



Munich Personal RePEc Archive

**Essay on forecasting the optimal key
interest rate in the WAEMU zone: an
approach using the equation of John
Brian TAYLOR (1993)**

Agboton, J. Damien

Ecole Nationale d'Economie Appliquée et de Management
(ENEAM-UAC)

29 June 2024

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/121341/>
MPRA Paper No. 121341, posted 29 Jun 2024 07:03 UTC

Essaie sur la prévision du taux d'intérêt directeur optimal dans la zone UEMOA : une approche par l'équation de John Brian TAYLOR (1993)

Auteur : Damien Joseph AGBOTON, Ingénieur Statisticien Economiste (ISE), Ecole Nationale d'Economie Appliquée et de Management (ENEAM) de l'Université d'Abomey-Calavi Bénin (UAC-Bénin), Cotonou (Bénin)

Email : damienagboton97@gmail.com

Résumé

L'objectif du présent article est de modéliser le taux d'intérêt directeur de la zone UEMOA en utilisant une approche par l'équation de John Brian Taylor.

L'approche économétrique utilisée est le modèle autorégressif à retard échelonné (ARDL) et les données utilisées proviennent de la table statistique de la BCEAO sur la période allant de 1989 à 2019.

Les résultats de l'étude indiquent que le taux d'intérêt directeur est plus sensible à l'écart d'inflation que l'output-gap courant mais dépend des valeurs passées de cette dernière à court terme. Dans le long terme, seul l'écart entre l'inflation anticipée et l'inflation constatée influence le taux d'intérêt directeur de la BCEAO. Une attention plus rigoureuse de la part de la BCEAO à la croissance économique devrait à terme booster l'économie des pays de la zone UEMOA.

Mots-clés : Taux d'intérêt directeur, Output-gap, inflation, BCEAO.

Abstract

The objective of this paper is to model the key interest rate of the WAEMU zone using an approach by John Brian Taylor's equation.

The econometric approach used is the Autoregressive Scaled Lag Model (ARDL) and the data used come from the BCEAO statistical table over the period from 1989 to 2019.

The results of the study indicate that the key interest rate is more sensitive to the inflation gap than the current output-gap but depends on the past values of the latter at the short term. In the long term, only the difference between observed inflation and expected inflation influences the key rate of direct interest to the BCEAO. A more rigorous attention on the part of the BCEAO to economic growth should ultimately boost the economy of the countries of the zone.

Keywords : Policy interest rate, output gap, inflation, CBWAS

INTRODUCTION

Croissance et le développement de l'Afrique subsaharienne (ASS) constituent une véritable arlésienne : ils sont évoqués dans tous les discours, mais ils tardent à apparaître dans la réalité (KAKO.,2007). La politique monétaire a connu dans les pays en voie de développement, de grandes mutations depuis le milieu des années 90. La politique monétaire conduite par la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) souffre d'une faible efficacité, au regard des taux d'intérêt directeur parfois contradictoires avec les objectifs de croissance durable des pays de l'Union.

Dans le cas spécifique de l'Union économique et monétaire ouest africaine (UEMOA), regroupement de huit États ayant notamment en commun l'usage du franc de la Communauté financière africaine (CFA) et la Banque centrale des États de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO), la crise ivoirienne a fait perdre tout espoir de retour rapide de la croissance économique (NOUBUKPO.,2012). Depuis 1989, la politique monétaire se fonde sur un recours accru aux mécanismes de marché, consacrant l'option d'une régulation indirecte de la liquidité bancaire. Un rôle primordial est ainsi accordé au taux d'intérêt qui devient l'instrument privilégié de la politique monétaire, en particulier depuis l'abandon de l'encadrement du crédit intervenu en janvier 1994. L'arrimage du FCFA à l'euro conduit le plus souvent la BCEAO à s'aligner sur les taux d'intérêt directeur de la Banque Centrale Européenne (BCE). Cette politique parfois contradictoire avec la conjoncture économique est porteuse de déséquilibres et de fragilités des économies de la zone CFA. La nécessité de manipuler le taux directeur avec efficacité s'impose avec acuité si l'on veut garantir à long terme une crédibilité de la politique monétaire de la BCEAO.

Le présent article est élaboré dans ce cadre et porte sur l'essai sur la prévision du taux d'intérêt directeur optimal dans la zone UEMOA en utilisant une approche basée sur l'équation de John Taylor (1993). Dans une première partie, il sera question de faire une brève revue de littérature sur l'équation de John Taylor et ensuite une deuxième partie sera consacrée à l'estimation des modèles théoriques et tests de validation. La dernière partie concernera l'interprétation économique et l'analyse des résultats obtenus.

1. REVUE DE LITTÉRATURE

Si la maîtrise de l'inflation demeure l'objectif premier et parfois exclusif des banques centrales, ces dernières s'approprient toutefois d'autres objectifs plus ou moins affichés. Face à l'augmentation du chômage et la baisse de la croissance, la seule poursuite d'une maîtrise de l'inflation est souvent considérée comme incomplète pour garantir le bon fonctionnement de l'économie. John B. Taylor, professeur à l'université de Stanford, inventa un outil novateur afin de ne plus se limiter au taux d'inflation : la règle de Taylor. Énoncée en 1993 sans formalisation mathématique, cette règle cherche à expliquer l'évolution du taux directeur de la FED entre 1987 et 1992. D'une description *ex post* de la politique monétaire, cette équation a attiré l'attention des banquiers centraux, faisant d'elle une règle de référence à portée normative. Popularisée par une étude de Goldman Sachs en 1996 puis fréquemment évoquée lors des débats concernant la politique monétaire, la règle de Taylor a pour ambition de définir une ligne de conduite claire s'imposant aux autorités monétaires. Elle se fonde sur le calcul d'un taux directeur de court terme, supposé optimal, compatible avec l'objectif d'inflation de la Banque Centrale ainsi que sur l'écart de production (différence entre la croissance actuelle et la croissance potentielle).

Elle se formalise ainsi : $i_t = r^n + \pi_t + \alpha (y_t - y_t^*) + \beta (\pi_t - \pi_t^*)$ [i]

John B. Taylor a appliqué sa règle à l'économie américaine de 1987 à 1992 : $i_t = 2 + \pi + 0,5(y_t - y_t^*) + 0,5(\pi_t - 2) = 1 + 0,5(y_t - y_t^*) + 1,5 \pi_t$. Une augmentation d'un point de l'écart de production tend ici à entraîner une hausse du taux d'intérêt de 0,5 point, tandis qu'une hausse d'un point de l'inflation entraîne une hausse du taux d'intérêt de 1,5 point.

