

## L'évaluation Des Canaux De Transmission De La Politique Monétaire Dans La Zone Uemoa

Kone Gbanmiankro Didier

Doctorant

Université Félix Houphouët Boigny d'Abidjan

UFR des Sciences Economiques et de Gestion

### Résumé

Dans cette étude, nous nous sommes intéressés à l'effet des canaux de taux d'intérêt, de crédit et de taux de change sur la croissance et le niveau d'inflation à la suite d'une politique monétaire au sein de l'UEMOA. L'étude s'est appuyée sur un modèle auto régressif à retards échelonnés susceptible de faire ressortir, d'une part, l'ampleur avec laquelle une politique monétaire influence l'inflation et la croissance aussi bien à court qu'à long terme via les canaux de transmission. D'autre part la vitesse à laquelle une variable retrouve son niveau d'équilibre suite à un choc de politique monétaire.

Les résultats obtenus montrent que les canaux de taux d'intérêt, de crédit et de taux de change ont une influence positive sur l'inflation et la croissance dans l'UEMOA. Toutefois, leur impact sur l'évolution des prix et l'activité économique est relativement faible et n'est généralement perceptible qu'à long terme. Néanmoins le taux d'intérêt réel reste le canal le plus actif en termes de stabilité des prix et le canal du crédit est le plus opérant en termes de relance de la production dans l'union. De plus, Les résultats suggèrent également une hétérogénéité entre les économies, du point de vue de leur capacité à retrouver leur niveau d'équilibre de long terme, en réponse à une décision de politique monétaire.

**Mots-clés :** politique monétaire, canaux de transmission, modèle ARDL

### Abstract

In this study, we are interested in the effect of interest rate, credit and exchange rate channels on growth and the level of inflation following monetary policy within the WAEMU. The study was based on a self-regressive model with staggered lags likely to highlight, on the one hand, the extent to which a monetary policy influences inflation and growth, both in the short and in the long term, via the transmission channels. On the other hand, the speed at which a variable returns to its equilibrium level following a monetary policy shock.

The results obtained show that the interest rate, credit and exchange rate channels have a positive influence on inflation and growth in the WAEMU. However, their impact on price developments and economic activity is relatively small and is generally only noticeable in the long term. However, the real interest rate remains the most active channel in terms of price stability and the credit channel is the most effective in terms of boosting union production. In addition, the results also suggest heterogeneity between economies, in terms of their long-term equilibrium level, in response to a monetary policy decision.

Date of Submission: 10-03-2021

Date of Acceptance: 25-03-2021

### I. Introduction

La politique monétaire est devenue depuis plus d'une décennie l'instrument capital de régulation économique au détriment de la politique budgétaire. L'une des explications de ce choix, est que la majorité des économies ont adopté l'objectif de développement durable c'est à dire un développement qui répond aux besoins du présent sans compromettre la capacité des générations futures à répondre aux leurs. C'est donc cela qui conduit certaines économies à utiliser une politique budgétaire de plus en plus souple comme instrument de stabilité macroéconomique afin de ne pas trop creuser le déficit public. En effet l'application de la politique monétaire est un sujet de débat contradictoire. Le débat porte dans un premier temps sur l'efficacité de la politique monétaire sur la sphère réelle. Puis il s'intéresse aussi à la manière dont la politique monétaire est transmise aux différents Etats d'une communauté monétaire vu que les pays se mettent de plus en plus en union monétaire afin de profiter de certains avantages liés aux zones monétaires communes.

La BCEAO soumet depuis plus de quarante ans les Etats membres de l'UEMOA à une politique monétaire commune en appliquant des instruments identiques dans tous les pays membres. Pourtant nous assistons à une hétérogénéité des effets de la politique monétaire entre Etats. Cette divergence d'effet suscite des interrogations sur la capacité de la politique monétaire de la zone à promouvoir la croissance et stabiliser

l'inflation au sein de l'union. On se pose donc les questions suivantes : Pourquoi une même politique monétaire se termine-t-elle par un succès dans certains pays et par un échec dans d'autres ? Pourquoi la politique monétaire a des effets importants et des délais court en termes de transmission des impulsions monétaires dans certains pays, ce qui n'est pas le cas dans d'autres ?

Ces interrogations interviennent aujourd'hui dans un contexte nouveau marqué par une multitude d'instrument monétaire et une complexité des canaux de transmission de la politique monétaire qui varient en fonction des économies.

Plusieurs arguments ont été avancés pour justifier les résultats mitigés ou inefficace de la politique monétaire dans plusieurs pays.

Pour certains théoriciens les décisions des autorités monétaires influent sur l'activité économique et le niveau des prix par plusieurs facteurs. Il s'agit principalement du cadre opérationnel mis en œuvre pour la politique monétaire, de la capacité de l'instrument monétaire utilisé, des structures économiques et financières en place puis de la conjoncture économique, etc. Une telle dépendance des effets de la politique monétaire à de nombreux facteurs, entretient une incertitude sur sa capacité à servir d'outil de politique fiable et efficace.

Mishra, Montiel et Spilimbergo (2010) ont montré dans une étude que les mécanismes de transmission dans les pays à faible revenu sont fondamentalement différents de ceux des pays ayant des secteurs financiers sophistiqués. Selon ces auteurs, les mécanismes traditionnels de transmission de la politique monétaire seraient faibles et parfois inopérant dans les pays à faible revenu en raison de la faiblesse du cadre institutionnel, de la concurrence imparfaite dans le secteur bancaire, des marchés financiers embryonnaires et du coût élevé des crédits bancaires.

La problématique des canaux de transmissions possède donc une pertinence indéniable dans l'explication des effets de la politique monétaire car ils permettent de mieux cerner l'impact des décisions monétaires sur l'économie et principalement sur la production et le niveau des prix.

En explorant cette approche, il devient possible d'expliquer presque intégralement l'efficacité de la politique monétaire par la performance des canaux de transmissions. Des canaux plus actifs contribueraient à l'amélioration de l'activité et à la stabilisation des prix. Par contre, des canaux de transmissions déficients introduisent des distorsions dans le fonctionnement de l'activité économique et accroît l'inflation.

En s'appuyant sur cette hypothèse, la présente étude analyse l'efficacité de la politique monétaire dans la zone UEMOA par le biais des canaux de transmission. Elle se propose d'apporter des éléments de réponses aux questions de recherche suivantes.

-Quel est l'effet des principaux canaux de transmission de la politique monétaire (taux d'intérêt, taux de change, et crédit à l'économie) sur le niveau d'inflation et de production au sein de l'UEMOA ?

-Quel est le canal le plus actif par pays dans la zone UEMOA ?

L'objectif de cette étude est d'examiner empiriquement la relation entre les principaux canaux de transmission de la politique monétaire et le niveau des prix puis celui de la production dans les pays de l'UEMOA. Plus spécifiquement il s'agit d'une part, d'évaluer l'ampleur avec lequel les canaux de taux d'intérêt, de crédit et de taux de change influencent le niveau des prix et la production dans l'UEMOA et d'autre part d'identifier le canal le plus actif pour chaque pays de la zone.

Dans la suite de l'étude, nous présenterons dans une première section une revue de littérature sur les canaux de transmission de la politique monétaire. La spécification du modèle présentant l'effet des canaux de transmission de la politique monétaire sur l'inflation et la croissance économique est exposé dans la section deux. La troisième section fait ressortir les principaux résultats et les recommandations de politiques économiques.

