'indice des prix à la consommation, le taux d'intérêt directeur et le PIB réel qui proviennent de la base de données de la BCEAO;
- le taux d'intérêt de la zone euro issu de la base de la Banque de France;
- l'indice du cours des matières premières (CMP) tiré de la base de la Conférence des Nations Unies sur le Commerce et le Développement (CNUCED).

Le taux d'intérêt marginal est la mesure du taux d'intérêt directeur (TD) de la BCEAO que nous avons retenu dans cet article. Le différentiel des taux d'intérêt (DTI) est l'écart entre le taux d'intérêt directeur (TD) de la BCEAO et celui de la zone euro. Le taux d'intérêt de court terme de la Banque de France est le proxy du taux d'intérêt de la zone euro.

Le cycle économique ( $Y_{\text{gap}}$ ) est l'écart entre le PIB réel et le PIB potentiel rapporté au PIB potentiel. Le PIB potentiel est obtenu à l'aide du filtre de Hodrick et Prescott (1997).

Le CMP est mesuré par l'indice moyen du prix relatif aux principaux produits de base exportés par l'UEMOA (base 2010). Les matières premières exportées sont constituées essentiellement par l'or (23,2%), le cacao (21,8%), le pétrole (9,2%), l'anacarde (5,7%), le coton (5,6%), le café, l'huile, et le caoutchouc (BCEAO, 2017).

<sup>6</sup> Pour plus de détail, lire Zimmerman (2003) ou consulter le site : <https://www.stata.com/products/stb/journals/stb45.pdf>.

Le taux d'inflation est mesuré par le taux de croissance de l'indice des prix à la consommation. Le taux d'inflation cible est défini par l'autorité monétaire. Le ciblage d'inflation dans la plupart des Banques centrales a commencé à l'ère de la libéralisation financière. Ainsi, les études empiriques retiennent comme cible d'inflation la composante tendancielle ou la moyenne du taux d'inflation de la période étudiée. Cette dernière repose sur l'hypothèse selon laquelle les Banques centrales ont pour objectif la stabilisation du taux d'inflation autour de sa moyenne (Siri, 2011).

Nous utilisons ici trois mesures de cible d'inflation. Il s'agit de (i) la cible d'inflation de 2% retenue par le Comité de Politique Monétaire de la BCEAO avec une marge de + ou -1 point de pourcentage (E1), (ii) la composante tendancielle de la série du taux d'inflation comme cible (E2), (iii) la moyenne du taux d'inflation sur la période 1970-2021 pour approximer le taux d'inflation cible (E3).

Il est à noter que le CMP n'est pas un argument du taux d'inflation au sein des pays de l'UEMOA. Ce dernier n'est pas pris en compte dans l'évaluation du taux d'inflation via l'indice harmonisé des prix à la consommation (IHPC). Le recours au CMP comme variable de seuil plutôt qu'à l'inflation ne peut prêter à confusion. En effet, le calcul de l'IHPC est basé sur un panier de biens et services consommés. Les pays de l'UEMOA sont exportateurs nets des matières premières. La part des matières premières destinée à la consommation intérieure est négligeable et ne saurait influencer directement l'IHPC.

Les tableaux A1, A2 et A3 (en annexe) présentent respectivement la description des variables, les statistiques descriptives et l'étude de stationnarité des séries utilisées dans les régressions. En effet, les tests de stationnarité réalisés sur nos séries montrent que toutes les variables sont stationnaires en niveau à l'exception de la variable CMP. A cet égard, la variable CMP est prise en différence première dans les différentes estimations.

#### 4. RÉSULTATS ET DISCUSSION

Nous présentons dans cette section les résultats liés à chaque spécification (modèle linéaire et non linéaire) sous différentes modalités de la cible d'inflation. Les résultats montrent qu'il n'existe pas de différence significative pour la BCEAO d'adopter une cible d'inflation de 2% (E1) plutôt qu'une cible de la valeur moyenne du taux d'inflation (E3) sur la période d'étude (Tableau A4 en annexe). Mieux, ces résultats préliminaires indiquent que la BCEAO réaliserait de meilleures performances lorsqu'elle retient comme cible d'inflation la composante tendancielle du taux d'inflation (les valeurs AIC et BIC de la modalité E2 sont toutes inférieures à celles des autres). Pour la suite dans la présentation, nous nous intéressons à deux scénarii. Il s'agit de la modalité E1 (cible de 2 %) et E2 (composante tendancielle du taux d'inflation).

##### 4.1. Dynamique du taux directeur de la BCEAO conditionnée par l'indice du CMP

Les résultats d'estimation avec le modèle de seuil sont reportés dans les tableaux 1 (E1) et 2 (E2). Les résultats avec le modèle classique sans seuil sont aussi reportés en guise de comparaison. L'estimation du modèle avec deux seuils qui nécessite un nombre élevé de coefficients estimés n'a pas été possible du fait de la taille réduite de l'échantillon (52 observations). Le recours au modèle de seuil visait moins à mettre en évidence le nombre de régimes qu'à révéler la présence d'une relation non linéaire dans la dynamique du taux d'intérêt directeur en fonction du seuil atteint par le CMP. Les deux dernières colonnes du tableau 1 et 2 présentent les statistiques du test d'égalité des coefficients entre les régimes.

Nous rappelons que cette procédure vise à vérifier si la structure de la non linéarité est vérifiée dans le comportement monétaire de la BCEAO. Les statistiques du chi2 ainsi que les probabilités correspondantes indiquent bien l'existence d'une relation non linéaire dans la dynamique du taux directeur de la BCEAO. Mieux, les résultats indiquent l'existence d'une différence globale des paramètres entre les régimes [Prob (E1) = 0,033; Prob (E2) = 0,044] au seuil de 5%.

La comparaison des valeurs du critère d'information correspondantes aux deux modèles confirme que le modèle non linéaire est préférable au modèle linéaire. La non linéarité est induite notamment par la différence significative des coefficients de l'output gap et de l'écart d'inflation entre les deux régimes (tableaux 1 et 2).