En théorie, la règle de Taylor a un effet stabilisateur : si l'inflation est supérieure à la cible d'inflation, la règle de Taylor invite la banque centrale à augmenter le taux d'intérêt nominal, ce qui se traduit par une hausse du taux d'intérêt réel à court terme, censé réduire l'inflation. À l'inverse, si l'inflation est inférieure à la cible d'inflation fixée par la banque centrale (0,3 % selon les dernières estimations pour la BCE, loin d'un objectif de 2 %) et si l'écart de production est négatif (PIB réel inférieur à son PIB potentiel), la banque centrale est encouragée à être plus accommodante et à diminuer ses taux. C'est une des explications de la baisse des taux d'intérêts des banques centrales : les écarts d'inflation et de production sont négatifs, tendant à faire baisser les taux directeurs. Il existe de multiples règles de Taylor.

La période étudiée par John B. Taylor (de 1987 à 1992) illustre assez bien la politique monétaire menée par la Réserve Fédérale (FED). Toutefois, les études montrent qu'il est peu évident de transposer la règle de Taylor à la situation contemporaine de la zone euro. En

s'appuyant sur les chiffres de 2014 à 2019 (croissance d'1,6 en moyenne, inflation de 0,9, croissance potentielle d'environ 2 %), la règle de Taylor aurait été de $1,6 + 0,3 + 0,5 (1,6-2) + 0,5 (0,9-2) = 1,15\%$. On constate que la règle de Taylor d'origine donne un taux d'intérêt nominal éloigné du réel taux directeur que fut celui de la BCE à cette période, de près de 0%. Bien que simple en apparence, la règle de Taylor est donc un outil à manier avec précaution. Les résultats observés dépendent fortement du niveau des coefficients α et β de l'équation, établis arbitrairement selon l'importance accordée à la lutte contre l'inflation ou au soutien à la croissance. Fixés initialement à 0,5 par John B. Taylor pour le cas américain, les coefficients de pondération α et β peuvent prendre des valeurs différentes selon les pays. En 1999, l'économiste a lui-même augmenté β au-delà de 1 afin que le taux nominal augmente plus que proportionnellement que l'écart d'inflation (empêchant le taux réel de diminuer et finalement de réduire les tensions inflationnistes). Considérant les différentes situations économiques de chaque pays ainsi que les divers objectifs poursuivis par ces derniers, la règle de Taylor varie selon les banques centrales.

Par ailleurs, la règle de Taylor a la particularité d'être fondée sur l'inflation et la croissance antérieure. Or, il est difficile d'accorder ces indicateurs passés, volatiles et non immédiatement exploitables, avec la situation présente (il faut au moins plusieurs semaines avant que les derniers chiffres de l'inflation et de la croissance soient connus). Afin que la règle puisse avoir un caractère prescriptif, il faut que le comportement futur de la banque centrale soit le même que son comportement historique. Cela implique donc une stabilité des coefficients et des variables explicatives. La règle de Taylor est ainsi difficilement utilisable pour fixer un taux directeur optimal en temps réel. Aujourd'hui, la plupart des règles de Taylor ne se fondent ainsi plus sur les derniers résultats économiques observés, mais sur des prévisions de ces derniers (notamment l'inflation anticipée). La règle de Taylor n'est donc pas faite pour anticiper la politique monétaire d'une banque centrale, mais est toutefois utile pour décrire les variations passées des taux directeurs en fonction de l'inflation et de la croissance, et ainsi mieux comprendre l'évolution de la politique monétaire.

Initialement estimée sur la base des données trimestrielles américaines portant sur la période 1987-1992, la règle de Taylor reproduit suffisamment l'évolution du taux des fonds fédéraux sur ladite période. La fonction de réaction telle que définie par Taylor a néanmoins fait l'objet de nombreuses critiques. Celles-ci ont principalement porté sur le choix des coefficients de pondération du gap de production et du gap d'inflation pris égaux chacun à un demi-point, sur l'absence du phénomène d'anticipation, sur la non prise en compte de la fixation graduelle du taux d'intérêt.

Dans le cas de la zone euro, Verdelhan (1998) procède à la détermination d'une fonction de réaction en considérant comme variables explicatives les valeurs contemporaines du taux d'inflation et de l'écart de production, et la valeur retardée du taux d'intérêt. Sur la base des données trimestrielles portant sur la période 1979-1997, les résultats obtenus montrent que le taux de Taylor de la zone euro est tel que le coefficient de sensibilité du taux d'intérêt au taux d'inflation et à l'écart de production sont respectivement de 0,3 et 0,6. Le coefficient mesurant le degré de lissage du taux d'intérêt est de 0,76. En considérant une cible d'inflation égale à 2%, et en déduisant un taux d'intérêt d'équilibre égal à 3,4%, Verdelhan (1998) montre que depuis 1994, le taux de Taylor et le taux de marché de la zone euro sont très proches.

S'agissant toujours de la zone euro, Schnabel et Gerlach (1999), estiment sur la période 1990-1998, la règle de Taylor sans anticipation de l'inflation en utilisant des données trimestrielles. Ces auteurs considèrent comme variable endogène le niveau du taux d'intérêt, et comme variables explicatives l'écart de production, le taux d'inflation, et cinq variables binaires. Les résultats obtenus font ressortir un coefficient de 0,49 pour l'écart de production, et 1,51 pour le taux d'inflation. En réestimant l'équation de Taylor avec l'hypothèse d'anticipation de l'inflation et de lissage du taux d'intérêt, les coefficients de sensibilité du taux d'intérêt au taux d'inflation et à l'écart de production sont respectivement de 1,84 et 0,34. Il apparaît donc, à travers leurs travaux, que le taux d'intérêt de court terme est beaucoup plus sensible à l'inflation qu'à l'écart de production. Les taux d'intérêt calculés (ou taux de Taylor de la zone euro) sont relativement proches des taux d'intérêt historiques de la zone euro. On peut toutefois relever qu'ils diffèrent sensiblement de ceux obtenus par Verdelhan (1998). En effet, dans le cas de Verdelhan (1998), le coefficient de pondération du gap de production est plus important que celui de l'inflation. Schnabel et Gerlach (1999) trouvent un résultat inverse. En outre, le coefficient de lissage obtenu par ces derniers est relativement faible (0,18). Ces différences de résultats soulèvent le problème des limites liées aux méthodes de calcul du taux de Taylor.

Dans le cas particulier de la France, Drumetz et Verdelhan (1997), sur la base de données trimestrielles de la période 1994 à 1997, relèvent que le taux de Taylor ne décrit que très approximativement l'évolution passée du taux de court terme (le PIBOR). Ces auteurs ont retenu, comme préconisé par Taylor (1993), un coefficient de pondération de 0,5 aussi bien pour le gap de production que pour le gap d'inflation (10). Toutes les variables de gap de production et d'inflation sont retardées d'une période.

