

Déficit budgétaire versus Inflation dans une Union monétaire hétérogène : Cas de l'UEMOA

Tanguy A. GBAGUIDI

Faculté des Sciences Economiques et de Gestion.
Université de Parakou. Email : gahotang@yahoo.fr

Résumé : Ce papier analyse les problèmes liés au financement du déficit budgétaire et ses effets sur l'inflation dans les pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA). Les estimations économétriques s'appuient sur un Modèle à Correction d'Erreur (MCE) à la Hendry sur la période de 1980-2017. Les résultats obtenus montrent qu'il y a globalement une tendance à la convergence des dépenses budgétaires, des recettes budgétaires et des soldes budgétaires. L'évaluation des effets des différents indicateurs de sigma convergence sur les différentiels d'inflation révèle que les chocs sur le taux d'inflation dans l'UEMOA se corrigent à 66% par l'effet de *feedback*.

Mots clés : Déficit budgétaire, financement, Union monétaire hétérogène, convergence budgétaire, inflation.

Budget Deficit versus Inflation in a Heterogeneous Monetary Union: Case of WAEMU

Abstract: *This paper addresses the problems related to the financing of the budget deficit and its effects on inflation in the countries of the West African Economic and Monetary Union (WAEMU). The econometric estimates are based on a Hendry-style Error Correction Model (ECM) over the period 1980-2017. The results show that there is a general trend towards convergence of budget expenditures, budget revenues and budget balances. Evaluating the effects of the different convergence sigma indicators on inflation differentials reveals that the WAEMU inflation rate shocks are corrected at 66% by the "feed-back" effect.*

Keywords: *Budget deficit Financing - Heterogeneous monetary union - Fiscal convergence.*

JEL Classification : E31 - E52 – E62 - E64 - F34.

Received for publication: 20210512 Final revision accepted for publication: 20221219

1. Introduction

L'évolution de la convergence des politiques budgétaires dans la zone UEMOA a sans doute des répercussions importantes sur la conduite de la politique monétaire unique et par-là, sur le taux d'inflation moyen de la zone. Dans cette optique, il convient de souligner que la zone UEMOA est une union monétaire hétérogène dans laquelle la convergence budgétaire n'est pas seulement un phénomène exogène, mais peut résulter d'une réduction de l'hétérogénéité structurelle des économies des Etats membres de la zone. La recherche d'un degré raisonnable de stabilité du niveau général des prix est considérée comme le but premier de la politique monétaire, car la maîtrise de l'inflation est primordiale, non seulement pour l'activité privée, mais aussi pour la sauvegarde du pouvoir d'achat des populations. Dans le cadre de la réalisation de l'objectif de stabilité du niveau général des prix, le ciblage de l'inflation tend à s'imposer parmi les meilleurs moyens utilisés par la politique monétaire. C'est pour cette raison que la maîtrise du taux d'inflation est d'ailleurs un critère de convergence de premier rang du Pacte de Convergence, de Stabilité, de Croissance et de Solidarité, adopté le 8 décembre 1999 par la Conférence des Chefs d'États et de gouvernements de l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA).

Dans un contexte d'interdépendance de plus en plus poussée des économies, il apparaît plus difficile pour les pays en voie de développement de lutter efficacement et de manière durable contre l'inflation sans compromettre la croissance économique. La convergence budgétaire imposée par le pacte de convergence et de stabilité en limitant le financement monétaire des déficits peut permettre une réduction de l'inflation. Au contraire une grande instabilité des indicateurs budgétaires peut provoquer proportionnellement une grande volatilité des prix dans l'Union. Il apparaît clairement une dichotomie entre l'objectif de stabilité des prix et l'objectif de la croissance économique indispensable au développement des économies des pays de l'UEMOA. De ce dilemme la recherche d'un niveau optimal de déficit budgétaire nécessite la connaissance des effets de la convergence des déficits budgétaires sur l'inflation. Cette étude s'inscrit dans un cadre macroéconomique et a pour but d'analyser les problèmes liés à la convergence du déficit budgétaire et ses effets sur l'inflation dans les pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA).

La suite du présent article est organisée de la façon suivante. Dans la section 2, nous menons une analyse descriptive des indicateurs de la sigma convergence budgétaire. La section 3, présente une revue de littérature sur la relation entre la convergence budgétaire et l'inflation. La section 4, expose le cadre méthodologique et la stratégie d'estimation. La section 5 est consacrée à la présentation et à l'analyse des résultats empiriques obtenus. Enfin, la section 6 comprend la conclusion et quelques implications de politiques économiques.

2. Analyse descriptive des indicateurs de la sigma convergence budgétaire

Il existe diverses façons d’apprécier le phénomène de convergence. L’une d’elles porte sur l’évolution d’une mesure de la dispersion des différentes variables budgétaires qui renvoie à la notion de σ -convergence (Barro et Sala-i-Martin, 1992). Elle consiste à étudier l’évolution de la variance ou de l’écart-type d’une variable en coupe transversale. On évalue les principales tendances observées au cours de la période 1990-2012 à travers la construction dans une première étape des indicateurs de σ -convergence budgétaires, à savoir l’indicateur de sigma convergence de soldes budgétaires, des dépenses et recettes publiques dans la zone UEMOA.