**Tableau 1: Résultats des effets seuils de la règle de Taylor modifiée (modalité E1)**

	Modèle linéaire	Modèle avec un seuil endogène		Test d'égalité des coefficients entre les 2 régimes	
		Régime 1 (CMP <sub>t-1</sub> ≤ 51,2)	Régime 2 (CMP <sub>t-1</sub> > 51,2)	Stat chi2	Prob > chi2
<b>Type de modèle</b>	<b>M1</b>	<b>M2</b>	<b>M3</b>		
Taux d'intérêt directeur décalé	0,87*** (0,107)	0,52 (0,313)	0,94*** (0,071)	1,89	0,171
<b>Ecart d'Inflation</b>	<b>-0,09*</b> (0,056)	<b>-0,19**</b> (0,801)	<b>0,03</b> (0,311)	<b>6,35</b>	<b>0,011</b>
<b>Cycle économique</b>	<b>0,09</b> (0,231)	<b>0,42**</b> (0,313)	<b>0,12**</b> (0,055)	<b>7,31</b>	<b>0,005</b>
Différentiel du taux d'intérêt	-0,07 (0,103)	-0,01 (0,167)	0,08 (0,846)	0,21	0,645
Constante	0,96* (0,412)	1,81** (0,159)	0,21 (0,425)	3,82	0,045
Observations	51	51	51		
R <sup>2</sup> (ajusté)	0,71				
AIC	163	26			
BIC	173	40			
Nombre d'observations (%) / Régime		59,75	40,25		
<b>Test d'égalité global des coefficients</b>				4,75	0,033

Les valeurs entre parenthèses sont les erreurs standards corrigées de l'hétéroscédasticité. \*\*\* (\*\*) indiquent respectivement la significativité au seuil de 1% (5%).

Source: Estimation de l'auteur sous le logiciel Stata.

Le modèle M1 des tableaux 1 et 2 représente la règle de Taylor linéaire. Il s'agit d'abord de vérifier si la condition de stabilité et le principe de la règle de Taylor sont respectés. La condition de stabilité de la règle est respectée si le poids accordé à l'inflation est supérieur à 1. Le principe de Taylor est respecté lorsque la somme des coefficients estimés du taux d'intérêt directeur retardé et celui de l'écart d'inflation est supérieur à 1 ( $\alpha + \beta > 1$ ).

Les résultats révèlent que la condition de stabilité<sup>7</sup> et le principe de Taylor<sup>8</sup> sont violés. Ceci sous-entend que la spécification linéaire de la règle de Taylor ne semble pas décrire le comportement de la BCEAO dans la modification de son taux d'intérêt directeur.

<sup>7</sup> Les coefficients de l'écart d'inflation dans chaque régime -0,19 et 0,03 (-0,14 et 0,18) sont < à 1 respectivement pour E1(E2).

<sup>8</sup> 0,52 - 0,19; +0,94 + 0,03 (0,86 - 0,14; +0,83 + 0,18) sont < à 1 dans chaque régime respectivement pour E1(E2).

En outre, il ressort de ces résultats qu'il existe bel et bien une non linéarité dans la fonction de réaction de la BCEAO dans la mesure où l'on observe une différence significative des coefficients du cycle économique et de l'écart d'inflation entre les deux régimes lorsque la Banque centrale adopte une cible d'inflation de 2% ou lorsqu'elle retient comme cible la composante tendancielle du taux d'inflation. Il en est de même pour les coefficients estimés du différentiel du taux d'intérêt directeur (modèle E2).

**Tableau 2: Résultats des effets seuil de la règle de Taylor modifiée (modalité E2)**

	Modèle linéaire	Modèle avec un seuil endogène		Test d'égalité des coefficients entre les 2 régimes	
		Régime 1 ( $CMP_{t-1} \leq 56,2$ )	Régime 2 ( $CMP_{t-1} > 56,2$ )	Stat chi2	Prob > chi2
Type de modèle	M1	M2	M3		
Taux d'intérêt directeur décalé	0,75*** (0,79)	0,86*** (-0,15)	0,83*** (-0,618)	11,5	0,008
<b>Ecart d'inflation</b>	-0,04 (-0,038)	<b>-0,14***</b> (0,041)	0,18 (0,037)	<b>10,02</b>	<b>0,013</b>
<b>Cycle économique</b>	<b>0,18**</b> (0,913)	<b>0,36***</b> (0,164)	<b>0,11**</b> (0,058)	<b>5,68</b>	<b>0,014</b>
Différentiel du taux d'intérêt	-0,02** (0,161)	-0,63** (0,122)	-0,05 (-0,061)	3,71	0,034
Constante	1,59** (0,425)	0,98 (0,931)	-0,44 (0,415)	0,23	0,534
Observations	51	51	51		
R <sup>2</sup> (ajusté)	0,73				
AIC	157	18			
BIC	168	35			
Nombre d'obs. (%) / Régime		68,5	31,5		
<b>Test d'égalité global des coefficients</b>				6,27	0,044

Les valeurs entre parenthèses sont les erreurs standards corrigées de l'hétéroscédasticité.

\*\*\* (\*\*) indiquent respectivement la significativité au seuil de 1% (5%).

Source: Estimation de l'auteur sous le logiciel Stata.

En outre, les résultats sont plus significatifs dans le modèle pour lequel la BCEAO adopte comme cible d'inflation la composante tendancielle du taux d'inflation. A cet égard, pour la suite de la présentation de nos résultats nous nous focalisons plus sur cette spécification (E2).

Ainsi, de ce tableau 2, il ressort que la réponse des taux d'intérêt directeurs à l'écart d'inflation, au cycle économique et au différentiel des taux d'intérêt dépend du niveau de l'indice du CMP antérieur. Les estimations révèlent l'existence de deux régimes de politique monétaire pour des valeurs (faibles/élevées) du CMP. Ce résultat implique que la réponse de la politique monétaire à ses fondamentaux macroéconomiques n'est pas la même suivant que le niveau du CMP de l'année précédente se trouve en dessous ou au-delà d'un seuil avoisinant 56,2.

Les résultats du tableau 2 indiquent en général que le taux d'intérêt directeur est expliqué par sa valeur retardée d'une période ainsi que par les valeurs retardées d'une période du cycle économique et du taux d'intérêt directeur de la zone UEMOA et de l'Eurosysteme. Selon les coefficients estimés de l'output gap, l'effort de stabilisation du cycle économique est déterminant par rapport à celui de rapprocher l'inflation d'un niveau avoisinant sa cible. Cet effort est d'autant plus

élevé pour des valeurs du CMP retardées d'une période en dessous du seuil de 56,2 (0,36 dans le premier régime), comparativement au second régime (0,11).