S'agissant des pays en développement, et particulièrement des pays africains, les études portant vérification de la règle de Taylor sont rares. Une tentative a été faite par Abuka et al (1998) en

vue de saisir la fonction de réaction des autorités monétaires de la Banque Centrale d'Ouganda. Mais les résultats ne sont pas significatifs. En effet, en considérant comme variables explicatives les gaps mensuels de production et d'inflation sur la période 1990 à 1998, en plus de la constante, ils obtiennent un coefficient de 0,11 pour le gap d'inflation, soit une valeur relativement faible. S'agissant du gap de production, son coefficient est négatif (-1,16), ce qui est contraire à la théorie. En réestimant l'équation avec la prise en compte de variables du secteur extérieur (la variation des réserves internationales, le taux de change réel), les résultats obtenus apparaissent relativement meilleurs, mais ils ne permettent pas une bonne description de l'historique des taux d'intérêt.

Sur un plan plus général, certains auteurs ont cherché à apprécier la robustesse de la règle de Taylor eu égard à ces différents paramètres de calcul et à sa spécification plus ou moins complexe avec la prise en compte de variables supplémentaires qui sont soit anticipées ou observées au cours de la période courante, soit retardées. Kozicki (1999) a particulièrement effectué plusieurs simulations sur des données américaines de 1983 à 1997 en combinant plusieurs modes de calcul de l'inflation avec différentes mesures de la production potentielle, un panier de coefficients de pondération du gap de production et d'inflation, des approches divergentes d'évaluation du taux d'intérêt réel d'équilibre.

Aussi, rappelons que dans l'espace UEMOA, Kossi TENOU (2002) a proposé un modèle d'estimation du taux directeur de la BCEAO en utilisant les moindres carrés ordinaires (MCO).

Néanmoins, la méthode utilisée est moins robuste et les variables retardées n'ont pas eu de véritables fondements économiques.

2. METHODOLOGIE D'ANALYSE

2.1. Présentation de la base d'étude

La base à notre disposition présente pour chaque année de la période de 1989 à 2019, les observations annuelles des agrégats économiques de la zone UEMOA. La zone regroupe 8 pays africains : le Bénin, la Côte-d'Ivoire, le Gabon, la Guinée-Bissau, le Mali, le Niger, le Sénégal et le Togo. Les variables principales retenues sont entre autres : le taux d'intérêt directeur de la BCEAO, le gap de la production, l'écart entre l'inflation anticipée et l'inflation constatée l'inflation anticipée elle-même. Ces agrégats constituent un ensemble de variables

quantitatives. Le gap de production est mesuré en milliard de FCFA tandis que le taux d'intérêt directeur et le taux d'inflation sont en pourcentage (%).

Le taux directeur est obtenu à partir de la base de données de la BCEAO, mais le cumul des taux a été fait pour obtenir la variable en niveau dans la zone UEMOA. Pour le gap de la production, elle est obtenue en faisant la différence entre le PIB effectif et le PIB potentiel. Le PIB potentiel a été obtenu par les prévisions de l'estimation d'une fonction de production Kobb-Douglas pour l'ensemble des 8 pays de la zone UEMOA (voir annexe pour les estimations détaillées). Quant à l'inflation anticipée, elle est obtenue de l'ensemble des revues documentaires sur le sujet.

2.2 Explications des variables

❖ Le Gap de la Production :

Selon les économistes Kéynésiens, la baisse du taux d'intérêt directeur de la Banque centrale permet de soutenir la croissance économique car elle entraîne par la suite une hausse de l'investissement. Le signe attendu est ambigu.

❖ Le taux d'inflation anticipé

L'inflation réduit le pouvoir d'achat des ménages par la hausse du niveau général des prix.

Comme ce taux est un indicateur central de la politique monétaire de la BCEAO, une forte anticipation d'inflation élevée fera augmenter le taux d'intérêt directeur de la BCEAO. Il existerait donc une corrélation positive entre le taux d'inflation anticipé et le taux d'intérêt de la BCEAO.

❖ L'écart d'inflation

Comme le taux d'inflation anticipé, une hausse de l'écart entre l'inflation anticipé et celle constaté peut influencer à la baisse ou à la hausse le taux d'intérêt directeur de la BCEAO selon la conjoncture économique. Le signe attendu est donc ambigu.

Le tableau suivant présente les signes attendus et abréviations des différentes variables explicatives du modèle.

TABLEAU 1 : LES SIGNES ATTENDUS DES VARIABLES

Variabiles	Gap de la production	L'écart entre le taux d'inflation anticipé et le taux d'inflation constaté	Le taux d'inflation anticipé
Abréviations	GAPPROD	ECARTINF	INFANTI
Signes attendus	+/-	+/-	+

Source : Nos propres investigations

Pour vérifier si les variables macroéconomiques ont un impact sur le taux d'intérêt directeur de la BCEAO et ainsi déduire quel est l'outil qu'il faut pour booster la croissance économique, nous allons estimer un modèle autorégressif à retards distribués, en sigle ARDL (*Auto Regressive Distributed Lag model*). Ce modèle, qui fait partie de la classe des modèles dynamiques, permet de capter les effets temporels (délai d'ajustement, anticipations, etc.) dans l'explication d'une variable. Dans un modèle dynamique, une variable dépendante (Y_t) peut être expliquée à la fois par :

- Ses propres valeurs décalées. Un tel modèle dynamique est appelé «modèle autorégressif» (AR) et peut s'écrire :

$$Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + \dots + a_p Y_{t-p} + s_t \text{ ou}$$

$$Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i Y_{t-i} + s_t \dots \quad (1)$$

Avec $s_t \sim iid(0, \sigma)$: terme d'erreur.

- Des valeurs présentes des variables indépendantes (X_t) et leurs valeurs décalées dans le temps (X_{t-i}). Il s'agit ici des « modèles à retards échelonnés » (DL) qui ont la forme:

$$Y_t = \beta + b_0 X_t + \dots + b_q X_{t-q} + z_t \text{ ou}$$

$$Y_t = \beta + \sum_{j=0}^q b_j X_{t-j} + z_t \quad (2)$$

- Ses propres valeurs décalées, des valeurs présentes des variables indépendantes (X_t) et leurs valeurs décalées dans le temps (X_{t-i}). Ces types des modèles combinent les caractéristiques de deux modèles précédents et sont appelés « modèles autorégressifs à retards échelonnés

ou distribués », en anglais « ARDL model ». Ci-dessous leurs formes :

$$Y_t = \varphi + a_1 Y_{t-1} + \dots + a_p Y_{t-p} + b_0 X_t + \dots + b_q X_{t-q} + e_t \text{ ou}$$

$$Y_t = \varphi + \sum_{i=1}^p a_i Y_{t-i} + \sum_{j=0}^q b_j X_{t-j} + e_t \quad (3)$$

L'on notera que « b_0 » traduit l'effet à court terme de X_t sur Y_t . Pour calculer l'effet à long terme de X_t sur Y_t (soit « λ »), partant de la relation de long terme ou d'équilibre suivante :

$$Y_t = k + \lambda X_t + u_t, \text{ l'on fera : } \lambda = \frac{\sum_{j=1}^q b_j}{1 - \sum_{i=1}^p a_i}.$$

Les modèles ARDL, qui héritent les caractéristiques des modèles AR et DL, souffrent de certains problèmes économétriques qui compliquent son estimation par les Moindres Carrés Ordinaires (MCO) : colinéarité entre variables explicatives (modèle DL), autocorrélation des erreurs (modèle AR), etc. L'on recourt généralement à des techniques d'estimation robustes.