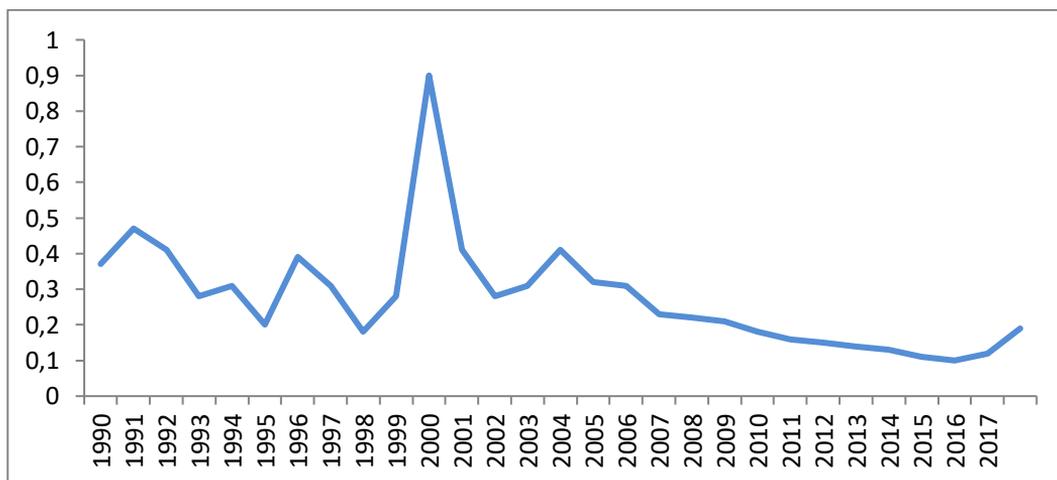
L’indicateur de σ -convergence qui sera donc utilisé est :

$$\sigma\text{-convergence} = \sqrt{V_{t+i}} \quad \text{pour } i = 0, 1, \dots, p$$

Avec $V_{t+1} = \sum_{j=1}^N n_j (X_j - \bar{X})^2$ et $\bar{X} = \sum_{j=1}^N n_j X_{jt}$ avec $N = 7$ et n_j le coefficient de pondération aux individus est le ratio PIB de l’individu / PIB total. Cet indicateur diminue lorsqu’il y a convergence (soldes budgétaires, dépenses publiques et recettes publiques). L’évolution des valeurs des indicateurs de la sigma convergence des variables budgétaires dans l’UEMOA se présente comme suit :

2.1- Sigma convergence des dépenses publiques

Graphique 1 : Évolution de la sigma convergence des dépenses publiques.



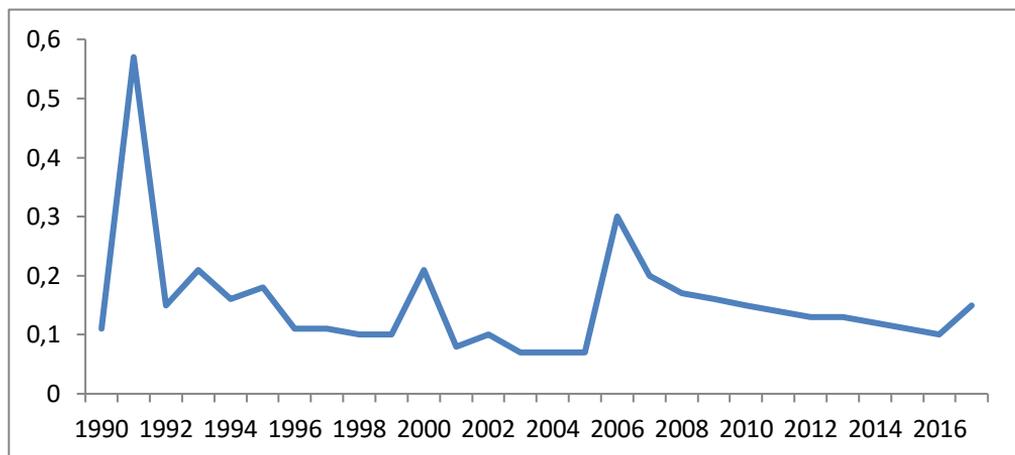
Source : Construit par l’auteur

On observe une diminution de la dispersion des dépenses publiques sur la première moitié de la période étudiée. En effet, la variance des dépenses publiques est passée de 38,23% en 1989 à 28,47% en 1999 soit une baisse de 9,76 %. Toutefois on note dans cette partie, respectivement des divergences entre 1990 et 1991, 1993 et 1994 et surtout à la période 1995- 1998. En revanche, la veille de la signature du pacte de stabilité et de croissance dans l’UEMOA, notamment la période 1998 - 2000 a été caractérisée par une

augmentation de l'écart type des dépenses publiques dans l'Union, qui atteint le point le plus élevé de toute la période de l'étude. Cette situation constituerait une des raisons qui aurait poussé les huit pays de l'UEMOA à la signature du pacte. Le respect des critères de convergence pendant les deux premières années après leur mise en œuvre a été marqué par un fort mouvement de convergence des dépenses publiques. En effet, au cours de cette période on a observé une baisse remarquable des indicateurs de la sigma convergence des dépenses publiques de près de 64,65%. Cependant, ce mouvement s'est arrêté en 2002 et semble même s'inversé au cours de la période 2002-2004. À partir de 2004 jusqu'en 2017, on observe à nouveau un mouvement à la baisse de l'indicateur de la sigma convergence des dépenses publiques. Ceci traduit donc une tendance à la convergence des dépenses publiques dans l'UEMOA au cours de la période 2004-2017.