## **1. La revue de la littérature des canaux de transmission de la politique monétaire**

La présente revue de littérature passe en revue au plan théorique les canaux de transmission de la politique monétaire puis au plan empirique les travaux sur l'efficacité des canaux de transmission de la politique monétaire aussi bien dans les pays développés et que dans les pays en développement.

### **1.1. La revue de la littérature théorique**

La présente revue de la littérature expose les conceptions théoriques des principaux canaux de transmission de la politique monétaire. Les processus par lesquels la politique monétaire influe sur l'activité et les prix font l'objet de plusieurs classifications dans la littérature. En nous inspirant de Mishkin et al. (2010), nous distinguons deux catégories de canaux de transmission monétaire. Dans la première catégorie, les marchés financiers sont supposés parfaits. La deuxième catégorie de canaux se distingue par la considération des imperfections existant sur les marchés financiers. Les canaux de transmission monétaire supposant l'existence de marchés financiers parfaits considèrent l'impact de la politique monétaire sur l'investissement, la consommation et le commerce international.

Selon la conception du canal de taux d'intérêt basée sur l'investissement, les variations des taux d'intérêt peuvent affecter l'investissement en empruntant deux canaux principaux. Le premier est plus direct ; il

met l'accent sur l'impact direct des variations des taux d'intérêt sur le coût du capital et ses répercussions sur les décisions d'investissement. Le second canal est indirect. Il est étroitement lié à l'évolution du ratio  $q$  de Tobin. Selon cette théorie, la politique monétaire affecte l'économie par le biais de ses effets sur la valorisation des actions (Tobin 1969). Tobin définit le coefficient  $q$  comme le rapport entre la valeur boursière des entreprises et le coût de renouvellement du capital. Si  $q$  est élevé, la valeur boursière des entreprises est forte comparée au coût de renouvellement du capital, et les nouveaux investissements productifs sont peu onéreux par rapport à la valeur boursière des entreprises. Celles-ci peuvent alors émettre des actions à un prix élevé, comparé au coût des investissements productifs qu'elles réalisent. Par conséquent, les dépenses d'investissement augmentent car les entreprises peuvent acquérir beaucoup de biens d'équipement en émettant peu d'actions nouvelles. L'existence d'un lien entre le coefficient  $q$  de Tobin et les dépenses d'investissement est alors au cœur du débat.

Compte tenu de l'internationalisation croissante des économies et du passage à des taux de change flexible, on s'est d'avantage intéressé à la transmission de la politique monétaire à travers l'influence des taux de change sur les exportations nettes. On lui accorde aujourd'hui un rôle majeur. Ce canal fait également intervenir les effets du taux d'intérêt, car la baisse des taux d'intérêt réels nationaux réduit l'attrait des dépôts nationaux en monnaie nationale par rapport aux dépôts libellés en monnaies étrangères, ce qui entraîne une chute de la valeur des dépôts en monnaie nationale par rapport aux dépôts en devises. La dépréciation de la monnaie nationale abaisse le prix des biens nationaux par rapport aux biens étrangers, ce qui se traduit par une augmentation des exportations nettes et donc de la production globale.

Ce canal joue un rôle important dans la façon dont la politique monétaire affecte l'économie nationale.

De leur côté, les canaux de transmission monétaire supposant l'existence d'imperfections sur les marchés financiers confèrent aux asymétries d'information et au crédit un rôle macroéconomique important dans les fluctuations de l'activité et des prix. Deux canaux prenant en compte l'existence des imperfections sur les marchés financiers sont explorés. Il s'agit du canal de crédit bancaire et du crédit de bilan des entreprises.

Le canal du crédit bancaire est fondé sur l'idée que les banques jouent un rôle spécifique au sein du système financier car elles sont particulièrement bien placées pour résoudre les problèmes d'asymétrie d'information sur les marchés de crédit. Du fait de ce rôle spécifique des banques, certains emprunteurs n'auront pas accès aux marchés de crédit s'ils n'empruntent pas auprès d'elles. Le canal du crédit bancaire agit de la façon suivante. Une politique monétaire expansionniste, qui contribue à accroître les réserves et les dépôts bancaires, augmente la quantité de prêts bancaires disponibles.

Le déclin de l'importance du canal du crédit bancaire n'implique pas pour autant qu'il en va de même pour l'autre canal de crédit, celui du bilan. Le canal de bilan trouve, lui aussi son origine dans l'existence de problèmes d'asymétrie d'information sur les marchés de crédit. On sait que plus la situation nette d'une entreprise est mauvaise, plus les problèmes d'anti-sélection (ou sélection adverse) et de risque moral (ou aléas de moralité) sont aigus lorsqu'il s'agit de lui octroyer des prêts. En effet, une diminution de la situation nette des entreprises signifie que les prêteurs disposent d'une moindre garantie en contrepartie de leurs prêts, et les pertes dues à l'anti-sélection sont donc plus importantes. La dégradation de cette situation nette, qui aggrave le problème d'anti-sélection, aboutit par conséquent à une réduction des prêts destinés à financer les dépenses d'investissement.

## **1.2. La revue de la littérature empirique**

Dans cette section nous allons passer en revue les travaux menés sur l'efficacité de la politique monétaire via les canaux de transmission, dans les pays développés puis dans les pays en développement.

### **1.2.1. Le cas des pays développés à économie de marché**

Des études, utilisant des données collectées aux Etats-Unis, ont analysé le rôle déterminant du secteur bancaire dans les mécanismes de transmission de la politique monétaire (Kashyap et al, 1994 ; Bernanke, 1993 ; Bernanke et Blinder, 1992). En effet, Kashyap et al. (1994), en examinant les données microéconomiques des firmes manufacturières aux Etats-Unis, ont trouvé que les investissements des firmes qui n'ont pas accès aux marchés obligataires se trouvent contraints pendant la période de resserrement de crédits.

En Europe, une récente étude de Papadamou et Oikonomou (2007), analyse l'évolution de l'indice de la production industrielle, dans huit pays de l'Union européenne. Les résultats des auteurs obtenus du modèle à correction d'erreur montrent que, dans plusieurs de ces pays, le différentiel des taux d'intérêt débiteur et créditeur, dont l'augmentation permet d'accroître l'offre de crédits des banques, est un indicateur important de la variation de l'indice de la production industrielle. Ainsi, dans les pays caractérisés par un accès au crédit restreint comme l'Estonie et la Lettonie, le canal traditionnel de transmission de taux d'intérêt a été mis en évidence. Cependant, leurs résultats ont indiqué l'existence des canaux de taux d'intérêt et de crédit dans des pays qui ne connaissent pas cette restriction d'accès au crédit, notamment la Pologne et la Hongrie. Selon les auteurs, la politique monétaire commune mise en œuvre par la Banque Centrale européenne pourrait induire des effets différenciés sur la production réelle de ces nouveaux pays membres de l'Union européenne élargie.

Plus généralement, pour les pays les plus industrialisés (regroupés au sein du G8), les délais d'action de la politique monétaire ne sont pas sensiblement différents d'un pays à l'autre (S. Gerlach et F. Smets 1995 ; C. Cortet, 1998). Les différences entre pays portent plus sur l'ampleur de l'ajustement des économies à un choc monétaire que sur la vitesse d'un tel ajustement.