Dans le cadre de notre étude, nous cherchons à saisir les effets sur le taux d'intérêt (INT : variable dépendante) des variables explicatives de Taylor, tenant compte d'autres variables de contrôle indispensables dont l'influence améliore les résultats (*ces variables sont couramment utilisées dans bien d'études mettant en relation*) : INFANTI (le Taux d'inflation anticipé), GAPPDOD (Gap de la production) et ECARTINF (Ecart entre l'inflation anticipée et l'inflation constatée). Ainsi, nous nous proposons d'estimer un modèle ARDL pour la fonction suivante (forme fonctionnelle linéaire) :

$$INT = f(\text{INFANTI}, \text{GAPPDOD}, \text{ECARTINF}) \quad (4)$$

Si l'on se propose de saisir les effets de court terme et ceux de long terme des variables explicatives ci-dessus sur le taux d'intérêt directeur, la représentation ARDL de la fonction (4) sera :

$$\begin{aligned} \Delta INT_t = & a_0 + \sum_{i=1}^p a_{1i} \Delta INT_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{2i} \Delta GAPPDOD_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{3i} \Delta ECARTINF_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^q a_{4i} \Delta INFANTI_{t-i} + b_1 INT_{t-1} + b_2 GAPPDOD_{t-1} + b_3 ECARTINF_{t-1} + \\ & b_4 INFANTI_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (5)$$

Avec Δ : opérateur de différence première ; a_0 : constante ; $a_1 \dots a_4$: effets à court terme ; $b_1 \dots b_4$: dynamique de long terme du modèle ; $\varepsilon \sim iid(0, \sigma)$: terme d'erreur (bruit blanc).

Comme pour tout modèle dynamique, nous nous servons des critères d'information (Akaike-AIC, Schwarz-SIC et Hannan-Quin) pour déterminer les décalages optimaux (p,q) du modèle ARDL, par parcimonie.

Ecrire un modèle ARDL comme ci-dessus (relation 5) suppose l'existence d'une relation de cointégration entre les variables qui conditionne même l'estimation des coefficients de court et long terme de ces variables. La littérature économétrique fournit plusieurs tests de cointégration dont celui de Engel et Granger (1987), celui de Johansen (1988, 1991) et Johansen et Juselius (1990), et celui de Pesaran et al. (1996), Pesaran et Shin (1995) et Pesaran et al. (2001). Le test de cointégration de Engle et Granger (1991) n'est valide que pour deux variables intégrées de même ordre (soit ordre d'intégration = 1), il est ainsi moins efficace pour des cas multivariés. Bien que le test de Johansen pallie à ce souci, fondé sur une modélisation vectorielle autorégressive à correction d'erreur (VECM), il exige aussi que toutes les variables soient intégrées de même ordre, ce qui n'est pas toujours le cas en pratique.

Alors, lorsqu'on dispose de plusieurs variables intégrées d'ordres différents (I(0), I(1)), l'on peut recourir au test de cointégration de Pesaran et al. (2001) appelé « *test de cointégration aux bornes* » ou « *bounds test to cointegration* », développé au départ par Pesaran et Shin (1999). Si l'on recourt au test de cointégration de Pesaran pour vérifier l'existence d'une ou plusieurs relations de cointégration entre les variables dans un modèle ARDL, l'on dira que l'on recourt à l'approche « ARDL approach to cointegrating » ou que l'on applique *le test de cointégration par les retards échelonnés*.

L'on peut recourir au test de cointégration de Pesaran et al. (2001) appelé « test de cointégration aux bornes » ou « bounds test to cointegration ». Si l'on recourt au test de cointégration de Pesaran pour vérifier l'existence d'une relation de cointégration entre les variables dans un modèle ARDL, l'on dira que l'on recourt à l'approche « ARDL approach to cointegrating » ou le test de cointégration par les retards échelonnés. Il y a deux étapes à suivre pour appliquer le test de cointégration de Pesaran :

- (i) Détermination du décalage optimal avant tout (AIC, SIC) ;
- (ii) Recourir au test de Fisher pour vérifier les hypothèses (Cfr relation 5) :

$H_0 : b_1 = \dots = b_4 = 0$: Existence d'une relation de cointégration

$H_1 : b_1 \dots G b_4 G 0$: Absence d'une relation de cointégration

La procédure du test est telle que l'on devra comparer les valeurs de Fisher obtenues aux valeurs critiques (bornes) simulées pour plusieurs cas et différents seuils par Pesaran et al. L'on notera des valeurs critiques que la borne supérieure (2^{ème} ensemble) reprend les valeurs pour lesquelles les variables sont intégrées d'ordre 1 I(1) et la borne inférieure (1^{er} ensemble) concernent les variables I(0). Ainsi :

Si $Fisher > borne\ supérieure$: Cointégration existe

Si $Fisher < borne\ inférieure$: Cointégration n'existe pas

Si $borne\ inférieure < Fisher < borne\ supérieure$: Pas de conclusion

Grâce à la procédure de Pesaran et al. (2001), un modèle à correction d'erreur peut aider à confirmer l'existence ou non de la cointégration entre variables. Ce modèle aura la forme suivante dans le cadre de notre étude :

$$\Delta INT_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_{1i} \Delta INT_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{2i} \Delta INFANTI_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{3i} TOUV + \sum_{i=0}^q a_{4i} CCOR + \theta u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Les relations 5 et 6 feront l'objet d'estimations. Mais avant tout, l'on va :

- Déterminer le degré d'intégration des variables (test de stationnarité) : test de Dickey-Fuller Augmenté/ADF, test de Philippe-Perron/PP et test de Andrews et Zivot/AZ ;
- Tester l'éventuelle existence d'une relation de cointégration entre variables : test de cointégration de Pesaran et al. (2001) ou test de cointégration aux bornes ;
- Tester la causalité entre les variables sous étude : test de causalité au sens de Granger, test de causalité au sens de Toda et Yamamoto.

Par ailleurs, précisons que le modèle ARDL n'est pas applicable pour des variables intégrées d'ordre > 1 .