2.2- Sigma convergence des recettes publiques

Graphique 2: Évolution de la sigma convergence des recettes publiques



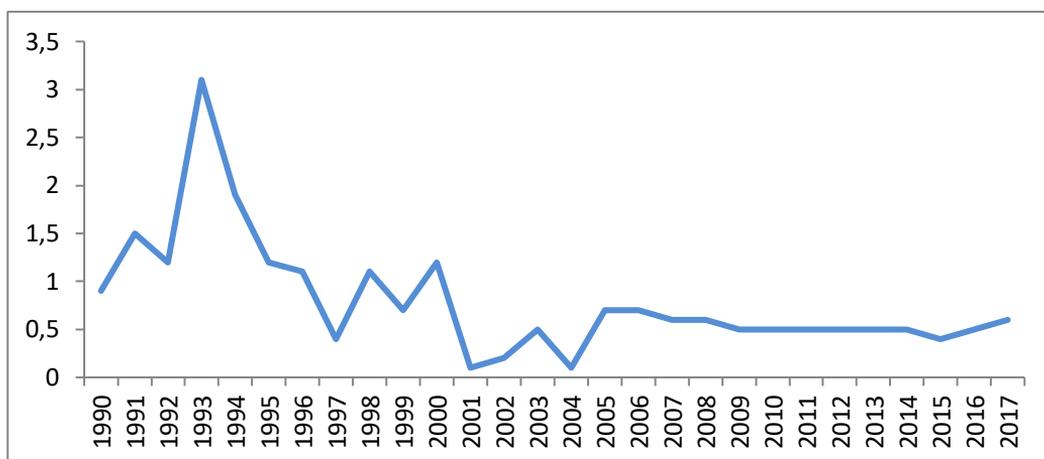
Source : Construit par l'auteur

Comme le montre le graphique n°2, la convergence des recettes publiques a commencé dès le début de l'année 1991 et s'est poursuivie pratiquement jusqu'au début de l'année 1993, soit une chute de l'indicateur de la sigma convergence des recettes publiques de 40%. Ce mouvement s'interrompt à partir de 1993 et on observe même une tendance à l'accroissement de la dispersion. Ainsi, cette dernière passe de 15,32 % en 1992 à 30,64 % en 2006 contre une baisse de 6,32 % sur la période 1993-1994. Également par rapport à l'année de base 2000, date de signature de pacte de stabilité, on observe un mouvement de convergence des recettes publiques jusqu'en 2005 ; année à partir de laquelle apparaît à nouveau une augmentation très remarquable de la variance des recettes publiques dans l'union au cours de la période 2005-2006 de 23,26%. Ceci se traduit par la baisse de l'effort fourni par les États de l'union dans le respect des engagements pris à la signature du pacte le 1er Janvier 2000 au cours de la période 2005-2006 par rapport à celle de 2000-2005. Cependant, on observe à nouveau une tendance à la convergence à partir de l'année 2006 jusqu'en 2017 qui peut s'expliquer par la prise de conscience de la plupart des états membres de la nécessité d'une convergence des recettes budgétaires

pour la solidification de l'union monétaire et surtout à cause des contraintes liés au projet du changement du FCFA.

2.3. Sigma convergence des soldes budgétaires

Graphique 2 : Évolution de la sigma convergence des soldes budgétaires



Source : Construit par l'auteur

On observe une augmentation de la dispersion des soldes budgétaires sur la première moitié des années 90. En effet, la variance des soldes budgétaires dans l'union est passée de 0,8767 en 1989 à 3,1131 en 1993, soit une augmentation remarquable de 2,2456 points. Cette période a été suivie d'une forte tendance à la convergence au cours de la période 1993-1997 avec une baisse estimée de plus de 2,6 points. Cette augmentation de l'indicateur de la sigma convergence des soldes budgétaires dans l'UEMOA peut s'expliquer par l'avènement de la dévaluation du franc CFA qui a pour conséquence la nécessité d'une maîtrise des déficits budgétaires du fait de l'augmentation du coût de l'endettement qu'elle a engendré. Sur les périodes 1997-1998 et 1999-2000, on observe respectivement une augmentation de la variance des soldes budgétaires contre une convergence des soldes budgétaires sur la période 1998-1999.