### **1.2.2. Le cas des pays en développement**

Le débat de l'effet de la politique monétaire sur la croissance et l'inflation s'est prolongé sur le plan empirique par plusieurs études.

Des études empiriques sont également appliquées aux pays en développement, notamment les pays africains pour évaluer l'impact de la politique monétaire sur la sphère réelle et monétaire.

Lougani et Swagel (2001) examinent les sources de l'inflation dans 53 pays en voie de développement entre 1964 et 1998. Ils évaluent l'impact sur l'évolution de prix de six variables, incluant le cours du baril de pétrole brut, les prix des produits hors-énergie, l'output gap, la croissance de la masse monétaire, le taux de change nominal et l'inflation. Ils constatent que la croissance de la masse monétaire représente les deux-tiers de la variabilité de l'inflation tant à court qu'à moyen et long termes. Les variations de taux de change induisent entre 7 % et 22,3% de la variabilité de l'inflation. Ils montrent également que les anticipations inflationnistes déterminent l'évolution des prix, puisque les réalisations passées d'inflation représentent entre 10% et 20% de l'inflation observée. En désagrégeant leur modèle, les auteurs constatent que dans des pays à régime de change fixe, l'inflation a tendance à avoir une composante inertielle (liée à ses propres valeurs passées et pouvant traduire les anticipations), tandis que la masse monétaire et le taux de change jouent un plus grand rôle dans les pays à régime de change flexible.

D'autres analyses empiriques portant sur l'UEMOA se sont également intéressées aux effets de la politique monétaire de la BCEAO sur l'activité et les prix. On peut citer Diagne et Doucouré (2000) qui ont travaillé sur cette thématique et sont arrivés à deux conclusions majeures. Pour la première conclusion les variables-clés de la transmission monétaire (agrégats monétaires, crédit et taux de change réel) affectent de façon significative le PIB, l'investissement privé et le niveau des prix à la suite d'un choc de taux d'intérêt réel dans tous les pays de l'Union. Quant à la seconde conclusion, la simulation d'innovations monétaires montre que la politique monétaire provoque des effets différenciés d'un pays à un autre, quel que soit l'instrument utilisé.

Dans la zone CEMAC, des études ont été menées pour analyser l'efficacité de la politique monétaire de la Banque Centrale dans un contexte de surliquidité des Banques et partant, analyser l'effectivité des canaux de transmission de la politique monétaire. Saxegaard (2006) utilise ainsi un modèle VAR à seuil pour mettre en exergue les non linéarités dans la transmission de la politique monétaire en zone CEMAC, au Nigéria et en Ouganda. D'après cet auteur il faut tout d'abord distinguer l'excès de liquidité involontaire de l'excès de liquidité pour des besoins de précaution. Il montre ainsi que la transmission de la politique monétaire à l'activité est faible lorsque la liquidité involontaire est élevée. En zone CEMAC, il trouve que même lorsque la liquidité n'est pas trop élevée, cette transmission demeure faible. Cette situation met donc en évidence l'existence d'autres facteurs susceptibles d'induire la faiblesse des canaux de transmission en dehors de la situation de surliquidité volontaire ou non des banques. En d'autres termes, la surliquidité n'est pas le seul facteur pouvant limiter l'efficacité des canaux de transmission dans la CEMAC.

## **2. La méthodologie de l'étude**

Nous présentons en premier lieu la justification de l'approche méthodologique et la spécification des modèles qui nous permettront d'analyser l'effet des principaux canaux de transmission de la politique monétaire sur la croissance et l'inflation. Puis en second lieu, nous décrivons la source des données et le choix des variables utilisées pour estimer les modèles spécifiés.

### **2.1. La justification de l'approche méthodologique et spécification du modèle autorégressif à retard échelonnés (ARDL)**

Pour évaluer l'effet des principaux canaux de transmission de la politique monétaire sur la croissance économique et le niveau d'inflation dans la zone UEMOA, deux modèles autorégressifs à retards échelonnés (ARDL) sont spécifiés (Pesaran M.H., et al. 2001). Les modèles « AutoRegressive Distributed Lag/ARDL », sont des modèles dynamiques. La particularité de ces modèles (ARDL) est qu'ils comblent les lacunes des méthodes de cointégration conventionnelles (Engle-Granger, 1987 et Johansen, 1991), qui nécessitent un même ordre d'intégration pour toutes les variables, soit deux variables I (1) pour Engle-Granger et plusieurs variables I(1) pour Johansen. L'approche de cointégration proposée par Pesaran, Shin, basée sur le modèle ARDL, permet de tester des relations de long terme entre des variables I(0) et I(1) puis fournit des estimations robustes pour les relations de long terme et de court terme pour des échantillons de petite taille en l'occurrence moins de 80

observations (Narayan, 2005). Un autre intérêt est que le modèle ARDL peut prendre un nombre élevé de retards pour capter le processus de génération du modèle (Hall et Wickens, 1993 ; Pesaran et al., 2000).

La spécification des modèle ARDL de notre étude sont les suivantes :

L'équation du niveau d'inflation (1) dans la présente étude s'inspire du modèle de Loungan et Swagel (FMI, 2001) qui étudie les sources de l'inflation dans les pays en développement.

$$\begin{aligned} \Delta ipc_t = & \beta_0 + \sum_{i=0}^q \beta_{1i} \Delta ipc_{t-1} + \sum_{i=0}^r \beta_{2i} \Delta tms_{t-1} + \sum_{i=0}^s \beta_{3i} \Delta tmm_{t-1} + \sum_{i=0}^t \beta_{4i} \Delta crde_{t-1} + \sum_{i=0}^u \beta_{5i} \Delta tir_{t-1} \\ & + \sum_{i=0}^v \beta_{6i} \Delta tchr_{t-1} + \sum_{i=0}^w \beta_{7i} \Delta inv_{t-1} + \sum_{i=0}^x \beta_{8i} \Delta pibr_{t-1} + \theta_1 ipc_{t-1} + \theta_2 tms_{t-1} + \theta_3 tmm_{t-1} + \theta_4 crde_{t-1} + \\ & \theta_5 tir_{t-1} + \theta_6 tchr_{t-1} + \theta_7 inv_{t-1} + \theta_8 pibr_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \tag{1}$$

Quant à l'équation de la croissance (2) de notre travail, elle prend sa base dans Lucas (1972), puis inspirée de Kahn et Knight (1991).

$$\begin{aligned} \Delta pibr_t = & \alpha_0 + \sum_{i=0}^q \alpha_{1i} \Delta pibr_{t-1} + \sum_{i=0}^r \alpha_{2i} \Delta tms_{t-1} + \sum_{i=0}^s \alpha_{3i} \Delta tmm_{t-1} + \sum_{i=0}^t \alpha_{4i} \Delta crde_{t-1} + \sum_{i=0}^u \alpha_{5i} \Delta tir_{t-1} \\ & + \sum_{i=0}^v \alpha_{6i} \Delta tchr_{t-1} + \sum_{i=0}^w \alpha_{7i} \Delta inv_{t-1} + \sum_{i=0}^x \alpha_{8i} \Delta ipc_{t-1} + \gamma_1 pibr_{t-1} + \gamma_2 tms_{t-1} + \gamma_3 tmm_{t-1} + \gamma_4 crde_{t-1} + \gamma_5 tir_{t-1} \\ & \gamma_6 tchr_{t-1} + \gamma_7 inv_{t-1} + \gamma_8 ipc_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \tag{2}$$

Les coefficients  $\beta_i$  et  $\alpha_i$  reflètent la dynamique de court terme respectivement pour l'équation (1) et (2).