2.3 Tests de validation du modèle

Des tests de validation devront donc être effectués avant d'interpréter les valeurs des coefficients. Il s'agit de :

La statistique R^2 : pour la qualité de la régression

- ✓ Le test d'homoscédasticité de Godfrey
- ✓ Le test de significativité
- ✓ Le test de normalité de Jarque-Bera
- ✓ Test de CUSUM.
- ✓ Le test de spécification de Ramsey

3. PRESENTATION DES RESULTATS

TABLEAU 2 : MATRICE DE CORRELATION ENTRE LES VARIABLES DU MODELE

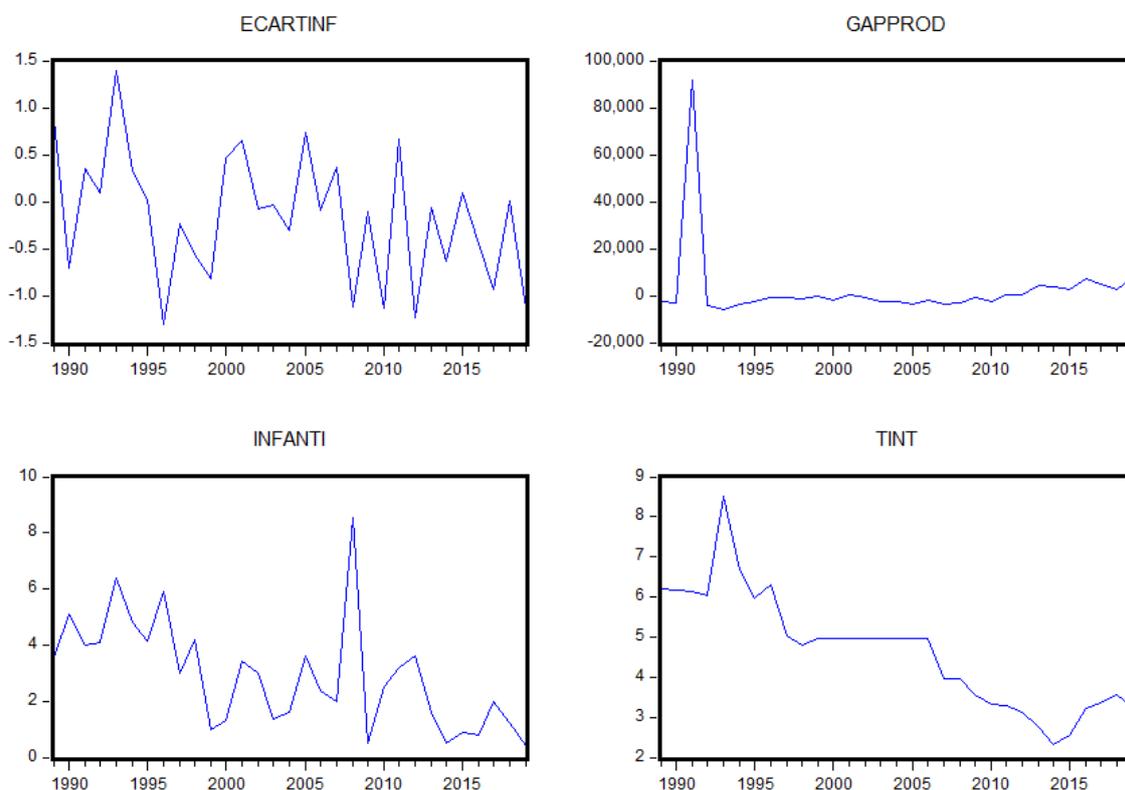
	TINT	GAPPROD	ECARTINF	INFANTI
TINT	1,00	0,05	0,43	0,61
GAPPROD	0,05	1,00	0,06	-0,01
ECARTINF	0,43	0,06	1,00	0,05
INFANTI	0,61	-0,01	0,05	1,00

Source : Investigation de l'auteur à partir de Eviews

L'analyse de ce tableau nous montre qu'il existe une forte corrélation positive entre le taux d'intérêt directeur et les variables : Ecart d'inflation et Inflation anticipée. La maîtrise de l'inflation serait donc un bon indicateur du taux faible d'intérêt qui est un indicateur central de la politique monétaire.

3.1 Evolution des variables du modèle de 1989 à 2019

Graphique n°1 : Evolution des variables



Source : Investigations de l'auteur à partir des données de la BCEAO.

Il ressort de l'analyse de ce graphique que l'ensemble de nos variables d'étude semble très volatile à l'exception du gap de la production qui semble stationnaire. Les tests de stationnarité nuanceront nos propos.

3.2 Tests de stationnarité

Par souci de synthèse, compte tenu du nombre important de test appliqués, le tableau n°3 ci-dessous résume les résultats des tests de racine unitaire appliqués à niveau et en différence première à l'ensemble des variables.

TABLEAU 3 : RESULTATS DES TESTS DE STATIONNARITE

Variables	En niveau	En première différence	Ordre d'intégration
INT	-3,890113** (0.0267)	-	I(0)
GAPPROD	-1,932332 (0.6102)	-14,30365*** (0.0000)	I(1)
ECARTINF	-6,762324*** (0.0000)	-	I(0)
INFANTI	-5,857404*** (0.0002)	-	I(0)

** = le t statistique est supérieur à la valeur critique de Mackinnon pour un seuil de tolérance de 5% ;

*** = le t statistique est supérieur à la valeur critique de Mackinnon pour un seuil de 1 %. Les valeurs entre parenthèses sont les P-values associées aux tests.

Source : Calculé par l'auteur en utilisant Eviews 10

Les résultats des tests d'ADF effectués démontrent que toutes les séries du modèle ne sont pas stationnaires en niveau mais, elles deviennent toutes stationnaires en différence première.

3.3 Test de cointégration de Pesaran et al. (2001)

Nous avons signalé que le test de cointégration aux bornes de Pesaran et al. (2001) était adapté pour nos séries. Aussi, rappelons qu'il y a deux étapes à suivre pour appliquer le test de cointégration de Pesaran :

- Déterminer le décalage optimal avant tout (AIC, SIC) ;
- Recourir au test de Fisher pour tester la cointégration entre séries.

a) Décalage optimal et estimation du modèle ARDL

Nous allons nous servir du critère d'information d'Akaike (AIC) pour sélectionner le modèle ARDL optimal, celui qui offre des résultats statistiquement significatifs avec le moins de paramètres. Ci-dessous les résultats d'estimation du modèle ARDL optimal retenu.

TABLEAU 4 : RESULTAT ESTIMATION MODELE ARDL

Variables	Coefficients	Probabilités
INT(-1)	0,627779	0,0000***
INT(-2)	0,204351	0,1332
INT(-3)	0,208907	0,0607*
GAPPROD	-0,39.10 ⁻⁴	0,2618
GAPPROD(-1)	5,95.10 ⁻⁶	0,1172
GAPPROD(-2)	3,47.10 ⁻⁵	0,0000***
ECARTINF	-0,190254	0,2304
INFANTI	-0,019672	0,3529
INFANTI(-1)	-0,106050	0,0221**
INFANTI(-2)	-0,138200	0,0127**
C	0,358503	0,2726