La première année qui a suivi la signature du pacte de stabilité, fait ressortir un fort mouvement à la baisse de l'indicateur de la sigma convergence des soldes budgétaires, qui peut s'expliquer par la mise en application effective des critères de convergence et plus particulièrement le ratio de l'encours de la dette intérieure et extérieure rapportée au PIB qui doit être de moins de 70%. Toutefois ce mouvement s'est arrêté en 2002 et semble même s'inverser au cours de la période 2002-2003 ; qui est caractérisée par une hausse de la variance du solde budgétaire de 29,3%. De même, à partir de 2005 jusqu' en 2017, on observe une situation presque stable de la sigma convergence des soldes budgétaires autour de 54,61%.

3. Revue de la littérature

Plusieurs études empiriques ont montré la consistance de la théorie monétariste de l'inflation. En effet, l'étude fondatrice de Friedman et Schwartz (1963) sur « l'histoire monétaire des États Unis d'Amérique » indique clairement une corrélation positive entre l'accroissement de la masse monétaire et le niveau de l'inflation. Plus tard, d'autres études à travers le monde, confirment cette théorie. En effet, sur un échantillon de cent dix (110) pays, McCandless et Weber (1995) ont montré que les pays qui connaissent une forte et rapide croissance de la masse monétaire sont ceux qui enregistrent une inflation élevée. À long terme, la corrélation est forte entre l'augmentation de la masse monétaire et le taux d'inflation mais moins évidente dans le court terme.

Par ailleurs, les travaux réalisés par la Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest (2002 et 2006) sur les données annuelles couvrant la période 1971 à 2005, montrent que dans les pays de l'UEMOA, l'inflation est sensible à l'évolution de la masse monétaire. Selon les résultats de ces travaux, une hausse de 1 point de pourcentage de la masse monétaire entraîne une progression de l'inflation de 0,10 point à court terme et de 0,35 point à long terme.

Dans leurs travaux, Doe et Diarisso (1998) ont montré que la politique monétaire influence l'évolution des prix dans tous les pays de l'Union tant à court terme qu'à long terme. Toutefois, ils ont estimé que les mouvements de l'offre sur l'inflation ont des effets plus importants que ceux résultant de l'action monétaire. Une étude réalisée par la Commission de l'UEMOA en 2007 sur les « déterminants de l'inflation au niveau de la zone UEMOA » a révélé que la hausse tendancielle des prix serait due à des facteurs tels que l'inflation importée, l'évolution des prix des produits alimentaires, le prix de l'énergie, la fiscalité et les facteurs sociopolitiques. Agénor et Montiel (1996) ont montré comment les efforts des autorités monétaires visant à financer les déficits budgétaires par création monétaire, peuvent contribuer à élever les prix et à éfrayer les réserves extérieures. Cette situation peut conduire à la dévaluation lorsque les autorités monétaires ont un accès limité aux marchés internationaux de capitaux.

Hondroyannis et al. (2008) soulignent que la monétisation du déficit budgétaire est responsable des pressions inflationnistes en Guinée. Avec la mauvaise gestion de ses recettes et dépenses, le Gouvernement s'est toujours servi de la Banque Centrale de la République de Guinée (BCRG) pour financer ses déficits, en ayant recours à la planche à billets. Ceci a conduit à des excès de liquidités et des volumes élevés de masse monétaire incompatibles. L'auteur a noté que pour réduire la croissance de la masse monétaire, la Guinée a eu à déprécier sa monnaie. Keho (2016), sur un modèle ARDL des pays de l'UEMOA sur la période 1970-2013, trouve que le déficit budgétaire a un effet positive sur l'inflation au Niger et au Togo. Par contre, un signe négatif du déficit budgétaire sur l'inflation est trouvé au Bénin et au Sénégal.

Les goulots d'étranglement structurels clés qui ont été identifiés comprennent les biais introduits par les politiques gouvernementales, les conflits entre les capitalistes et les travailleurs sur la répartition des revenus entre bénéfices et salaires réels (Agenor et Montiel, 1996), l'inélasticité de l'offre de produits alimentaires, les contraintes de taux

de change et le budget de l'Etat. L'argument des structuralistes (Argy (1970), est que l'inflation est inévitable dans une économie qui connaît des changements structurels provoqués par une croissance rapide. L'inflation est dans ce cas causée par des contraintes structurelles et par des déséquilibres non monétaires. Les sources de l'inflation pour les structuralistes ne se trouvent donc pas, par hypothèse, dans les politiques monétaires ou fiscales mais dans les structures économiques des pays en voie de développement.

Les analyses récentes dans cette perspective portent beaucoup plus sur la dynamique de l'inflation et utilisent la forme hybride de la courbe de Phillips (Ramos-Francia et Torres, 2008 ; Hondroyannis et al., 2008). Du point de vue théorique, la reproduction de la dynamique de l'inflation se fait le plus souvent à l'aide des courbes de Phillips néo-keynésiennes. L'inflation y est représentée comme un phénomène totalement tourné vers le futur (forward-looking), en raison du comportement optimisateur des entreprises faisant face à des contraintes dans les ajustements de prix. Les Nouvelles Courbes de Phillips Keynésiennes (NCPK), présentant l'inflation actuelle comme une fonction linéaire de l'inflation anticipée et de l'écart de production (Output gap), sont les plus utilisées dans les approches de prévisions des prix. Toutefois, ces modèles ont des difficultés à reproduire correctement la persistance de l'inflation, ainsi que la réponse de l'inflation à certains chocs monétaires.