En présence de cointégration, les relations de long terme sont obtenues par l'annulation des variables en première différence (Bruce Morley 2006; Antoniou Antonis, Katrakilidis Constantinos, et Tsaliki Persefoni 2013). Sur la base des équations (1) et (2), nous déduisons les équations ARDL à long terme représentées respectivement par les équations suivantes:

$$\begin{aligned} ipc_t = & \beta_0 + \sum_{i=0}^q \varphi_{1i} ipc_{t-1} + \sum_{i=0}^r \varphi_{2i} tms_{t-1} + \sum_{i=0}^s \varphi_{3i} tmm_{t-1} + \sum_{i=0}^t \varphi_{4i} crde_{t-1} + \sum_{i=0}^u \varphi_{5i} tir_{t-1} \\ & + \sum_{i=0}^v \varphi_{6i} tchr_{t-1} + \sum_{i=0}^w \varphi_{7i} inv_{t-1} + \sum_{i=0}^x \varphi_{8i} pibr_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \tag{3}$$

$$\begin{aligned} pibr_t = & \alpha_0 + \sum_{i=0}^q \delta_{1i} pibr_{t-1} + \sum_{i=0}^r \delta_{2i} tms_{t-1} + \sum_{i=0}^s \delta_{3i} tmm_{t-1} + \sum_{i=0}^t \delta_{4i} crde_{t-1} + \sum_{i=0}^u \delta_{5i} tir_{t-1} \\ & + \sum_{i=0}^v \delta_{6i} tchr_{t-1} + \sum_{i=0}^w \delta_{7i} inv_{t-1} + \sum_{i=0}^x \delta_{8i} ipc_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \tag{4}$$

Pour sélectionner le décalage des valeurs p, q, r, s, t, u, v, w et x dans les équations (3) et (4), une variété de modèles tels que AIC, SIC, Hannan-Quinn informationcriteria et adjusted R-squared sont utilisés. Le modèle estimé le plus adéquat est celui qui a les critères d'information minimale ou la valeur maximale de R-squared. Enfin, l'estimation à court terme du modèle ARDL également connu sous le modèle de correction d'erreur est présentée par les équations ci-dessous:

$$\Delta ipc_t = \beta_0 + \sum_{i=0}^q \varphi_{1i} \Delta ipc_{t-1} + \sum_{i=0}^r \varphi_{2i} \Delta tms_{t-1} + \sum_{i=0}^s \varphi_{3i} \Delta tmm_{t-1} + \sum_{i=0}^t \varphi_{4i} \Delta crde_{t-1} + \sum_{i=0}^u \varphi_{5i} \Delta tir_{t-1} + \sum_{i=0}^v \varphi_{6i} \Delta tchr_{t-1} + \sum_{i=0}^w \varphi_{7i} \Delta inv_{t-1} + \sum_{i=0}^x \varphi_{8i} \Delta pibr_{t-1} + \lambda ECM_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\Delta pibr_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^q \delta_{1i} \Delta pibr_{t-1} + \sum_{i=0}^r \delta_{2i} \Delta tms_{t-1} + \sum_{i=0}^s \delta_{3i} \Delta tmm_{t-1} + \sum_{i=0}^t \delta_{4i} \Delta crde_{t-1} + \sum_{i=0}^u \delta_{5i} \Delta tir_{t-1} + \sum_{i=0}^v \delta_{6i} \Delta tchr_{t-1} + \sum_{i=0}^w \delta_{7i} \Delta inv_{t-1} + \sum_{i=0}^x \delta_{8i} \Delta ipc_{t-1} + \lambda ECM_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Le coefficient  $\lambda$  du terme de correction d'erreur ( $ECM_{t-1}$ ), dans les équations (5) et (6) est la vitesse du paramètre de réglage qui montre la rapidité avec laquelle la série atteint un équilibre à long terme. Le signe attendu de ce coefficient est négatif et significatif.

## 2.2. Le choix des variables et sources des données

Les séries sont issues essentiellement de la base des données de la BCEAO (BASTAT), à l'exception du taux directeur de la BCEAO qui provient de la note d'information du premier trimestre 2017 de la BCEAO (numéro 49). Les données de l'étude couvre la période du premier trimestre 2001 au quatrième trimestre 2016. Le choix de cette période est guidé par la disponibilité des données sur le taux directeur de la BCEAO (le taux minimum de soumission et le taux du marché interbancaire). Les données concernent sept pays membres de l'UEMOA : Bénin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Mali, Niger, Sénégal et Togo. L'étude ne tient pas compte de la Guinée-Bissau parce que les données relatives aux variables financières de ce pays ne sont pas disponibles du fait de son appartenance récente à l'UEMOA. Nous avons retenu comme variables : les variables instruments de la politique monétaire (le taux minimum de soumission (TMS) et le taux du marché interbancaire (TMM)), les variables clés de la transmission monétaire (le crédit à l'économie (CRDE), le taux d'intérêt réel (TIR), le taux de change réel (TCHR)) et les variables objectifs (le PIB réel (PIBR), Investissement total (INV) et l'inflation (IPC)).

## 3. Les résultats empiriques

L'analyse empirique se mènera de la façon suivante. Dans un premier temps, nous appliquons des tests de racine unitaire et de cointégration afin de déterminer l'ordre d'intégration des variables et examiner l'existence ou non d'une relation de long terme entre elles. Dans un second temps, nous estimons les coefficients du modèle autorégressif à retard échelonnés (ARDL).

### • La stationnarité des séries

Dans cette étude, nous allons faire recours aux tests ADF et PP, pour vérifier la stationnarité des séries (voir annexe). Le tableau 02 présente les résultats obtenus de ces tests pour les variables retenues pour chacun des pays.

Tab.02 Test de racine unitaire (seuil 5%)

Variables pays	TMS	TMM	TIR	CRDE	TCHR	INV	IPC	PIBR
Bénin	I(0)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
Burkina	I(0)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
CI	I(0)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
Mali	I(0)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
Niger	I(0)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
Sénégal	I(0)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
Togo	I(0)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
UEMOA	I(0)	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)

Il ressort de ce tableau que les variables taux minimum de soumission et taux du marché monétaire sont stationnaire en niveau (ou intégré d'ordre zéro) pour chacun des pays de l'UEMOA. En ce qui concerne les

autres variables elles sont toutes stationnaires en différence première (intégré d'ordre 1) pour tous les pays à l'exception du Sénégal où le crédit à l'économie est stationnaire en niveau. Pour l'UEMOA pris dans son ensemble elle a des résultats similaires aux pays, les taux minimum de soumission et de marché monétaire sont intégrés d'ordre zéro tandis que les autres variables sont intégrées d'ordre 1. Ainsi, toutes les variables retenues sont intégrées d'ordre zéro ou égal à 1. Il est donc possible de chercher si elles sont cointégrées.