R²=0,966998

R²-ajusté=0,947585

DW=1,929220

Prob(Fstatistic)=0,000000

***=Coefficient
significatif à 1%

**=Coefficient
significatif à 5%

*= Coefficient significatif
à 10%

Source : Nos propres investigations

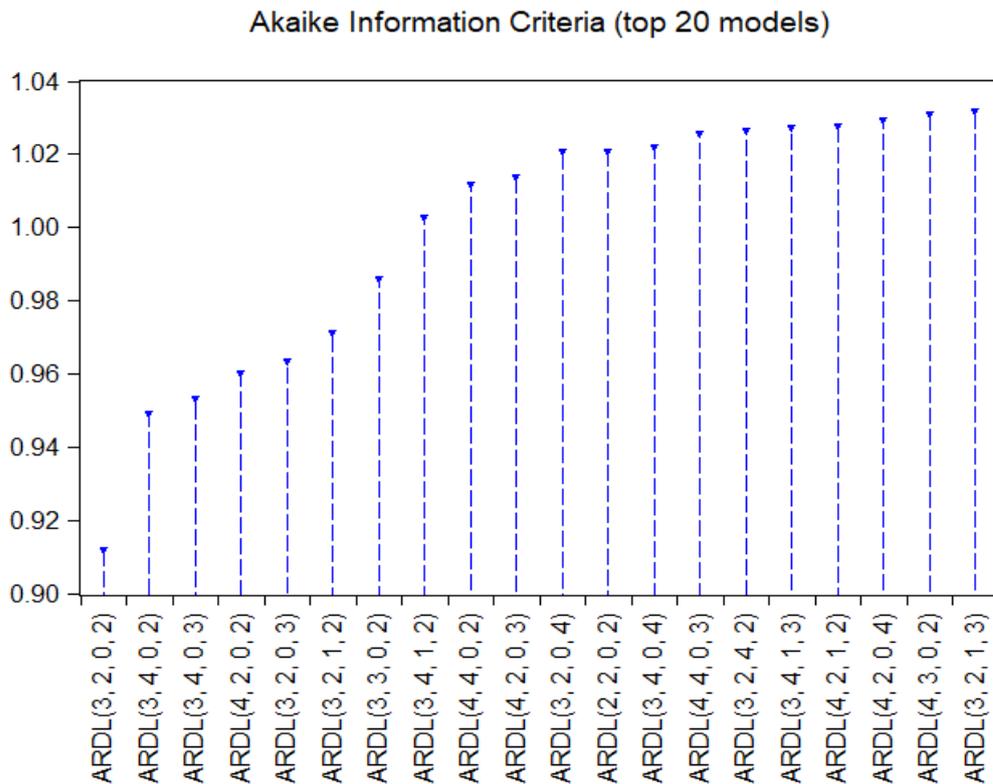
3.4 Test de validation du modèle ARDL

Suite à l'estimation du modèle, nous allons procéder aux différents tests de validation et de vérification de la significativité des variables du modèle.

- **R² =0,966998** : cette valeur explique que le pouvoir prédictif de notre modèle est très bon. En effet, nos variables indépendantes apportent plus de 96% d'information sur les variations du taux d'intérêt directeur de la BCEAO.
- Prob(F-statistic) =0,000000<0,01 : le modèle est globalement significatif au seuil de 1%.
- ✓ La statistique de Durbin Watson (DW=1,929220) indique une absence d'autocorrélation des erreurs car très éloignée de 0.
- ✓ Le test de Jarque-Bera indique une normalité des résidus du modèle(Prob>0,05).

- ✓ Le test de Ramsey indique une bonne spécification de notre modèle d'étude ($\text{Prob} > p\text{-value}$).
La relation linéaire approche donc plus nos données.
- ✓ Le test d'hétéroscédasticité de Godfrey indique une homogénéité de la variance des erreurs.

Graphique n°2 : Valeurs graphiques du AIC et modèle optimal



Source : Investigation de l' auteur

Comme on peut le voir, le modèle $ARDL(3,2,0,2)$ est le plus optimal parmi les 19 autres présentés, car il offre la plus petite valeur du AIC.

b) Test de cointégration aux bornes

Le test de cointégration de Pesaran et al. (2001) exige que le modèle ARDL soit estimé au préalable. La statistique du test calculée, soit la valeur F de Fisher, sera comparée aux valeurs critiques (qui forment des bornes) comme suit :

Si $Fisher > borne\ supérieure$: Cointégration existe

Si $Fisher < borne\ inférieure$: Cointégration n'existe pas

Si $borne\ inférieure < Fisher < borne\ supérieure$: Pas de conclusion

TABLEAU 5 : RESULTATS DU TEST DE COINTEGRATION DE PESARAN ET AL. (2001)

Variables	Gapprod, Ecartinf, Infanti	
F-stat calculée	6,55	
Seuil critique	Borne <	Borne >
1%	4,29	5,61
5%	3,23	4,35
10%	4,29	5,61

Source : Investigations de l'auteur

Les résultats du test de cointégration aux bornes confirment l'existence d'une relation de cointégration entre les séries sous étude (*la valeur de F-stat est > à celle de la borne supérieure*), ce qui donne la possibilité d'estimer les effets de long terme de GAPPROD, ECARTINF et INFANTI sur INT.

TABLEAU 6 : RESULTATS TESTS DE CAUSALITE DE TODA-YAMAMOTO

K	Dmax	Variables dépendantes	Variables explicatives			
			INT	GAPPROD	ECARTINF	INFANTI
3	1	INT	-	56,29(0,0000)***	0,02(0,9899)	5,17(0,0753)*
		GAPPROD	0,20(0,9042)	-	1,48(0,4764)	0,03(0,9829)*
		ECARTINF	7,25(0,0266)**	6,19(0,0452)**	-	4,87(0,0875)*
		INFANTI	5,91(0,0520)*	1,94(0,3788)	2,28(0,3201)	-

Source : Investigation de l'auteur

*= Significative à 10%

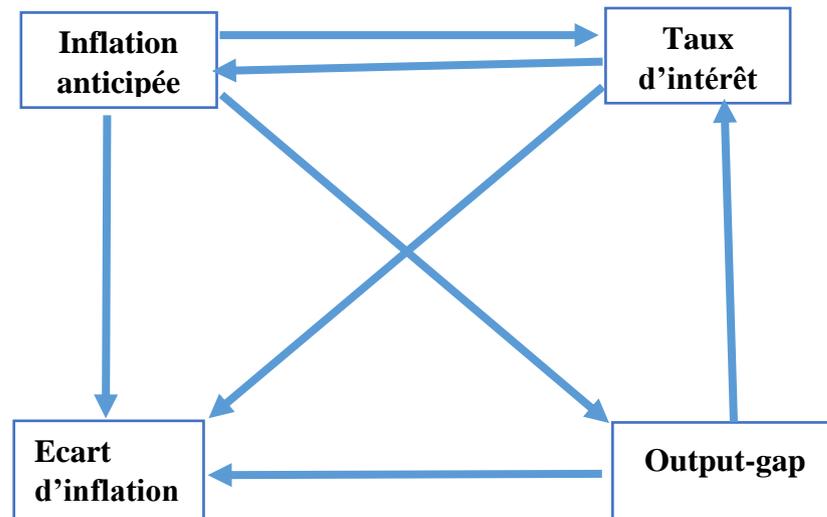
**= significative à 5%

***= significative à 1%

De ce tableau, nous déduisons les causalités suivantes au sens de Toda-Yamamoto

- *Une causalité bidirectionnelle* : l'inflation anticipée cause le taux d'intérêt et celui-ci cause à son tour l'inflation anticipée.
- *Des causalités unidirectionnelles* : la dynamique du taux d'intérêt directeur est causée par l'inflation anticipée, celle-ci cause l'écart d'inflation et l'output-gap qui à son tour cause le taux d'intérêt directeur. Par ailleurs, l'écart d'inflation est causé par le taux d'intérêt, l'output-gap et l'inflation anticipée.