Par ailleurs, la théorie de l'inflation par les coûts postule « que les augmentations des salaires et prix sont déterminées seulement par des facteurs non économiques et par des forces sociopolitiques qui sont indépendantes des conditions économiques générales. L'inflation s'explique alors par l'introduction de ces variables liées aux coûts dans les équations de salaires et de prix » (Sylla et al, 2007). Stock et Watson (1999) ont proposé des équations de prévision de l'inflation aux États-Unis où le glissement annuel de l'indice des prix à la consommation dépend de sa valeur passée et d'indicateurs de tensions sur les marchés (taux de chômage, taux d'utilisation des capacités, output gap, indicateur avancé de conjoncture).

Stephen et al. (2000), ont défini trois grandes catégories de variables utilisées pour prévoir l'inflation. Il s'agit : des cours des matières premières (cours du pétrole, cours de l'or, indices d'un ensemble de produits de base, etc.). Une progression des prix de ces produits se traduirait par une hausse de l'inflation ; des indicateurs financiers (taux de change, agrégats monétaires, différence entre taux d'intérêt à long terme et à court terme), une baisse du taux de change ou une augmentation rapide des agrégats monétaires pouvant être un signal d'une hausse de l'inflation ; des indicateurs de l'état de l'économie réelle (taux d'utilisation des capacités de production, taux de chômage, etc.). Une progression du taux d'utilisation des capacités de production ou une baisse du taux de chômage au-delà d'un certain seuil entraînerait des tensions inflationnistes.

A ces trois grandes rubriques, ces auteurs ont ajouté le salaire horaire moyen dont la hausse est liée à celle de l'inflation. Biau et Sobczak (2001) ont proposé des modèles de prévision de l'inflation en France. L'inflation est représentée comme une fonction de l'inflation importée, de la fiscalité indirecte et de variables de tensions sur les marchés de biens et du travail (cours du pétrole brut, taux d'utilisation des capacités, taux de chômage). Sylla et al (2007) ont analysé la dynamique de l'inflation en Guinée et proposé

un modèle de prévision de l'inflation dans ce pays. Il ressort de cette étude que les principaux facteurs influençant l'inflation en Guinée sont : la production réelle, la masse monétaire, les créances nettes sur l'état, les déficits budgétaires, les taux de change, la vitesse de circulation de la monnaie et les prix à l'étranger.

De leur côté, Doé et Diallo (1997) ont exploré les déterminants de l'inflation dans les pays de l'UEMOA à partir d'un modèle multisectoriel. Il ressort de cette étude, qu'à court terme comme à long terme, le principal facteur d'évolution des prix dans l'UEMOA est l'inflation importée, en l'occurrence l'évolution des prix en France. L'influence des variables macroéconomiques est apparue relativement faible. Doé et Diarisso (1998), sur la base d'un modèle dérivé de l'équation quantitative de la monnaie ont montré qu'à court terme l'évolution de la masse monétaire a une influence sur l'inflation dans tous les pays de l'UMOA sauf au Burkina et au Sénégal et qu'à long terme, les mouvements de la masse monétaire ont un impact sur l'inflation dans tous les pays de l'Union. Cette étude mesure l'impact de la masse monétaire et du PIB et n'a pas tenu compte des variables, telles que les dépenses publiques, les cours du pétrole, etc.

Amadou et Kebalo (2018) ont abordé l'incidence de la politique monétaire de la BCE, en particulier sa politique de taux d'intérêt, sur celle de la BCEAO. Les résultats obtenus indiquent que sur l'ensemble de la période 2002-2016, la politique d'intérêt de la BCE influence positivement et significativement celle de la BCEAO. Ces auteurs ajoutent qu'un choc positif sur les taux d'intérêt directeurs (en particulier le taux du marché monétaire) de la BCEAO a un effet négatif sur l'inflation, avec une ampleur maximale observée dès la fin du premier trimestre et une persistance d'une durée de cinq ans avant le retour à la tendance de long terme. Achy (2016) a effectué une analyse économétrique de l'offre locale de produits vivriers sur les prix en Côte d'Ivoire. Les résultats des estimations montrent que la réponse de l'offre de riz aux ménages à l'augmentation des prix est négative. Dembo Toé et Hounkpatin (2007) à travers un modèle VAR, ont montré que les évolutions de la masse monétaire ont un impact significatif mais faible sur l'inflation dans l'UEMOA.

4. Cadre méthodologique

4.1- Spécification du modèle

L'approche en termes de volatilité ou de variance des taux d'inflation ne prend pas en compte tous les déterminants de l'inflation. La plupart des travaux portant sur l'inflation dans la zone UEMOA ont utilisé les variables de la politique monétaire comme déterminant de l'inflation. Contrairement aux travaux précédents, nous considérons les variables de la politique de change et budgétaire. Ainsi, notre modèle s'inspire de celui de Barro et Salai-Martin (1991) proposé à l'origine et adapté à l'Union Européenne par Villieu (2003). Conformément à ces derniers, nous retenons comme déterminants de la volatilité de l'inflation des taux de change et les variables budgétaires. Cette approche a pour fondement, l'analyse keynésienne et néokeynésienne du financement des déficits budgétaires. En effet la théorie keynésienne reconnaît un effet positif sur la production et sur l'emploi des déficits budgétaires par l'effet multiplicateur, elle admet également que quel que soit son mode de financement, les déficits budgétaires entraînent des

distorsions sur le taux d'inflation. Il en est de même pour les niveaux de dépenses et de recettes budgétaires.