La non significativité du coefficient associé à l'écart d'inflation pourrait s'expliquer de la manière suivante : avec une cible d'inflation de 2 % sur l'ensemble de la période (E1) ou la composante tendancielle de la série du taux d'inflation comme cible (E2), l'écart d'inflation est probablement surévalué. Le signe négatif obtenu peut s'interpréter comme un objectif d'inflation supérieur à 2 % notamment pour la modalité E1.

De même quelles que soient les modalités (E1 et E2), nos résultats indiquent que la réaction de la BCEAO à l'output gap est plus faible lorsque le CMP est plus élevé (le coefficient de l'output gap est significatif dans le régime M3). Cette faible réactivité de la BCEAO face au cycle économique en présence d'un niveau élevé du CMP ( $CMP > 56,2$ ) s'explique par le fait que l'institution monétaire s'en tient à son mandat de stabilité des prix comme étant son objectif majeur.

En ce qui concerne le signe associé à l'écart entre les taux d'intérêt directeurs de la zone UEMOA et l'Eurosystème (DTI), les résultats montrent que la BCEAO semble avoir une plus grande tendance à baisser son taux d'intérêt suite à une baisse du taux d'intérêt de la Banque centrale européenne. Le coefficient estimé du DTI est significatif au seuil de 5%, et seulement dans le premier régime. La fixation du taux d'intérêt directeur de la BCEAO est donc fortement tributaire de la conjoncture de la zone euro, seulement pour des valeurs de l'indice du CMP retardées d'une période en dessous du seuil de 56,2. Pour des valeurs du CMP retardées d'une période au-delà du seuil de 56,2, les autorités monétaires adopteraient un comportement neutre quant à l'ajustement du taux d'intérêt sur le marché monétaire de la BCEAO par rapport à celui de la zone euro.

Le coefficient de la valeur retardée d'une période du taux d'intérêt directeur, quoique significatif au seuil de 1%, ne diffère pas statistiquement d'un régime à un autre pour la modalité E1. Par contre, son paramètre varie d'un régime à un autre pour la modalité (E2).

Quelles que soient les modalités de la cible d'inflation (E1 et E2), il existe une forte tendance pour la Banque centrale à fixer son taux d'intérêt en fonction de sa valeur antérieure. Ceci reflète ainsi un fort degré d'inertie dans la politique monétaire ou dans une certaine mesure une forte persistance des chocs auxquels la BCEAO est confrontée dans l'exercice de ses prérogatives. Signalons que ce degré d'inertie mis en évidence (0,75 à 0,94) est plus proche des valeurs trouvées par Tenou (2002) (0,82), BCEAO (2013) (0,90) et Traoré (2017) (0,90).

Par ailleurs, ce fort degré d'inertie mis en évidence indique que la BCEAO mène une politique monétaire prudente qui ne s'écarte pas en moyenne de sa décision de politique monétaire de la période précédente. Pour preuve, le taux d'intérêt directeur (taux d'intérêt marginal) a été modifié 21 fois au cours de toute la période d'étude. Dans ces conditions, cette politique monétaire ancre les anticipations des agents économiques sur le fait que la modification du taux d'intérêt directeur intervient rarement. En conséquence, l'effet sur le choix des agents économiques pourrait être limité. Elle traduit ainsi une marque de confiance des agents économiques en la Banque centrale. Dès lors, comme l'ont souligné Bikai et Mbohoulé (2016), un lissage du taux d'intérêt directeur très important de la politique monétaire (0,98 pour la BEAC) traduit les incertitudes sur les effets de son action.

#### **4.2. Test de robustesse**

Nous soumettons nos résultats à deux types de tests de robustesse.

En premier lieu, pour évaluer l'impact des différents chocs (comme la dévaluation de 1994, la crise financière de 2007 et la crise sanitaire du Covid-19) sur la dynamique de la fonction de réaction de la BCEAO, nous effectuons le test de stabi-



lité (*structural break*). En second lieu, l'estimation des équations (2 à 6) a été reprise en recourant au modèle à transition lisse (*Smooth Transition Regression*) de Terasvirta (1998).

Le tableau A5 (en annexe) présente les résultats du test de stabilité. Il ressort de ce tableau que la dévaluation du franc CFA et la crise financière de 2007 ont eu un effet sur la dynamique du taux d'intérêt directeur de la BCEAO. En revanche, le test de stabilité dénote que la crise sanitaire (Covid-2019) n'a pas eu un effet significatif sur la dynamique du taux d'intérêt directeur de la BCEAO. Elle pourrait s'expliquer par l'adoption des mesures dites « spéciales »<sup>9</sup> de la part des autorités monétaires. Ainsi, la Covid-19, à l'origine de la crise sanitaire, a entraîné une réduction drastique de l'offre et de la demande globales en raison de la rupture dans les chaînes d'approvisionnement. Pour faire face aux effets néfastes de cette pandémie sur le système bancaire de l'Union monétaire, la BCEAO a adopté une série de mesures. Il s'agit de (i) l'augmentation des ressources mises à la disposition des banques, (ii) la mise en place d'un fonds de bonification de taux d'intérêt, (iii) l'émission de titres publics dénommés « Bons Covid-19 », (iv) l'adoption d'un mécanisme de report d'échéance aux entreprises qui rencontrent des difficultés à rembourser les crédits qui leur ont été accordés (BCEAO, 2020). Ces interventions ont certainement permis d'éviter une crise de confiance entre les banques et une chute en chaîne de la valeur de certaines classes d'actifs entraînant des risques de faillites bancaires.

Les résultats du second test de robustesse dénotent qu'il n'existe pas de différence significative dans les résultats d'estimation. La vitesse de transition «  $k$  » est significative et présente une valeur estimée entre 3,56 et 3,83, indiquant ainsi une transition lente d'un régime à un autre. En outre, le seuil de l'indice du CMP obtenu dans le modèle E2 (transition brute) est de 56,2 alors que celui obtenu avec le modèle à transition lisse est de 55,1 (Tableau A6 en annexe).

Bien que cette approche ait permis de déterminer le seuil du CMP à partir duquel la modification du taux directeur de la BCEAO devient un impératif, elle ne renseigne pas sur le comportement de l'autorité monétaire en fonction du régime auquel l'économie est soumise. D'où l'intérêt de la modélisation ESM (*Endogenous Switching Model*) que nous développons ci-après sur la base d'un indice composite.