- **Le test de cointégration de Pesaran et al (2001)**

Dans le cas de notre étude, le test de cointégration aux bornes de pesaran et al. (2001) est le plus adapté pour nos séries car nous avons des séries intégrées d'ordre zéro  $I(0)$  et des séries intégrées d'ordre un  $I(1)$ . Pour appliquer le test de cointégration de Pesaran nous allons procéder en deux étapes. D'abord nous allons déterminer le nombre optimal de retard (lag optimal) en se basant sur le critère d'information d'Akaike (AIC) et le critère d'information Schwartz (SIC). Ensuite nous allons recourir au test de Fisher pour tester la cointégration entre séries.

- **Le test du nombre de retard optimal**

**Tab.03. Test du nombre de retard optimal par le critère d'Akaike (AIC) pour la fonction d'inflation**

Pays	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo	UEMOA
Nombre de retard optimal par variable	ARDL (3, 1, 1, 3, 1, 3, 2, 4)	ARDL (4, 4, 1, 0, 4, 0, 3, 2)	ARDL (1, 4, 1, 4, 3, 4, 4, 1)	ARDL (3, 2, 1, 4, 2, 3, 1, 3)	ARDL (4, 0, 1, 0, 1, 4, 4, 3)	ARDL (4, 2, 1, 4, 1, 0, 0, 3)	ARDL (4, 1, 2, 1, 4, 3, 4, 0)	ARDL (1, 2, 1, 1, 4, 0, 0)

**Source :** Auteur voir annexe

**Tab.04. Test du nombre de retard optimal par le critère d'Akaike (AIC) pour la fonction de production**

Pays	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo	UEMOA
Nombre de retard optimal par variable	ARDL (4, 0, 2, 0, 0, 0, 0, 4)	ARDL (4, 1, 1, 3, 3, 4, 0, 4)	ARDL (4, 0, 2, 4, 2, 4, 4, 2)	ARDL (4, 3, 2, 3, 1, 3, 4, 2)	ARDL (4, 0, 0, 0, 1, 1, 0, 0)	ARDL (1, 1, 0, 0, 0, 1, 0, 0)	ARDL (4, 1, 2, 1, 0, 0, 0, 0)	ARDL (1, 0, 0, 4, 2, 0, 0, 1)

**Source :** Auteur voir annexe

Les modèles retenus dans les tableaux (3) et (4) sont les modèles qui ont les critères d'information minimale ou la valeur maximale de R-squared. Il est nécessaire de comprendre que l'objectif de l'introduction des termes retardés consiste à blanchir les résidus, c'est-à-dire contrôler l'autocorrélation des innovations.

**Tab.05. Test de cointégration de Pesaran et al (2001) dans le cas de la fonction d'inflation**

Pays	F-Statistics	1% Critical Bounds		5% Critical Bounds		10% Critical Bounds		Décision
		I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	
Bénin	6,99	3,6	4,9	2,87	4	2,53	3,59	cointégration
Burkina	1,87	3,6	4,9	2,87	4	2,53	3,59	Pas cointégration
Côte d'Ivoire	17,57	3,6	4,9	2,87	4	2,53	3,59	cointégration
Mali	8,77	3,6	4,9	2,87	4	2,53	3,59	cointégration
Niger	4,89	3,6	4,9	2,87	4	2,53	3,59	cointégration
Sénégal	3,74	3,15	4,43	2,45	3,61	2,12	3,23	cointégration
Togo	3,99	3,15	4,43	2,45	3,61	2,12	3,23	cointégration
UEMOA	7,74	3,6	4,9	2,87	4	2,53	3,59	cointégration

Source : Auteur voir annexe

A partir du tableau (5) trois résultats se dégagent, pour l'équation de la fonction d'inflation. Premièrement nous remarquons l'existence de relation de cointégration entre les séries à tous les seuils de significativité 1%, 5% et 10%. Ce résultat est enregistré dans le cas du Bénin, de la Côte d'Ivoire, du Mali, et de l'UEMOA pris dans son ensemble. Deuxièmement nous constatons la présence de relation de cointégration seulement à 5% et 10%. Le Niger, le Sénégal et le Togo sont les pays qui se trouvent dans cette situation. Enfin nous avons la situation où il n'existe pas de relation de cointégration entre les séries. Seul le Burkina est dans ce cas.

**Tab.06. Test de cointégration de Pesaran et al (2001) dans le cas de la fonction de production**

Pays	F-Statistics	1% Critical Bounds		5% Critical Bounds		10% Critical Bounds		Décision
		I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	
Bénin	3,35	2,54	3,91	1,97	3,18	1,7	2,83	cointégration
Burkina	7,13	3,31	4,63	2,69	3,83	2,38	3,45	cointégration
Côte d'Ivoire	4,97	2,96	4,26	2,32	3,5	2,03	3,13	cointégration
Mali	11,67	3,31	4,63	2,69	3,83	2,38	3,45	cointégration
Niger	6,57	2,96	4,26	2,32	3,5	2,03	3,13	cointégration
Sénégal	4,80	2,96	4,26	2,32	3,5	2,03	3,13	cointégration
Togo	5,93	2,96	4,26	2,32	3,5	2,03	3,13	cointégration
UEMOA	3,71	3,15	4,43	2,45	3,61	2,12	3,23	cointégration

Source : Auteur voir annexe

Au vu du tableau (6), pour l'équation de la fonction de production trois résultats se présentent. Premièrement nous enregistrons l'existence de relation de cointégration entre les séries à tous les seuils de significativité (1%, 5% et 10%) au niveau du Burkina, de la Côte d'Ivoire, du Mali, du Niger et du Togo. Deuxièmement nous avons la situation où il y a présence de cointégration à 5% et 10%. Le Bénin et l'UEMOA pris dans son ensemble se trouvent dans ce cas. Enfin nous avons le Sénégal où il n'existe pas de relation de cointégration entre les séries.

• **L'interprétation des résultats du modèle ARDL**

**Tab.08. Equations d'équilibre de court et de long terme de l'inflation**

	Bénin	Burkina	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo	UEMOA
Coefficients de correction d'erreur								
	-1,95*** (0,000)		-1,49*** (0,000)	-2,07*** (0,000)	-0,99*** (0,006)	-1,17*** (0,002)	-1,39*** (0,000)	-1,14*** (0,000)
Coefficients de court terme								
IPC (-1)	0,50** (0,050)			0,80*** (0,000)				