La relation entre le taux d'inflation et les mesures de la convergence budgétaire peuvent être appréhendée à travers l'équation suivante :

$$volinf_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i Vol(X_i)_i + \beta volchang_t + \mu_t \quad (1)$$

Pour estimer les modèles, nous allons introduire une variable muette nommée DUM₉₄ pour prendre en compte le changement de parité du franc CFA intervenu avec la dévaluation du franc CFA en 1994. Ce changement de parité a modifié très largement l'évolution des variables pertinentes telle que le taux de change, l'inflation et les différentes variables budgétaires. De plus, pour pouvoir interpréter les coefficients estimés comme des élasticités, nous allons linéariser chacune des équations en leur appliquant le logarithme népérien.

L'équation de régression par la méthode des moindres carrés ordinaires sont donc :

$$volinf_t = \beta_0 + \beta_1 Vol(X)_t + \beta_2 volchang + DUM94 + \mu_t \quad (2)$$

avec :

volinf_t : la volatilité de l'inflation ; *volchang* représente la Variance des taux de change qui sera mesurée à travers la variance des différences de taux de change calculée sur les données annuelles des différences de taux de change des États membres de l'UEMOA ; *Vol(X)* est un indicateur de sigma convergence budgétaire déterminé en coupe transversale.

Le modèle empirique s'écrit comme suit :

$$Lvolinf_t = \beta_0 + \beta_1 Lvoldep_t + \beta_2 Lvolrec + \beta_3 Lvolsold + \beta_4 Lvolchang + DUM94 + \mu_t \quad (3)$$

Où : *voldep* : variance des dépenses publiques ; *volrec* : variance des recettes publiques et *volsold* : variance du solde budgétaire

4.2- Stratégie d'estimation et source de données

Avant l'estimation de l'équation (3) ci-dessus il urge d'effectuer d'abord le test de stationnarité sur les différentes variables du modèle. Ainsi le test Dickey- Fuller est réalisé pour l'étude de la stationnarité des variables. Ensuite, nous avons réalisé le test de Johansen pour vérifier l'existence d'une relation de cointégration entre les variables d'étude. Après ces différents tests, l'estimation économétrique de l'équation (3) s'appuie sur le Modèle à Correction d'erreur (MCE) par la technique des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) . Pour valider la qualité du modèle et la robustesse des résultats obtenus, nous avons procédé à plusieurs tests dont le test de spécification du modèle, le

test de stabilité, le test d'autocorrélation des erreurs, le test d'homoscédasticité des résidus, le test de prévision du modèle, le test de significativité des variables.

Les données sur les variables économiques couvrent la période de 1980 à 2017 (soit 38 observations) et proviennent de diverses sources notamment de la Banque Africaine du Développement (Dépenses Publiques et Recettes Publiques, le PIB réel), le taux de change réel est issu des documents de travail de CERDI, le PIB nominal est extrait de la base du FMI (World Bank Outlook data base, 2019). Toutefois, nous avons complété les données de la BAD par celles du rapport de la surveillance multilatérale de l'UEMOA les années manquantes.

5. Résultats empiriques et interprétation

Les résultats du test de stationnarité de Dickey- Fuller appliqué aux variables montrent que toutes les variables du modèle ne sont stationnaires qu'en différence première. Le test de Johansen révèle l'existence d'une relation de cointégration au seuil de 5%.

5.1- Présentation des résultats des estimations

L'estimation du modèle à correction d'erreur à la Hendry c'est à dire à un tour donne les résultats suivants :

Les résultats des différents tests réalisés après estimation permettent de valider la qualité du modèle et la robustesse des résultats.

En effet, *le test de significativité* des variables utilisé ici est le test de Student. On constate avec les probabilités associées que les variables suivantes ont leur coefficient significatif au seuil de 5%. Il s'agit de la variance des dépenses, la variance des soldes budgétaires et la variance du taux de change. Toutes ces variables sont significatives à court et à long terme, mais il est utile de constater que la significativité à court terme est plus affinée qu'à long terme parce que globalement, l'intervalle de confiance est autour de 1% à court terme et à 5% à long terme. La variance des recettes a un signe positif mais non significatif à la fois à court et à long terme. À long terme, le taux de change influence positivement l'inflation alors que le coefficient est négatif à court terme. Ce qui peut être interprété comme un effet du flux des capitaux entrant lorsque le taux de change est faible et donc favorable à l'investissement et au commerce.

Le déterminant $R^2 = 0.72$ permet de conclure que le modèle est globalement significatif puisque les variables dépendantes expliquent à 72% la variable indépendante.