#### 4.3. Dynamique du taux directeur de la BCEAO conditionnée par l'indicateur de seuil

Le tableau 3 présente les résultats d'estimation de la règle de Taylor dans le cas où les deux régimes sont distingués à partir d'une équation de seuil. L'indicateur de seuil ici est un indice composite; construit conjointement à partir du taux d'inflation et de l'indice du CMP. Celui-ci est une combinaison linéaire du taux d'inflation et de l'indice du CMP lequel remplit les propriétés de la stationnarité.

La valeur du critère d'information (AIC) obtenue après estimation du modèle non linéaire est égale à 153. Elle est plus petite que la valeur de l'AIC obtenue après l'estimation du modèle linéaire qui est de 157 (M1, Tableau 2). Cette valeur minimale de l'AIC correspond mieux aux données et indique de ce fait qu'un modèle non linéaire de la règle de Taylor est plus adapté. Par ailleurs, les paramètres du taux d'inflation et de l'indice du CMP dans l'équation de seuil sont positifs et significatifs. La statistique de Fisher ainsi que la probabilité correspondante indiquent que les deux variables expliquent globalement l'équation de seuil (M6). La combinaison linéaire des deux variables comme seuil ne peut donc être rejetée.

<sup>9</sup> BCEAO, <https://www.bceao.int/fr/communique-presse/communique-de-la-banque-centrale-des-etats-de-lafrique-de-louest-bceao>.

Tableau 3: Résultat du modèle à équation de seuil

	Fonction de réaction		Equation de seuil
	Régime de prix faible (RPF)	Régime de prix élevé (RPE)	
<b>Type de modèle</b>	<b>M4</b>	<b>M5</b>	<b>M6</b>
Constante	1,13*** (0,168)	0,78** (0,685)	-0,79** (0,296)
Taux d'intérêt directeur décalé	0,79*** (0,037)	0,72*** (0,073)	
<b>Ecart d'inflation (E2)</b>	<b>0,16***</b> (0,028)	-0,43 (0,051)	
<b>Cycle économique</b>	<b>0,07***</b> (0,038)	<b>0,39***</b> (0,117)	
Différentiel du taux d'intérêt	-0,06 (0,011)	-0,85*** (0,181)	
Inflation			0,07*** (0,021)
Indice du CMP			0,05*** (0,015)
Observations	51	51	51
R <sup>2</sup> (ajusté)	0,94	0,79	0,42
F(4, 51)			26,67
Prob > F			0,002
AIC	153		
Nombre d'observations (%) / Régime	65	35	
Test d'égalité global des coefficients	Chi2 = 6,57		Prob = 0,018

Les valeurs entre parenthèses sont les erreurs standards corrigées de l'hétéroscédasticité.

\*\*\* (\*\*) indiquent respectivement la significativité au seuil de 1% (5%).

Source : estimation de l'auteur sous le logiciel Stata.

Le tableau 3 montre que la réaction de l'autorité monétaire est différente dans les deux régimes de prix élevés (RPE) et faibles (RPF). Il apparaît une différence globale et significative de tous les paramètres observés entre les régimes (Prob = 0,018).

La fonction de réaction de la BCEAO est également asymétrique dans chacun des deux régimes de prix (RPE, RPF).

Les coefficients des écarts d'inflation et de production dans le régime de prix faible (M4) sont significatifs, de valeurs respectives 0,16 et 0,07. La BCEAO augmente (diminue) son taux d'intérêt directeur à mesure que l'inflation est élevée (faible). Elle diminue ses exigences d'inflation ou de la production dans un RPF.

Dans le régime de prix élevé (M5), le coefficient de la production est significatif. Cependant, seul le paramètre de l'écart d'inflation est négatif et non significatif. Ceci montre qu'en régime de prix élevé, l'objectif d'inflation cible doit être supérieur à sa composante tendancielle au risque d'amplifier la relation inverse existante dans la dynamique du taux du marché monétaire et celui de l'inflation. La politique monétaire de la BCEAO consiste à réduire son taux d'intérêt lorsque la production augmente jusqu'à atteindre son niveau potentiel.

Les résultats indiquent que la Banque centrale, tout en assurant la stabilité des prix en régime de prix faible défend de manière efficace la stabilisation du cycle économique surtout quand elle se retrouve dans un régime de prix élevé (0,39 > 0,07). En outre, les résultats révèlent aussi que les autorités monétaires ont tendance à ajuster le taux d'intérêt directeur sur le marché monétaire de la BCEAO par

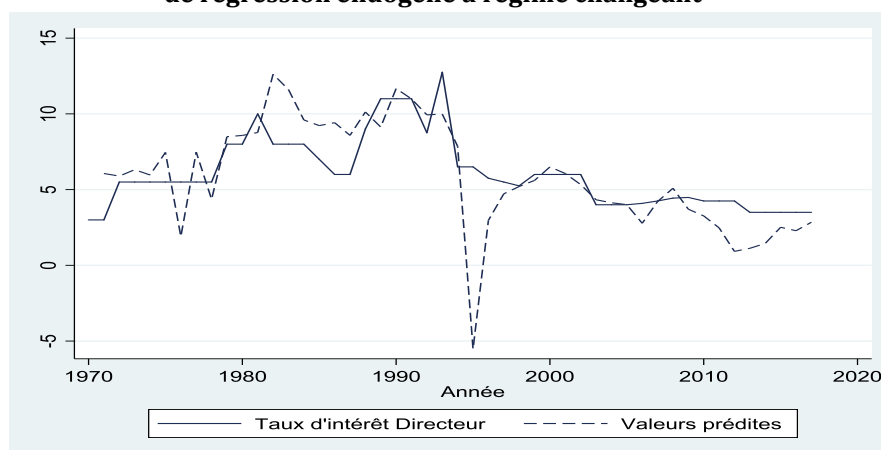
rapport à celui de la zone euro en régime de prix élevé. Il en est de même de la forte inertie de la politique monétaire en régime de prix élevé.