TMM	0,02 <sup>***</sup> (0,004)						0,01 <sup>**</sup> (0,012)	
TMS	-0,02 <sup>**</sup> (0,027)	-0,01 <sup>**</sup> (0,014)	-0,01 <sup>***</sup> (0,009)	-0,02 <sup>**</sup> (0,026)	-0,01 <sup>**</sup> (0,022)		0,02 <sup>***</sup> (0,007)	
CRDE		0,11 <sup>*</sup> (0,063)	-0,09 <sup>***</sup> (0,009)					0,09 <sup>*</sup> (0,096)
TIR	-0,10 <sup>**</sup> (0,025)	-7,5E-08 <sup>+</sup> (0,085)						
TIR (-1)			-0,16 <sup>*</sup> (0,071)	-0,25 <sup>***</sup> (0,007)				-0,25 <sup>***</sup> (0,000)
PIBR	0,80 <sup>**</sup> (0,032)	0,36 <sup>+</sup> (0,094)				0,004 <sup>***</sup> (0,006)		
TCHR		-0,09 <sup>**</sup> (0,046)		-0,10 <sup>*</sup> (0,069)				
Coefficients de long terme								
TMM				0,009 <sup>***</sup> (0,006)			0,009 <sup>**</sup> (0,031)	
TMS	-0,01 <sup>***</sup> (0,006)		-0,008 <sup>*</sup> (0,100)	-0,04 <sup>***</sup> (0,000)	-0,01 <sup>*</sup> (0,052)	-0,03 <sup>**</sup> (0,013)		-0,006 <sup>**</sup> (0,012)
CRDE	0,18 <sup>***</sup> (0,007)		0,22 <sup>**</sup> (0,036)	0,17 <sup>***</sup> (0,009)	0,11 <sup>**</sup> (0,041)	0,26 <sup>**</sup> (0,013)	0,13 <sup>*</sup> (0,100)	
TIR	-0,29 <sup>**</sup> (0,041)		-0,36 <sup>**</sup> (0,023)	-0,23 <sup>**</sup> (0,017)		-0,31 <sup>**</sup> (0,012)	-0,21 <sup>*</sup> (0,064)	-0,27 <sup>**</sup> (0,036)
PIBR	0,45 <sup>***</sup> (0,003)					0,01 <sup>***</sup> (0,010)		0,48 <sup>***</sup> (0,000)
TCHR	-0,08 <sup>*</sup> (0,071)		-0,05 <sup>**</sup> (0,043)	-0,21 <sup>***</sup> (0,005)	-0,0007 <sup>*</sup> (0,055)	-0,21 <sup>**</sup> (0,034)		

Note : P-value entre parenthèse <sup>\*\*\*</sup>,<sup>\*\*</sup>et <sup>\*</sup> indiquent que les coefficients sont significatifs aux seuils de 1%, 5% et 10%.

Les résultats économétriques reportés dans le tableau (8) ne retiennent que les variables dont les coefficients sont statistiquement significatifs.

Il ressort des résultats présentés dans le tableau (8), qu'une variation du taux minimum de soumission exerce un impact significatif aussi bien à court qu'à long terme sur l'inflation et présente le signe négatif attendu dans tous les pays de l'UEMOA excepté le Togo. En effet, à la suite d'un choc de politique monétaire restrictive, le taux minimum de soumission (TMS) augmente de façon significative. Par ailleurs, le crédit à l'économie, la masse monétaire ainsi que l'output se contractent et le taux débiteur des banques s'accroît. En conséquence, l'inflation recule. Cependant l'effet du taux minimum de soumission sur l'inflation reste d'une ampleur limitée (une hausse du taux minimum de soumission de 1 point conduit à une baisse des prix comprise entre 0,008 et 0,04 point).

En revanche, le taux du marché monétaire exerce un impact significatif contraire au sens attendu, au Burkina et au Sénégal à court terme puis au Mali et au Togo à long terme. Mais l'ampleur de ce coefficient reste faible.

En somme, les simulations des réponses de l'inflation au choc de politique monétaire supportent l'idée qu'une hausse de l'instrument principal de la politique monétaire de la BCEAO (taux directeur) influence positivement l'objectif de « stabilité des prix » de la banque centrale. Ce résultat est cohérent avec ceux de Diaw et Tadenyo (2012), de Diagne et Doucoure (2000) et de Nubukpo (2002). Les résultats de Diaw et Tadenyo (2012) suggèrent un impact négatif de l'augmentation du taux du marché monétaire sur l'inflation dans les pays de l'UEMOA.

En ce qui concerne les principaux canaux de transmission de la politique monétaire à savoir le taux d'intérêt réel, le crédit à l'économie et le taux de change réel, ils sont statistiquement significatifs dans presque tous les pays avec les signes attendus. Une hausse du taux d'intérêt réel de 1 point entraîne une réduction de

0,27 point de l'inflation dans l'UEMOA à long terme. Cette réduction du taux d'inflation est notée dans tous les pays, à l'exception du Niger et du Burkina Faso. Mais l'examen de l'amplitude des fluctuations montre une différence des effets d'un pays à l'autre. La Côte d'Ivoire est le pays où les prix sont les plus réactifs au taux d'intérêt réel, le taux d'inflation baisse de 0,36 point suite à une hausse de 1 point du taux d'intérêt. En revanche, le Mali et le Togo enregistre les réactions les plus faibles d'inflation à la suite d'une hausse du taux d'intérêt ; les coefficients sont respectivement de 0,23 et 0,21 point. L'effet du taux d'intérêt réel sur l'inflation, peut s'expliquer par le fait qu'à la suite d'un choc monétaire restrictif, le coût de refinancement des banques secondaires augmente. Ce coût élevé sera répercuté sur les agents économiques par une hausse du taux débiteur des prêts bancaires. Par la suite, le crédit à l'économie se contracte et entraîne la masse monétaire dans ce mouvement. Le resserrement du crédit à l'économie et de la masse monétaire se traduit par une réduction de la demande globale. En conséquence le niveau d'inflation baisse. Ce résultat est conforme à celui de Doucouré et de Diagne. Ces auteurs ont montrés que toutes hausse du taux d'intérêt réel réduit le niveau d'inflation dans la zone UEMOA.

Le crédit à l'économie, impact significativement le niveau d'inflation à long terme presque dans tous les pays de l'UEMOA avec le bon signe, excepté le Burkina. Cependant les coefficients varient d'un pays à l'autre. Le Sénégal est le pays où le canal de crédit est le plus réactif, avec un coefficient de réduction d'inflation de 0,26 point à la suite d'une baisse du crédit de 1 point. Le Niger est le pays où ce canal est le moins actif, avec un coefficient de réduction d'inflation de 0,11 point. Il est important de noter que dans l'ensemble le canal de crédit est moins actif en termes de lutte contre l'inflation dans la zone UEMOA.

Pour ce qui est du taux de change réel, une hausse du taux de change réel a un effet négatif et significatif sur le niveau des prix des pays de l'UEMOA, mais l'ampleur reste relativement faible (valeur comprise entre 0,0007 et 0,21). Ce résultat peut s'expliquer par le fait que pour la mesure du taux de change dans cette étude, nous avons exprimé le dollar américain en fonction du franc CFA. Ce choix du dollar a été motivé par l'utilisation du dollar comme monnaie internationale des échanges et sa flexibilité. Contrairement à l'euro qui a une fixité de parité par rapport au FCFA. Etant donné que les Etats Unis ne sont pas les partenaires privilégiés en termes d'échange de l'UEMOA donc toute variation du dollar n'aura pas d'incidence remarquable sur le niveau d'inflation de la zone. Ceci expliquerait la faiblesse du canal du taux de change pour la zone UEMOA.

Le PIB réel exerce un impact significatif sur l'inflation mais avec le signe contraire au sens attendu au Bénin, au Burkina et au Niger. Dans ce cas une hausse du PIB n'entraîne pas une réduction de l'inflation. Ce résultat se justifie par le fait que dans la zone UEMOA la composante la plus importante du PIB est la production des cultures de rentes. Or les produits de rentes n'influence pas véritablement la demande locale. En conséquence elles n'auront pas d'influence sur l'inflation de la zone.