Graphique n°3 : Synthèse des causalités entre les variables du modèle



Source : Investigations de l'auteur

Le schéma ci-dessus résume les liens de causalité trouvés entre variables.

Ainsi, l'on sait voir que seuls l'output-gap et l'inflation anticipée influent directement sur la dynamique du taux d'intérêt directeur dans la zone UEMOA. Aussi, l'écart d'inflation n'influe pas sur le taux d'intérêt directeur dans la zone UEMOA.

TABLEAU 7 : RESULTAT D'ESTIMATION DES ELASTICITES DE LONG TERME

Relation de long terme			
Variabes	Coefficient	t-statistics	Probabilités
GAPPROD	$3.24 \cdot 10^{-6}$	0.288042	0.7755
ECARTINF	0.829423	2.994276	0.0058***
INFANTI	0.434593	4.422910	0.0001***
C(Taux d'intérêt de long terme)	3.482768	9.989942	0.0000***

$R^2=0,528233$

Source : Nos propres investigations

3.5 Test de validation du modèle de long terme

Suite à l'estimation du modèle, nous allons procéder aux différents tests de validation et de vérification de la significativité des variables du modèle.

- **$R^2 = 0,528233$** : Cette valeur explique que le pouvoir prédictif de notre modèle est très bon. En effet, nos variables indépendantes apportent plus de 52% d'information sur les variations du taux d'intérêt à long terme.
- Prob(F-statistic) = 0,000000 < 0,01 : le modèle est globalement significatif au seuil de 1%.
- ✓ La statistique de Durbin Watson (DW=1,075750) indique une absence d'autocorrélation des erreurs car éloignée de 0.
- ✓ Le test de Jarque-Bera indique une normalité des résidus du modèle (Prob > 0,05).
- ✓ Le test de Ramsey indique une bonne spécification de notre modèle d'étude (Prob > p-value). La relation linéaire approche donc plus nos données.
- ✓ Le test d'hétéroscédasticité de White indique une homogénéité de la variance des erreurs.

On estime à présent la dynamique de court terme en utilisant le modèle à Correction d'Erreur à partir du modèle ARDL estimé.

TABLEAU 8 : RESULTAT D'ESTIMATION DU MODELE DE COURT TERME

Variabes	Coefficients	Probabilités
D(INT(-1))	-0,413257	0,0003***
D(INT(-2))	-20,8907	0,0261**
D(GAPPROD)	-0,39.10 ⁻⁵	0,0000***
D(GAPPROD(-1))	-3,47.10 ⁻⁵	0,0000***
D(INFANTI)	-0,046744	0,1950
D(INFANTI(-1))	0,138200	0,0012***
CointEq(-1)	0,041036	0,0000***
R ² =0,870878		
R ² -ajusté=0,825685		
Prob(Fstatistic)=0,000000		

***=Coefficient
significatif à 1%
**=Coefficient
significatif à 5%

Source : Nos propres investigations

3.6 Test de validation du modèle de court terme

Suite à l'estimation du modèle, nous allons procéder aux différents tests de validation et de vérification de la significativité des variables du modèle.

- **R² =0,870878** : Cette valeur explique que le pouvoir prédictif de notre modèle est très bon. En effet, nos variables indépendantes apportent plus de 87% d'information sur les variations du taux d'intérêt directeur de la zone UEMOA à court terme.
- Prob(F-statistic) =0,000000<0,01 : le modèle est globalement significatif au seuil de 1%.
- ✓ La statistique de Durbin Watson (DW=2,578008) indique une absence d'autocorrélation des erreurs car éloignée de 0.
- ✓ Le test de Jarque-Bera indique une normalité des résidus du modèle(Prob>0,05).
- ✓ Le test de Ramsey indique une bonne spécification de notre modèle d'étude (Prob>p-value). La relation linéaire approche donc plus nos données.
- ✓ Le test d'hétéroscédasticité de Godfrey indique une homogénéité de la variance des erreurs.

3.7 Analyse des résultats et discussion

Les résultats issus du modèle ARDL montrent qu'à court terme, le taux d'intérêt directeur de la zone UEMOA dépend négativement de ses valeurs passées d'il y a deux ans. Ceci traduit l'évolution décroissante du taux d'intérêt ces dernières années dans les pays de l'UEMOA pour le renforcement des investissements des entreprises de la zone. Le taux d'inflation a une influence positive sur sa valeur passée. Cependant le gap de la production ainsi que l'inflation anticipée ont un effet négatif sur le taux d'intérêt directeur de la zone UEMOA. Seule l'écart d'inflation ne dépend pas de ces valeurs passées.

En effet, une hausse du taux d'inflation anticipé de 1% une année plutôt entraîne une hausse du taux d'intérêt directeur de 0,14% l'année qui suit immédiatement.

A long terme, seuls le taux d'inflation anticipé et l'écart entre l'inflation anticipée et l'inflation constatée influencent significativement et positivement le taux d'intérêt directeur dans la zone UEMOA. Une anticipation d'inflation élevée permet d'ajuster le taux d'intérêt directeur à la hausse dans le long terme, ce qui réduit l'investissement et par suite la production. Une hausse de l'inflation anticipée de 1% entraîne une hausse du taux d'intérêt directeur de 0,43% dans le long terme. L'effet est plus important dans le long terme et traduit l'objectif principal assigné à la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest qui est de maintenir l'inflation proche de son niveau anticipé car il faut un temps pour l'ajustement des décisions des acteurs économiques. En plus, dans le long terme, les effets s'accumulent.

La force de rappel du taux d'intérêt à l'équilibre de l'équation de John Taylor dans le cadre de l'UEMOA est de 0,83 pour l'écart entre l'inflation anticipé et l'inflation constaté. On peut donc conclure que la BCEAO accorde beaucoup plus d'intérêt à l'inflation.

Cette valeur du coefficient de lissage du taux d'intérêt est comparable à celles d'autres auteurs. En effet, sur des données américaines trimestrielles, Williams (1999) trouve un coefficient d'ajustement partiel de 0,83 (période 1980-1997), Levin et al (1998) observent une valeur de 0,80 (période 1980-1996). Kozicki (1999) obtient également une valeur de 0,80 (période 1983-1997). TENOU (2002) trouve un coefficient d'ajustement de 0,82 et confirme que le taux d'intérêt directeur est fixé par la BCEAO en fonction de ses valeurs passées. Ces résultats contredisent la règle simple de Taylor (1993) qui fait l'hypothèse implicite que la fixation du taux d'intérêt de court terme est indépendante de la valeur passée de celui-ci.