La force de rappel à l'équilibre définie comme le coefficient de la variable dépendante retardée est négative (-0.66) et significative au seuil de 5% ce qui exprime bien qu'il y a un mécanisme de "feedback", c'est-à-dire de retour à l'équilibre en cas de choc exogène sur la variable expliquée. Le modèle à correction d'erreur est donc bien valable.

Tableau : Résultats d'estimation du MCE à la Hendry

Variable dépendante: D(LVINFL)			
	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	5.523***	-5.170	0.0003
D(LVCHANG)	0.178***	3.272	0.0086
D(LVDEP)	0.230**	-1.010	0.0259
D(LVREC)	3.708	1.110	0.2813
D(LVSB)	0.126	0.379	0.7084
D(DUM94)	-0.111	-3.084	0.0036
LVINF(-1)	-0.660***	-3.432	0.0003
LVCHANG(-1)	-0.019**	-2.826	0.0193
LVDEP(-1)	0.288**	-0.063	0.0499
LVREC(-1)	2.734	0.760	0.4567
LVSB(-1)	0.292	0.571	0.5749
DUM94(-1)	-0.004	0.008	0.9935
Nombre d'observation : 36			
F-statistic	: 17.837		
R-squared	: 0.729		
Prob(F-statistic)	: 0.0000		

NB: *** Significativité au seuil de 1% ** significativité au seuil de 5%.

Source : Résultat des Estimations de l'auteur

5.2- Interprétation des résultats

Le modèle confirme bien l'existence d'une corrélation positive et significative entre la volatilité des taux d'inflation et la volatilité des indicateurs de convergence budgétaire. En effet, les coefficients des indicateurs budgétaires sont significativement positifs à 5% et ceci est valable autant pour les coefficients de court terme que pour les coefficients de long terme.

5.5.1. Interprétation du coefficient de correction d'erreur

On constate que le coefficient associé à la force de rappel est négatif (-0.66) et significativement différent de zéro au seuil statistique de 5% (son t de Student est supérieur à 1.96 en valeur absolue). Il existe donc bien un mécanisme à correction d'erreur. À long terme, les déséquilibres entre la volatilité des taux d'inflation et les indicateurs de convergence budgétaire se compensent de sorte que les quatre séries ont des évolutions similaires.

Le coefficient 0.66 représente la vitesse à laquelle tout déséquilibre entre les niveaux désiré et effectif du taux d'inflation est résorbé dans l'année qui suit tout choc. Ainsi, on arrive à ajuster 66% du déséquilibre entre le niveau de taux d'inflation désiré et le niveau d'inflation effectif l'année qui suit un choc. De ce qui précède nous pouvons retenir que les chocs sur le taux d'inflation dans l'UEMOA se corrigent à 66% par l'effet de "feedback". Autrement dit, un choc sur les taux d'inflation constaté au cours d'une année est entièrement résorbé au bout d'un an et demi environ.

5.5.2. *Interprétation des élasticités*

À court terme

- L'élasticité de court terme du taux d'inflation par rapport aux dépenses publiques est de 0.23, ce qui signifie que si la variance des dépenses publiques augmente de 10%, la variance du taux d'inflation dans l'UEMOA augmente de 2.3%.
- L'élasticité de court terme du taux d'inflation par rapport aux recettes publiques est de 3.18, mais le coefficient n'est pas significativement différent de zéro, même au seuil de 10%. On ne peut donc l'interpréter en termes d'élasticité.
- L'élasticité de court terme du taux d'inflation par rapport aux soldes budgétaires est égale 0.13, ce qui signifie que si la variance des soldes budgétaires augmente de 10%, la variance du taux d'inflation dans l'UEMOA augmente de 1.3%.
- L'élasticité de court terme du taux d'inflation par rapport au taux de chômage est égale 0.18, ce qui signifie que si la variance des taux de change augmente de 10%, la variance du taux d'inflation dans l'UEMOA augmente de 1.8%.

À long terme

- L'élasticité de long terme du taux d'inflation par rapport aux dépenses publiques est $0.23/0.66 = 0.34$ ce qui signifie que si la variance des dépenses publiques augmente de 10% la variance du taux d'inflation dans l'UEMOA augmente de 3.4%
- L'élasticité de long terme du taux d'inflation par rapport aux recettes publiques est $2.73/0.66 = 4.13$ mais le coefficient n'étant pas significatif on ne saurait l'interpréter en termes d'élasticité.
- L'élasticité de long terme du taux d'inflation par rapport aux soldes budgétaires est $0.29/0.66 = 0.44$, ce qui signifie que si la variance des soldes budgétaires augmente de 10% la variance du taux d'inflation dans l'UEMOA augmente de 4.4%.
- L'élasticité de long terme du taux d'inflation par rapport au taux de change est $0.02/0.66 = 0.033$. Ce qui signifie que si la variance des taux de change dans l'union augmente de 100%, la variance des taux d'inflation augmente 3.3%. La faiblesse du coefficient de long terme peut s'expliquer par le fait que étant dans une union monétaire les différentiels des taux de change s'ajustent à long terme compte tenu de la parité fixe qui impose un ajustement des taux de change par le solde de la balance de paiement. Aussi à long terme le taux de change a un effet très faible sur les écarts inflationnistes dans l'union.