Les différents résultats montrent en général que la Banque centrale joue son rôle de garant de la stabilité des prix sans pour autant occulter l'objectif de stabilité du cycle économique dans sa fonction de réaction. D'une part, la BCEAO accorde plus de poids à l'objectif de stabilité du cycle économique quel que soit le régime de prix, révélant ainsi le caractère asymétrique de sa fonction de réaction. D'autre part, le rôle de stabilité des prix transparait clairement lorsque la Banque centrale se réfère à l'adoption d'une équation de seuil constituée du taux d'inflation et de l'indice du CMP dans la modélisation de sa fonction de réaction.

De même, lorsque la BCEAO adopte l'équation de seuil dans la modélisation de sa fonction de réaction, elle réduit de manière sensible sa dépendance vis-à-vis du différentiel du taux d'intérêt directeur de la zone UEMOA et de l'Eurosystème, mais surtout au niveau du degré d'inertie de la politique monétaire, qui est censée améliorer l'efficacité du canal du taux d'intérêt dans la transmission de ses effets sur le secteur réel.

La figure 2 présente la dynamique de la fonction de réaction de la BCEAO lorsqu'on utilise la combinaison linéaire du taux d'inflation et de l'indice du CMP comme indice de seuil dans la modélisation.

**Figure 2: Dynamique de la fonction de réaction de la BCEAO sous le modèle de régression endogène à régime changeant**



Source : auteur, à partir de Stata.

La figure 2 montre que l'année 1994, celle de la dévaluation du Franc CFA, a effectivement impacté la dynamique de la fonction de réaction de la BCEAO aussi bien en régime de prix élevé (RPE) qu'en régime de prix faible (RFP). Ce résultat est conforme à celui issu de l'analyse de la fonction de réaction de la BCEAO à un seuil. De façon spécifique, les années 1980-90 ont été caractérisées par une politique monétaire expansionniste (le taux d'intérêt observé est inférieur au taux de Taylor calculé) par rapport à la prédiction de la règle de Taylor. Cette situation semble être corrigée au lendemain de la dévaluation du Franc CFA en 1994, et qui se traduit par une restriction de la politique monétaire.

En outre, la crise financière de 2007 a eu moins d'impact par rapport à la dévaluation de 1994 sur l'évolution de la réaction monétaire de la BCEAO.

Enfin, la figure 2 laisse transparaître que la BCEAO adopte de plus en plus une politique monétaire restrictive (le taux d'intérêt observé est supérieur au taux de Taylor calculé) depuis la crise financière jusqu'au début de la crise sanitaire de 2019.

Au total, les résultats issus du modèle de régression endogène à régime changeant sont conformes à ceux de Samira (2010) qui montrent que les autorités monétaires tunisiennes ont une préférence à la fois pour l'aversion à l'inflation et à la récession. Par contre, nos résultats infirment ceux de la littérature antérieure portant sur les pays développés. En effet, Assenmacher-Wesche (2006) a montré que les Banques centrales des États-Unis et de l'Allemagne ont des coefficients de réponse à l'écart de production plus faibles en période de forte inflation. Elles sont donc dans un régime « Faucon ». Chung et al. (2016) de leur côté montrent que la Banque centrale de Chine adopte le comportement Faucon (Colombe) en régime de prix élevé (faible).

De toute évidence, nos différentes investigations empiriques renforcent l'idée d'une dynamique non linéaire dans la fonction de réaction de la BCEAO qui dépend de l'indice du CMP et du taux d'inflation atteint au sein de l'UEMOA. Nos résultats viennent confirmer ceux de Mourra et Carvalho (2010) qui avaient montré l'existence d'une spécification non linéaire en fonction du cycle économique dans la dynamique du taux d'intérêt directeur pour les économies d'Amérique latine. Ce résultat est similaire à celui de Yosra (2016) relatif à la Banque centrale d'Égypte.

### CONCLUSION ET IMPLICATIONS

L'objectif de cet article est de mettre en évidence la non-linéarité de la fonction de réaction de la BCEAO à travers l'indice du cours des matières premières (CMP) et l'inflation. Pour ce faire, nous avons eu recours au modèle de régression endogène à régime changeant, auquel nous associons la règle de Taylor modifiée, sur les données annuelles et agrégées de l'UEMOA, couvrant la période 1970-2021.

Nos résultats confirment que la fonction de réaction de la BCEAO est asymétrique par rapport à l'inflation et au cycle économique. La réponse de la politique monétaire à ces deux variables n'est pas la même selon un niveau seuil de l'indice du CMP de 56,2. L'hypothèse de l'existence d'une relation non linéaire dans la dynamique du taux d'intérêt directeur de la BCEAO a été vérifiée.

L'étude souligne que la BCEAO améliore son efficacité dans la conduite de la politique monétaire en régime de prix élevé lorsqu'elle utilise une équation de seuil constituée du taux d'inflation et de l'indice du CMP dans la modélisation de sa fonction de réaction.

En outre, les résultats montrent que la BCEAO tend à réaliser de meilleures performances lorsqu'elle retient comme cible d'inflation la composante tendancielle du taux d'inflation. Elle réduit de manière sensible non seulement sa dépendance vis-à-vis du différentiel du taux d'intérêt directeur de la zone UEMOA et l'Euro-système, mais aussi le degré d'inertie de sa politique monétaire.

Au total, les résultats de nos estimations ont de réelles implications en matière de conduite de la politique monétaire dans un contexte de forte volatilité des CMP et de dépendance accrue des économies de l'UEMOA aux produits de base.

Premièrement, les résultats indiquent que le CMP a un effet positif dans la dynamique de la fonction de réaction. Ainsi, la BCEAO doit renforcer les prérogatives du Service de la conjoncture économique de la direction chargée d'analyser les données sur les matières premières. Ce service aurait pour tâche de suivre l'évolution du CMP et de proposer des actions de stabilisation de ces cours afin que la BCEAO puisse l'intégrer dans la fixation de ses taux d'intérêt directeurs. Ces mesures permettraient de renforcer la résilience du secteur bancaire et financier aux chocs liés aux CMP. Parallèlement à cette mesure, une politique de diversifica-

tion des produits d'exportation à forte valeur ajoutée locale est à encourager. Celle-ci réduirait la dépendance des pays aux recettes d'exportation et, par ricochet, leur vulnérabilité aux chocs sur les CMP.

Deuxièmement, l'étude note qu'il existe une forte tendance pour la Banque centrale à fixer son taux d'intérêt en fonction de sa valeur passée. Ceci reflète un fort degré d'inertie dans la politique monétaire de la BCEAO. L'institution mène une politique monétaire prudente qui s'écarte rarement des décisions de la période précédente.