**Tab.09. Equations d'équilibre de court et de long terme du PIB réel**

	Bénin	Burkina	Côte d'Ivoire	Mali	Niger	Sénégal	Togo	UEMOA
Coefficient de correction d'erreur								
	-0,49*** (0,000)	-0,61*** (0,000)	-0,79*** (0,000)	-1,00*** (0,000)	-0,63*** (0,000)	-0,67*** (0,000)	-0,52*** (0,000)	-0,63*** (0,000)
Coefficients de court terme								
PIBR (-1)		0,32** (0,025)		0,27** (0,021)		0,65*** (0,000)		
TMM	0,002** (0,016)	-0,003* (0,067)					-0,005* (0,074)	
TMS	-0,008** (0,010)				-0,003** (0,016)		-0,008* (0,054)	-0,003* (0,051)
CRDE		-0,03** (0,049)		0,10*** (0,001)				
TIR				-0,06* (0,060)				
INV		0,23*** (0,000)	0,03*** (0,000)		0,15*** (0,000)	0,12*** (0,000)		0,08*** (0,000)
IPC	0,14*** (0,004)	0,05* (0,100)	-0,16* (0,069)					0,16 (0,034)
TCHR					-0,0001** (0,017)		-0,04** (0,039)	
Coefficients de long terme								
TMM	0,005** (0,019)	-0,009** (0,024)		0,01*** (0,000)				
TMS		-0,007** (0,012)	-0,003** (0,023)	-0,02*** (0,000)	-0,004** (0,023)		-0,008*** (0,004)	-0,005** (0,047)

*L'évaluation Des Canaux De Transmission De La Politique Monétaire Dans La Zone Uemoa*

CRDE	0,23** (0,018)	0,18*** (0,006)	0,21*** (0,002)	0,25*** (0,000)		0,27** (0,023)		0,31** (0,016)
TIR	-0,13** (0,041)		-0,14* (0,061)	-0,16*** (0,005)		-0,12** (0,032)	-0,11* (0,09)	0,15** (0,036)
INV		0,32*** (0,000)	0,38*** (0,000)	0,34*** (0,000)	0,36*** (0,000)	0,37* (0,09)	0,25* (0,08)	
IPC	0,28** (0,015)		-0,52* (0,082)					0,25** (0,048)
TCHR			-0,08** (0,027)	0,17*** (0,001)	- 0,0001** (0,043)		-0,09* (0,057)	

Note : Pvalues entre parenthèse. \*\*\* ; \*\* et \* indiquent les coefficients de significativité aux seuils de 1%, 5%, 10%

Il ressort du tableau (9) que les taux directeur de la BCEAO (taux minimum de soumission et taux du marché monétaire) influencent la croissance dans la plupart des pays de l'Union mais dans une proportion relativement faible. Pour l'ensemble de la Zone UEMOA, une baisse de 1 point du taux directeur, induit une hausse de la croissance de 0,005 point à long terme. Ce dynamisme de croissance due à une baisse du taux directeur est plus important au Mali (une baisse de 1 point du taux d'intérêt provoque une hausse de 0,02 point de croissance à long terme) et plus faible en Côte d'Ivoire avec une croissance de 0,003 pour 1 point d'intérêt.

En ce qui concerne les principaux canaux de transmission de la politique monétaire (le crédit à l'économie, le taux d'intérêt réel, le taux de change), ils sont statistiquement significatif dans presque tous les pays avec le bon signe, mais leurs ampleur demeure faible sur la croissance.

Un choc positif sur le crédit à l'économie se traduit par une réponse positive sur la croissance. Cependant l'effet reste réduit, un choc de 1 point du crédit à l'économie provoque une hausse de la production entre 0,18 et 0,27 point à long terme, pour les pays de l'UEMOA. Ce constat est différent de ce à quoi on aurait pu s'attendre au regard de la théorie économique. Ce résultat peut être justifié par la nature (volume et qualité) des crédits octroyés par les banques de la sous-région. Les crédits octroyés par les banques de l'UEMOA sont principalement de court terme, de petite taille et destiné à une certaine catégorie d'agent économiques. Ces prêts auxquelles les ménages et les PME n'ont pas accès ne peuvent contribuer efficacement à la demande globale. La consommation et l'investissement étant resté statique, par conséquent la demande globale ne peut pas être relancée.

Il faut aussi noter que, au regard des interconnexions des économies de l'UEMOA avec ceux de la CEDEAO (Communauté des Etats de l'Afrique de l'Ouest), les crédits octroyés par les banques de la zone UEMOA peuvent financer les activités d'autres pays tel que ceux de la CEDEAO. Cela va favoriser un transfert des effets du canal de crédit vers d'autres pays hors UEMOA.

Le taux de change apparait avec le bon signe dans presque tous les pays mais avec des élasticités suffisamment faible. Cela voudrait dire que le taux de change affecte de façon marginale la croissance dans l'UEMOA.

Le taux d'intérêt réel influence la croissance dans la plupart des pays de l'Union mais dans des proportions différentes. Pour l'ensemble de la Zone UEMOA, une baisse de 1 point du taux d'intérêt, induit une hausse de la croissance de 0,15 point à long terme. Ce dynamisme de croissance due à une baisse du taux d'intérêt est plus important au Mali (une baisse de 1 point du taux d'intérêt provoque une hausse de 0,16 point de croissance à long terme) et plus faible au Togo avec une croissance de 0,11 pour 1 point de taux d'intérêt. L'effet du taux d'intérêt sur la croissance présente un retard dans la transmission de la politique monétaire de la BCEAO car la plupart des effets sont perceptible qu'à long terme. L'effet du taux d'intérêt sur la croissance s'explique par le fait que, les taux d'intérêt agissent directement sur les décisions d'investissement et d'épargne des entreprises et des ménages. Ils constituent un des facteurs principaux dans la décision d'épargne, d'investissement et de transfert de capitaux. Aussi, les autorités monétaires utilisent le taux d'intérêt comme instrument de régulation de l'offre de monnaie. En affaiblissant le coût du capital avec un niveau modéré des taux d'intérêt réels, cela encourage l'investissement des entreprises et accroît les capacités de production de l'économie.

L'investissement apparait comme étant une variable pertinente pour la croissance des pays de l'UEMOA. Dans la plupart des pays de l'union, l'investissement est la variable qui influence le plus la croissance avec des élasticités variant autour de 0,35 point en moyenne à long terme. Une piste d'explication de cet effet pourrait provenir du fait que, les pays de la zone UEMOA sont des Etats en construction donc ils allouent une grande partie de leurs ressources aux projets d'infrastructure. Ces dépenses d'investissement augmentent la demande globale et par conséquent accroît la production. Ce résultat est en phase avec celui de Kako Nubuko qui suggère que l'investissement est le déterminant principal à court et à long terme de la croissance dans l'UEMOA.

La croissance au Mali, au Burkina et au Sénégal dépend fortement de ses valeurs antérieures. Une hausse de 1 point du PIB retardé se traduit par une croissance supplémentaire de 0,27 point à court terme au Mali. L'élasticité de cette variable pour chaque pays pris individuellement est comprise entre 0,27 et 0,65 point à court terme. On peut donc affirmer que la croissance est un phénomène qui s'auto entretient.

Hormis ces trois pays cités, le PIB retardé n'est pas significatif dans les autres pays à court terme. Cela pourrait s'expliquer par le fait que sur des données trimestrielles, le court terme correspondant à une période de trois mois, peut être insuffisant pour répercuter l'effet des variables indépendantes sur la variable dépendante.