En effet, une hausse de l'écart entre l'inflation anticipée et l'inflation constatée d'un point de pourcentage augmente le taux d'intérêt directeur de 0,83 point de pourcentage. Il faut 1 an 2 mois 14 jours pour ramener le taux d'intérêt directeur à son niveau d'équilibre de l'économie de la zone suite à un choc négatif externe. Dans le long terme, le taux d'intérêt du marché dans la zone se stabilise à 3,48%. Lorsque l'inflation est inférieure à l'inflation voulue, le taux directeur de la Banque Centrale diminue pour rétablir l'équilibre, ce qui stimule les investissements. Dans le cas de la zone euro, Verdelhan(1998) a trouvé un taux d'équilibre de 3,4% très proche de nos résultats.

Notons que le gap de production n'a aucun effet significatif sur le taux d'intérêt directeur de la zone.

CONCLUSION

Le présent article a pour objectif principal de modéliser le taux d'intérêt directeur de la zone UEMOA en utilisant une approche basée sur l'équation de John Taylor.

L'approche économétrique adoptée est un modèle autorégressif à retard échelonné (ARDL).

Les résultats ont montré que le taux d'intérêt de la BCEAO est très sensible à l'inflation dans la zone UEMOA. Cette sensibilité permet de soutenir le pouvoir d'achat des ménages de la zone Franc et la monnaie de la zone. A long terme, la BCEAO reste cantonnée à l'objectif principal de la stabilité des prix sur son territoire d'exercice au détriment de la croissance des pays de l'Union. Cet état de chose n'est pas forcément sans conséquence sur les fluctuations économiques observées dans la plupart des pays de l'UEMOA et leur fragilité aux chocs. Ces résultats se montrent conformes en grande partie avec les approches théoriques et empiriques sur le sujet.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

ABOU, N. B. et MELESSE, F. Evaluation du PIB potentiel et de l'écart de production de l'UEMOA. Etudes et Recherches, BCEAO N, 2012.

Abuka, C.A., Abdalla, Y.A., et A. Wandera (1998) : «Indirect monetary policy in Ouganda : The monetary authority's reaction function», Research Departement of the Bank of Ouganda, december.

Avouyi-Dovi, Sanvi (1998) : «Spécificités des règles de politiques monétaires», Document présenté au Séminaire sur les développements récents en théorie macro-économique, BCEAO, 30/11/98 au 04/12/98

Drumetz, F. et A. Verdelhan (1997) : «Règle de Taylor : Présentation, Applications et Limites». Bulletin de la Banque de France, No 45.

Gerlach, S. et G. Schnabel (1999) : «The Taylor Rule and Interest Rates in the EMU area : a note». BIS Working Papers, No 73.

K.NUBUKPO(2007):Politique monétaire et servitude volontaire, Politique africaine(N°105).

K.NUBUKPO(2008): L'improvisation économique en Afrique de l'Ouest. Du coton au franc CFA, AFRIQUE CONTEMPORAINE , Politique africaine(N°241), pp 133-136.

Kozicki, S. (1999) : «How Useful are Taylor Rules for Monetary Policy», Federal Reserve Bank of Kansas City, Economic Review, Second Quarter.

K.TENOU.(2002):La règle de Taylor : un exemple de règle de politique monétaire appliquée au cas de la BCEAO, Notes d'information et statistiques de la BCEAO, N°523 Mars 2002.

Levin, A., Wieland, V. et J.C. Williams (1999): «Robustness of Simple Monetary Policy Rules Under Model Uncertainty», in John B. Taylor (Ed.) Monetary Policy rules, University of Chicago Press, forthcoming.

Taylor, J. (1993): «Discretion Versus Policy Rules in Practice». Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, No 49.

Taylor, J. (1999) : «The Robustness and Efficiency of Monetary Policy Rules as Guidelines for Interest Rate Setting by the European Central Bank», Manuscrit, Stanford University. Version révisée du document préparé pour la conférence sur les règles de politique monétaire (12-13 juin 1998), Université de Stockholm.

Verdelhan, A. (1998) : « Taux de Taylor et Taux de Marché de la zone euro ». Banque de France, Service d'étude sur la politique monétaire, SEPM no.98-97/3.

ANNEXE

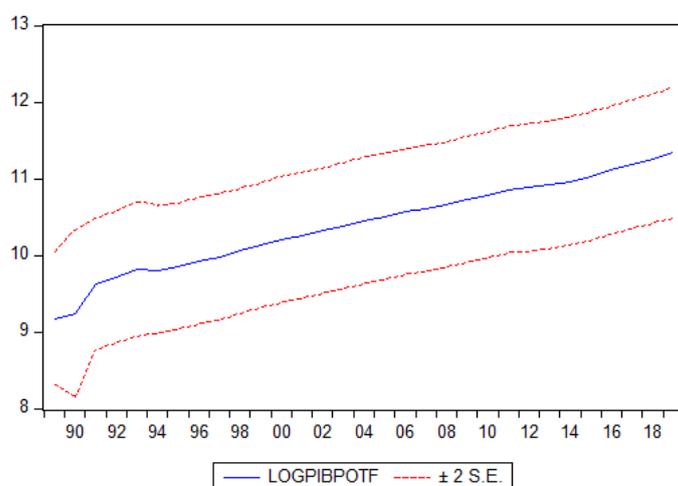
Modèle de prevision du PIB potentiel

Dependent Variable: LOGPIBPOT
Method: Least Squares
Date: 06/29/24 Time: 02:27
Sample: 1989 2019
Included observations: 31

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGPOPACT	2.909446	0.764825	3.804068	0.0007
LOGINVEST	-0.163720	0.209951	-0.779804	0.4420
C	-38.24368	11.51922	-3.319988	0.0025

R-squared	0.690904	Mean dependent var	10.39526
Adjusted R-squared	0.668826	S.D. dependent var	0.699403
S.E. of regression	0.402490	Akaike info criterion	1.109474
Sum squared resid	4.535956	Schwarz criterion	1.248247
Log likelihood	-14.19685	Hannan-Quinn criter.	1.154711
F-statistic	31.29342	Durbin-Watson stat	2.151909
Prob(F-statistic)	0.000000		

Graphe de prevision



Forecast: LOGPIBPOTF	
Actual: LOGPIBPOT	
Forecast sample: 1989 2019	
Included observations: 31	
Root Mean Squared Error	0.382520
Mean Absolute Error	0.164443
Mean Abs. Percent Error	1.567150
Theil Inequality Coefficient	0.018365
Bias Proportion	0.000000
Variance Proportion	0.092176
Covariance Proportion	0.907824
Theil U2 Coefficient	0.687853
Symmetric MAPE	1.605042