Ce fort degré d'inertie dans la politique monétaire soulève la problématique relative à la faible transmission des impulsions monétaires aux prix et à l'activité économique. Cette question a été déjà abordée par plusieurs études dont Tadenyo (2015). A cet égard, nous alignant sur cette littérature empirique, nos résultats confortent l'adoption des mesures visant à renforcer l'amélioration de la qualité du mécanisme de transmission entre les taux d'intérêt dans l'espace UEMOA. A cet effet, comme le souligne Ndiaye (2020), les pays devraient poursuivre la politique de développement de leurs systèmes bancaire et financier, en vue d'accroître la concurrence bancaire. Ainsi, l'on pourrait envisager la promotion de l'intégration et de l'intensification des flux échangés sur le marché interbancaire.

Au-delà des points forts mis en évidence, cet article peut être approfondi de différentes manières. Il a été supposé que la transition d'un régime de prix faible vers un régime de prix élevé est très brutale (plutôt qu'une transition lisse). De même, nous avons occulté le rôle de la stabilité financière, mais aussi l'usage des données mensuelles dans la modélisation de la fonction de réaction de la BCEAO. Il serait intéressant que des recherches futures tentent d'explorer ces différentes pistes dans l'appréhension de la non-linéarité et de l'asymétrie de la fonction de réaction de la BCEAO.

## REFERENCES

- Achi M.**, 2013, *La politique monétaire de la BCEAO : l'apport de la règle de Taylor*, Edition Universitaire Européenne.
- Aglietta M., Emlinger C.**, 2011, Les prix agricoles, in *L'économie mondiale 2012*, éd. La Découverte, Paris.
- Assenmacher-Wesche L.**, 2006, Estimating central banks' preferences form a time-varying empirical reaction function, *European Economic Review*, 50, 1957-1974.
- Barro R.J., Gordon D.B.**, 1983, A positive theory of monetary policy in a natural rate model, *Journal of Political Economy*, 91, 589-610.
- BCEAO**, 2013, Estimation d'une fonction de réaction pour la Banque centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest, Document de travail.
- BCEAO**, 2016, Rapport sur le commerce extérieur de l'UEMOA en 2016.
- BCEAO**, 2010, Rapport sur la Politique Monétaire dans l'UMOA.
- BCEAO**, 2017, Rapport sur la Politique Monétaire dans l'UMOA.
- BCEAO**, 2020, Rapport sur la Politique Monétaire dans l'UMOA.
- Beguy O.**, 2012, Trois essais sur la surliquidité bancaire dans la CEMAC, Thèse de doctorat, Université d'Auvergne, Clermont-Ferrand.
- Bikai B., Mbohou N.**, 2016, Une fonction de réaction pour la Banque des Etats de l'Afrique Centrale dans un contexte de dominance budgétaire, BEAC Working Paper 04/16.
- Brainard W.**, 1967, Uncertainty and the effectiveness of policy, *American Economic Review*, 57, 411-425.
- Bunzel H., Enders W.**, 2010, The Taylor rule and Opportunistic monetary policy, *Journal of Money Credit and Banking*, 42, 931-949.

- Carré E., Couppey-Soubeyran J., Dehmej S.**, 2013, Règle de Taylor augmentée versus règle macroprudentielle. Que disent les modèles DSGE ?, Présentation OFCE-RTA-MPP.
- Chung-Hua S, Kun-Li L., Na G.**, 2016, Hawk or dove: Switching regression model for the monetary policy reaction function in China, *Pacific-Basin Finance Journal*, 36, 94-111.
- Cukierman A., Gerlach S.**, 2003, The inflation bias revisited: theory and some international evidence, *The Manchester School*, 71, 541-565.
- Cukierman A., Muscatelli A.**, 2008, Non linear Taylor Rules and Asymmetric Preferences in Central Banking: Evidence from the United Kingdom and the United States, *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 8, 1.
- Diaw A., Sall A.K.**, 2018, Ciblage d'inflation: quelle règle pour la Banque centrale des États de l'Afrique de l'Ouest, *Revue d'économie du développement*, 2, 26, 5-49.
- Dibooglu S., Seyfettin E., Durmus Cagri Y., Cevik E.**, 2020, Financial conditions and monetary policy in the US, *Economic Systems*, 44.
- Dramani L.**, 2013, Interactions entre politique monétaire et budgétaires dans les pays de la zone CFA, *Studia Ubb, Oeconomica*, 58, 1.
- Drumetz F., Verdelhan A.**, 1997, Règle de Taylor: Présentation, Applications et Limites, *Bulletin de la Banque de France*, 45.
- Dolado J., Dolores M., Naveira N.**, 2005, Are monetary policy reaction functions asymmetric? The role of non linearity in the Phillips curve, *European Economic Review*, 49, 485-503.
- Fam G.P.**, 2016, Marchés des matières premières agricoles et dynamique des cours: un réexamen par la financiarisation, Thèse de Doctorat en sciences économiques, Université de Toulon.
- Favero C., Rovelli R.**, 2002, Macroeconomic stability and the preferences of the Fed: a formal analysis 1961-98, *Journal of Money, Credit and Banking*, 35, 4, 545-556.
- Fiodendji K.**, 2015, Que nous révèlent les fonctions de réaction à propos des préférences des Banques centrales? MPRA Paper 66296.
- FMI**, 2012, 2013, The interaction of monetary and macroprudential policies, Background Paper.
- Goodhart C.A.E.**, 1999, Central bankers and uncertainty. *Bank of England Quarterly Bulletin*, 39, 1, 102-121.
- Hansen B.E.**, 2001, Threshold autoregression in economics, *Statistics And Its Interface*, 4, 123-127.
- Hodrick R.J., Prescott E.C.**, 1997, Postwar US Business Cycles: An Empirical Investigation, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29, 1, 1-16.
- Hounbedji H.S., Bassongui N.**, 2022, Financial Stability and Monetary Policy of the Central Bank of West African States, *Journal of Economic Studies*.
- Houssa R., Radu P.**, 2010, A model for monetary policy analysis for Sub-Saharan Africa, *Open Economic Review*, 21, 127-145.
- Hu X., Schiantarelli E.**, 1998, Investment and capital market imperfections: a switching regression approach using US firm panel data, *Review of Economics and Statistics*, 80, 3, 466-479.
- Jégourel Y., Chalmin P.**, 2017, Dynamique du prix des matières premières et stratégies industrielles des pays producteurs africains: quels enjeux? *Revue internationale de politique de développement*.
- Kamal I.**, 2009, Estimation of Bank Al-Maghrib Reaction Function, Rabat, MPRA WP 98018.
- Kamgna S.Y., Nguenang Ch. K., Talabong H., Ould I.S.**, 2009, Fonction de réaction de la Banque centrale et crédibilité de la politique monétaire: cas de la BEAC, MPRA WP 16557.
- Kimbambu J.P., Tsasa V.**, 2014, Diagnostic de la politique monétaire en Rép. Dém. Congo - Approche par l'Équilibre Général Dynamique Stochastique, Dynare WP 38.
- Kinda T., Montfort M., Ouedraogo R.**, 2016, Commodity Price Shocks and Financial Sector Fragility, IMF Working Papers.
- Kobbi I.**, 2016, Asymétrie des préférences de la Banque centrale: causes, modélisation et conséquences, *La revue Gestion et organisation*, 8, 107-117.
- Kozicki S.**, 1999, How Useful Are Taylor Rules for Monetary Policy?, *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, 2, 5 -33.
- Lajnaf R.**, 2013, Règle de Taylor et conduite de la politique monétaire en Tunisie, *International Journal of Innovation and Applied Studies*, 3,1, 271-283.
- Laseen S., Pescator A.**, 2020, Financial stability and interest-rate policy: A quantitative assessment of costs and benefit, *Revue canadienne d'économie*, 53, 3.