Cependant, il convient de noter, tant pour l'équation d'inflation que pour celle de la croissance, que les coefficients de correction d'erreur sont différents d'un pays à l'autre. La valeur du coefficient peut être interprétée comme la vitesse d'ajustement ou de retour à l'équilibre (à la relation de long terme) après une déviation à court terme. Elle peut être également vue comme le pourcentage de déséquilibre qui est corrigé. Ainsi, la grande différence observée entre les forces de rappel, suggère une hétérogénéité entre les économies, du point de vue de leur capacité à retrouver leur niveau d'équilibre de long terme, en réponse à une décision de politique monétaire. Un tel constat n'est pas anodin, dans la mesure où, au sein d'une union monétaire, l'homogénéité des réponses aux décisions de politique monétaire est une condition fondamentale de succès des mesures communautaires et partant, de la politique d'intégration.

La réponse de l'inflation à la suite d'une politique monétaire fait ressortir deux groupes de pays relativement homogène. Le premier groupe constitué du Bénin et du Mali a la meilleure capacité d'ajustement comprise entre (-1,95 et -2,07). Quant au second groupe composé de la Côte d'Ivoire, du Sénégal, du Togo et du Niger, a en valeur absolue la force de rappel la plus faible de l'union variant entre (0,99 et 1,45). De même, la rapidité de l'ajustement de la croissance à la suite d'une politique monétaire, est différente d'un Etat à l'autre. Elle reste faible pour le Bénin (-0,49) avec un coefficient inférieur à celui de l'union dans son ensemble qui est de (-0,63). La Côte d'Ivoire et le Mali ont la plus forte vitesse d'ajustement à la suite d'une politique monétaire (respectivement de -0,79 et -1,00). Un groupe de pays relativement homogène en termes de vitesse d'ajustement (Burkina, Togo, Sénégal, Niger) à un coefficient compris entre (-0,52 et -0,67). Les éléments explicatifs plausibles de telles différences sont à rechercher, au niveau de la politique budgétaire propre à chaque pays et des spécificités des structures nationales de production et d'échanges.

## **II. Conclusion**

Dans cette étude, nous nous sommes intéressés à l'effet des canaux de taux d'intérêt, de crédit et de taux de change sur la croissance et le niveau d'inflation à la suite d'une politique monétaire au sein de l'UEMOA. L'étude s'est appuyée sur un modèle auto régressif à retards échelonnés susceptible de faire ressortir, d'une part, l'ampleur avec laquelle une politique monétaire influence l'inflation et la croissance aussi bien à court qu'à long terme via les canaux de transmission. D'autre part la vitesse à laquelle une variable retrouve son niveau d'équilibre suite à un choc de politique monétaire.

Les résultats obtenus montrent que les canaux de taux d'intérêt, de crédit et de taux de change ont une influence positive sur l'inflation et la croissance. Toutefois, leur impact sur l'évolution des prix et l'activité économique est relativement faible et n'est généralement perceptible qu'à long terme. Néanmoins le taux d'intérêt réel reste le canal le plus actif en termes de stabilité des prix et le canal du crédit est le plus opérant en termes de relance de la production dans l'union. De plus, Les résultats suggèrent également une hétérogénéité entre les économies, du point de vue de leur capacité à retrouver leur niveau d'équilibre de long terme, en réponse à une décision de politique monétaire. Les pays de la zone UEMOA réagissent de manière asymétrique aux chocs communs de politique monétaire, ce qui met en exergue le caractère hétérogène des économies de la sous-région.

Au total, les simulations effectuées suggèrent qu'un choc de politique monétaire expansive exerce une influence positive sur l'activité mais avec une ampleur faible dans l'UEMOA. Cependant, l'intensité de l'impact du choc de politique monétaire restrictive sur l'inflation apparait également faible. De tels résultats laissent entrevoir l'existence de facteurs perturbant la transmission des décisions des autorités monétaires aux économies de l'Union. Cela se traduit par une répercussion incomplète des variations des taux d'intérêt de la banque centrale sur les canaux de transmission de la politique monétaire. Or dans le cadre de la politique monétaire basée sur un mécanisme indirect de marché, l'efficacité avec laquelle les décisions de la banque centrale affectent la demande globale dépend de la mesure avec laquelle les canaux de transmission réagissent aux modifications des taux d'intérêt de la banque centrale. En fait, les variations des taux d'intérêt directeur n'influencent pas directement le niveau général des prix. Leur impact transite par plusieurs canaux pour atteindre la demande globale. Il conviendrait donc de mettre en place des mesures qui contribueraient à rendre de plus en plus symétrique et efficace les effets de la politique monétaire pour chacun des pays. Ces mesures passent par une amélioration des mécanismes de transmission de la politique monétaire.

### **Bibliographie**

- [1]. Aaron Chicheke, "monetary policy, inflation, unemployment and the phillips curve in south africa", University of Fort Hare.
- [2]. Abdoulaye Diagne et Fodiyé B. Doucouré, "Les canaux de transmission de la politique monétaire dans les pays de l'UEMOA", Université Cheikh Anta Diop de Dakar (CRES).
- [3]. Bikai Jacques Landry et Kenkouo Guy Albert, "Analyse et évaluation des canaux de transmission de la politique monétaire dans la CEMAC : une approche SVAR et SPVAR", BEAC Working Paper 2015.
- [4]. Catherine Bruneau et Olivier De Bandt (1998), "la modélisation var structurel : application à la politique monétaire en France", Notes d'Etudes et de recherche Banque de France.
- [5]. D. Amassoma, "The Efficacy of Monetary Policy Variables in Reducing Unemployment Rate in Nigeria", Federal university, Oye, Ekiti State, Nigeria.
- [6]. Fabrice Kodjo, "analyse de la contribution des chocs agricoles et monétaires aux fluctuations des prix ", Université d'Abomey – Calavi (UAC).
- [7]. Kako Kossivi Nubukpo, "l'impact de la variation des taux d'intérêt directeurs de la BCEAO sur l'inflation et la croissance dans l'UMOA", Notes d'Information et Statistiques BCEAO (juin 2002).
- [8]. Marie-Sophie Gauvin, "politique monétaire et secteur bancaire : instabilité financière et mise en évidence de nouveaux canaux de transmission ", Université du Sud, Toulon-Var.
- [9]. Mathurin Dembo Toe, Maurille Hounkpatin, "lien entre la masse monétaire et l'inflation dans les pays de l'UEMOA", Document d'Etude et de Recherche BCEAO (2007).
- [10]. Mba Fokwa Arsène, "politique monétaire, stabilité des prix et développement de l'activité économique en zone CEMAC", University de Dschang, Cameroun.
- [11]. Sylviane Guillaumont Jeanneney, "Conduite de la politique monétaire en union monétaire: défis et perspectives-Le cas de l'UMOA", document de travail de politique de développement (FERDI 2013).
- [12]. Tafirenyika Sunde, "The effects of monetary policy on unemployment in Namibia ", Journal of Economic and Social Thought (2015).

Kone Gbanmiankro Didier. " L'évaluation Des Canaux De Transmission De La Politique Monétaire Dans La Zone Uemoa." *IOSR Journal of Economics and Finance (IOSR-JEF)*, 12(2), 2021, pp. 33-45.