6. Conclusion

Cet article montre empiriquement que le financement du déficit budgétaire induit un effet positif sur la fluctuation des prix et l'inflation dans l'UEEMOA. En effet les résultats de l'analyse économétrique ont permis d'identifier et d'estimer un modèle à correction d'erreurs. Ce modèle confirme l'existence d'une relation positive et fortement significative entre les indicateurs de sigma convergence budgétaire et la volatilité de l'inflation ; ce qui signifie qu'à une plus grande instabilité des indicateurs budgétaires est associée une grande volatilité des prix et de l'inflation.

Cette relation positive est plus forte avec les soldes et les dépenses qu'avec les recettes d'une part (les élasticités sont respectivement 0.23 ; 0.13 ; et l'élasticité des recettes budgétaires n'est pas significativement différentes de zéro) et elle est également plus stable à long terme qu'à court terme. Un autre résultat très important dans l'analyse qui mérite d'être souligné est que la vitesse à laquelle tout déséquilibre entre les niveaux désiré et effectif du taux d'inflation est résorbé dans l'année qui suit tout choc est d'environ 0.66. Ainsi on arrive à ajuster 66% du déséquilibre entre le niveau de taux d'inflation désiré et le niveau d'inflation effectif l'année qui suit un choc. Ainsi nous pouvons retenir que les chocs sur le taux d'inflation dans l'UEMOA se corrigent à 66% par l'effet de "feedback". Autrement dit un choc sur les taux d'inflation constaté au cours d'une année est entièrement résorbé au bout d'un an et demi environ.

Ces résultats ainsi obtenus constituent un apport à la littérature sur le débat et la justification du respect des critères de convergence. En effet, on voit ici que le respect des critères de convergence qui favorise la convergence des variables budgétaires peut être source de stabilité des taux d'inflation dans l'union. Ainsi plus les États respectent les critères imposés par le pacte, plus ils contribuent à stabiliser la volatilité de l'inflation. Au contraire si les États membres de l'union ne s'efforcent pas à respecter les exigences du pacte de convergence et que des sanctions ne sont pas prises pour amener les pays à faire converger les variables budgétaires vers les cibles définies, ils vont contribuer à amplifier la volatilité des taux d'inflation qui conduit inévitablement vers une dépréciation de la monnaie commune. C'est pourquoi nous suggérons de renforcer la surveillance multilatérale des politiques budgétaires et le respect des critères imposés par le pacte.

7. Références bibliographiques

- Achy, L. (2016). Analyse économétrique de l'offre du riz local en Côte d'Ivoire, *International Journal of Innovation and Applied Studies*, 17 (1), 291-309.
- Agenor, P.R., and Montiel, P. J., (1996), *Development macroeconomics*, Princeton,
- Amadou, A. et Kebalo, L. (2018). La politique monétaire de la BCE affecte-t-elle celle des pays africains de la zone franc CFA? : le cas de la BCEAO, *Revue CEDRES-ETUDES*, 66, 80-106.
- Barro, R. et Sal-i-Martin X. (1991). Convergence, *Journal of political economy* (JPE), 1000 (2), 223-251.
- Biau, O., et Sobczak, N. (2001). Prévoir l'inflation en France. Dossier de la note de conjoncture de l'INSEE, juin 2001.
- Cecchetti, Stephen, G., Chu, Rita, S. and Steindel, C. (2000). The unreliability of inflation indicators, *Economics and Finance*, 6 (4), 1-6.
- Dembo Toe, M. et Hounpkatin M., (2007). *Lien entre la masse monétaire et l'inflation dans les pays de l'UEMOA. Document d'Etude et de Recherche*. 7(2), 1-43.
- Doé, L. et Diallo, M. L. (1997). Déterminants empiriques de l'inflation dans les pays de l'UEMOA. Notes d'information et statistiques, BCEAO.
- Doe, L. and Diarisso, S. (1998). The Monetary Origin of Inflation in the WAEMU Countries. Information Notes and Statistics, BCEAO. Dakar.
- Friedman, M. and Schwartz, J. A. (1963). A monetary history of the United States 1867-1960, *Economic Journal*, Princeton University Press.
- Hondroyannis, G., Swamy, P. and Tavlas, G. S. (2008). Inflation dynamics in the euro area and in new EU members: Implications for monetary policy", *Economic Modelling*, 25 (6):1116-1127.
- Keho, Y. (2016). Budget deficits, money supply and price level in West Africa, *Journals of Economic and Financial Studies*, 4 (5), 1-8.
- McCandless, G. T. and Weber, W. E. (1995). *Revue trimestrielle de la réserve fédérale de Minneapolis*, 19 (3), 2-11
- Onwioduokit, E., Sylla, F., Obiora, K., and Conteh, M. (2007). Inflation dynamic in Guinea, *Journal of international economics*, 17 (2) 182-198.
- Stock, J.H. and Watson, M.W. (1999). Forecasting inflation, NBER Working Paper, 7023.
- Villieu, P. (2003). Pacte de stabilité, crédibilité du Policy mix et coordination des politiques budgétaires en union monétaire », *Revue économique*, 54(1), 25-46.