- L'oeillet G.**, 2010, Effet asymétrique des prix du pétrole sur l'activité économique dans l'Union européenne, Faculté des sciences économiques, Université de Rennes.
- McCallum B.T.**, 1997, Issues in the design of monetary policy rules, NBER WP 6016.
- McCallum B.T.**, 1987, The Case for Rules in the Conduct of Monetary policy: A Concrete Example, *Review of World Economics*, 123, 415-429.
- Moura M., de Carvalho A.**, 2010, What can Taylor rules say about monetary policy in Latin America, *Journal of Macroeconomics*, 32, 392-404.
- Moumni N., Dasser S.**, 2014, Pertinence d'une règle de type Taylor dans la politique monétaire active de Bank Al-Maghrib, *Critique économique*, 31.
- Nair R., Anand B.**, 2020, Monetary policy and financial stability: Should central bank lean against the wind?, *Central Bank Review*, 20, 133-142.
- Ndiaye M.**, 2020, Développement financier, instabilité financière et croissance économique : cas des pays de l'union économique et monétaire ouest-africaine, *Revue Economique et Monétaire*, 28.
- Neftci S.N.**, 2001, Are Economic Time Series Asymmetric Over the Business Cycle?, *Journal of Political Economy*, 92, 2, 307-328.
- Nguenang C., Kamgna S., Talabong O.**, 2009, Fonction de réaction de la Banque centrale et crédibilité de la politique monétaire: cas de la BCEAO, MPRA WP 16557.
- Nubukpo K.**, 2002, L'impact de la variation des taux d'intérêt directeurs de la BCEAO sur l'inflation et la croissance dans l'UMOA, NIS de la BCEAO, 526.
- Okot N.**, 2008, Can a rule based monetary policy work in a small liberalised economy? The case of Uganda, Bank of Uganda Working Paper, BOUWP 10/08.
- Peiris S., Saxegaard M.**, 2010, An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for Monetary Policy Analysis in Mozambique, IMF Staff Papers, 57, 1.
- Pollin J.P.**, 2005, Théorie de la politique monétaire - esquisses d'une refondation, *Revue économique*, 3, 56, 507-539.
- Samira H.**, 2010, Non-linéarité de la fonction de réaction des autorités monétaires tunisiennes, *Economie & prévision*, 4, 99-110.
- Siklos P.**, 2021, The macroeconomic response to real and financial factors, commodity prices, and monetary policy: International evidence, *Economic Systems*, 45,1.
- Siri A.**, 2011, La règle de politique monétaire optimale pour la future Banque centrale des pays de la CEDEAO: une analyse vectorielle autogressive, *Revue d'Economie Monétaire-BCEAO*, 6/7/8.
- Tadenyo Y.D.**, 2015, Impact des chocs des taux d'intérêt de la Bceao sur l'évolution de l'inflation dans la zone UMOA: implications pour la poursuite d'un objectif de stabilité des prix, *Revue d'Economie Monétaire-BCEAO*, 18.
- Taylor J.B.**, 1993, Discretion versus policy rule in practice, *Carnegie-Rochester conference series on public policy*, 39, 195-214.
- Taylor J.B.**, 1998, Domestic agenda setting, 1947-1994. *Legislative Studies Quarterly*, 23, 3, 373-397.
- Taylor J.B.**, 1999, The Robustness and Efficiency of Monetary Policy Rules as Guidelines for Interest Rate Setting by the European Central Bank, Version révisée conférence sur les règles de politique monétaire (juin 1998), Université de Stockholm.
- Tenou K.**, 2002, La règle de Taylor : un exemple de règle de politique monétaire appliquée au cas de la BCEAO, UEMOA, NIS, 523, 1-21.
- Terasvirta T.**, 1998, Modeling economic relationships with smooth transition regressions, in Ullah A., Giles D.E (eds.), *Handbook of Applied Economic Statistics*, Marcel Dekker Inc., NY, 507-552.
- Traoré A.**, 2017, Évaluation des effets asymétriques de la politique monétaire de la BCEAO : une approche par la règle de Taylor augmentée, *Revue d'Economie Théorique et Appliquée*, 7, 2, 131-146.
- Van Dijk, Franses P.H.**, 1999, Modeling multiple regimes in the business cycle, *Macroeconomic Dynamics*, 3, 313-340.
- Yanli Z., Haiqiang C.**, 2017, The asymmetry of U.S. monetary policy: Evidence from a threshold Taylor rule with time-varying threshold values, *Physica A*, 473, 522-535.
- Yosra B.**, 2016, Les règles de Taylor à l'épreuve de la révolution : cas de l'Égypte, Hal-01276901.
- Zimmerman F.**, 2003, SWITCHR: Stata module to estimate switching regression models, Statistical Software Components S345201, Boston College Department of Economics.

## ANNEXES

**Tableau A1 : Description des variables utilisées dans les estimations**

Variable	Définition des variables	Source
TD	Taux d'intérêt directeur	BCEAO
TIZE	Taux d'intérêt de la zone euro (taux d'intérêt de court terme de la Banque de France)	Banque de France
DTI	Différentiel des taux d'intérêt (DTI = TD-TIZE)	
PIBgap (Ygap)	Cycle économique ( $PIB.réel - PIB.hp$ ) / $PIB.hp$	BCEAO
Inflation ( $\pi$ )	Taux d'inflation	BCEAO
Inflation cible ( $\pi^*$ )	Taux d'inflation cible	BCEAO
CMP*	Cours des matières premières	CNUCED

\* Indice moyen du CMP relatif aux principaux produits de base exportés par l'UEMOA (base 2010).

**Tableau A2 : Statistiques descriptives**

Variable	Obs.	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
Taux d'intérêt directeur	52	6,07	2,25	3,00	12,75
Ecart d'inflation(E2)	52	3,34	6,12	-2,24	29,21
Cycle économique (PIB gap)	52	-0,04	3,02	-5,60	7,83
Différentiel des taux d'intérêt	52	-0,19	3,11	-7,52	4,16
Indice du CMP	52	67,5	24,3	23,3	125,1

Source : auteur, à partir de Stata.

**Tableau A3 : Résultat du test de stationnarité**

Variables	En niveau		En différence première		Ordre d'intégration
	ADF stat	VC à 5%	ADF stat	VC à 5%	
Inflation	-3.84	-2.93	-	-	I(0)
Ecart d'inflation-cible de 2% (E1)	-3.84	-2.93	-	-	I(0)
Ecart d'inflation-cible moyenne (E3)	-3.84	-2.93	-	-	I(0)
Ecart d'inflation-cible composante permanente (E2)	6.48	-2.93	-	-	I(0)
Cycle économique	-3.80	-2.93	-	-	I(0)
Taux d'intérêt directeur	-2.45	-2.96	-	-	I(0)
Cours des matières premières	-0.78	-2.93	-7.24	-2.93	I(1)

Toutes les variables sont stationnaires en niveau I(0) à l'exception de la variable CMP prise en différence première dans les différentes estimations.

Source : auteur, à partir de Stata.

**Tableau A4 : Résultats des critères d'information**

	Modalités de la cible d'inflation	AIC	BIC
Modèle linéaire	E1 : cible de 2 %	163	173
Modèle non-linéaire		26	40
Modèle linéaire	E2 : la cible est la composante tendancielle du taux d'inflation	157	168
Modèle non-linéaire		18	35
Modèle linéaire	E3 : la cible est la valeur moyenne du taux d'inflation sur la période d'étude	164	175
Modèle non-linéaire		24	41

Source : auteur, à partir de Stata.



Tableau A5 : Test de stabilité

Modalités	Evènements	Statistique du chi2	Prob > chi2	Observations
E1	Dévaluation de 1994	Chi2(5)=26,69	0,001	Présence de rupture
	Crise financière de 2007	Chi2(5)=11,13	0,048	Présence de rupture
	<b>Crise Sanitaire (Covid-19)</b>	Chi2(5)=3,13	0,241	<b>Absence de rupture</b>
E2	Dévaluation de 1994	Chi2(5)=22,61	0,004	Présence de rupture
	Crise financière de 2007	Chi2(5)=18,96	0,002	Présence de rupture
	<b>Crise Sanitaire (Covid-19)</b>	Chi2(5)=2,13	0,245	<b>Absence de rupture</b>

E1 : Modèle avec cible d'inflation de 2% retenue par la BCEAO ; E2 : Modèle dans lequel la cible d'inflation est la composante permanente de la série du taux d'inflation.

Source : estimation de l'auteur à partir du logiciel Stata.

Tableau A6 : Synthèse des résultats d'estimation modèle E1 vs modèle E2 (modèle à transition lisse)

	Modèle E1	Modèle E2
	Seuil du CMP : 49,3	Seuil du CMP : 55,1
<b>Type de modèle</b>	<b>M2</b>	<b>M3</b>
<b>Régime 1</b>		
Taux d'intérêt directeur décalé	0,51	0,89***
Ecart d'Inflation (E1)	-0,16**	-----
Cycle économique	-0,41**	0,37**
Différentiel du taux d'intérêt	-0,012	0,19*
Ecart d'Inflation (E2)	-----	-0,15***
<b>« k » Vitesse de transition</b>	<b>3,83**</b>	<b>3,56**</b>
<b>Régime 2</b>		
Taux d'intérêt directeur décalé	0,91***	0,88***
Ecart d'inflation (E1)	0,03	-----
Cycle économique	0,17**	0,14**
Différentiel du taux d'intérêt	0,82	0,05
Ecart d'Inflation (E2)	-----	0,19

\*\*\* (\*\*) indiquent respectivement la significativité au seuil de 1% (5%).

Source: estimation de l'auteur sous le logiciel Stata.

## Nonlinearity of the reaction function of the Central Bank of West African States

**Abstract** - This study highlights the non-linearity of the reaction function of the Central Bank of West African Countries (CBWAC) using annual data from 1970 to 2021. From the augmented Taylor rule, the reaction function of the BCEAO is tested via an endogenous switching regression model, which divides the sample into two low and high price regimes based on the inflation rate and the Commodity Price Index. The results show that the CBWAC's response function is asymmetric with respect to inflation and the business cycle. Better, the monetary policy response of the CBWAC to these two macroeconomic variables is not the same according to a threshold level of the commodity price index of 56.2. The results indicate that the Central Bank, while ensuring price stability, effectively defends the stabilization of the economic cycle, especially when it finds itself in a high price regime. The role of the CBWAC is only apparent when it simultaneously refers to inflation and the commodity price index in determining the two price regimes. These results suggest that, the adoption of a threshold equation consisting of the inflation rate and the commodity price index in the modeling of the reaction function of the CBWAC improves efficiency in the conduct of its monetary policy in high price regime.

### Key-words

Nonlinear Taylor rule  
Endogenous switching regression model  
Monetary policy  
Raw Materials Price