

CRÉSCONSORTIUM POUR LA RECHERCHE
ÉCONOMIQUE ET SOCIALE**SÉRIE DE DOCUMENTS DE RECHERCHE****Incertitudes et performances
macroéconomiques dans la zone UEMOA****Ibrahima SOUMARE****2014 / 63**

Consortium pour la Recherche Economique et Sociale
Rue 10 Prolongée Cité Ibn Nafise Djedji
Lot 1 et 2 - Pyrotechnique - Dakar Sénégal
CP : 12023 - BP : 7988, Dakar Médina
Tél : (221) 33 864 77 57 - (221) 33 864 79 98 - Fax : (221) 33 864 77 58
Email : cres_ucad@yahoo.fr / cres@cres-sn.org
Information : contact@cres-sn.org / Site Web : www.cres-sn.org

Résumé

Nous étudions les effets des incertitudes réelles et nominales sur les taux de croissance de l'output et de l'inflation dans la zone UEMOA pour la période 1999M1 : 2011M12. Nos résultats montrent qu'un taux d'inflation élevé est associé à une forte incertitude nominale dans tous les pays de l'UEMOA. Alors qu'un taux de croissance de plus en plus élevé a des effets mitigés sur son incertitude.

JEL : C22, C51, E20, F41

Mots clés : incertitudes macroéconomiques, processus GARCH, VAR, politique monétaire.

Uncertainties and Macroeconomics performances in WAEMU Area
--

Abstract

We study the effects of real and nominal uncertainties on rates of output growth and inflation for the period 1999M1:2011M12 in WAEMU area. Our results suggest that increased inflation rate is associated with significantly increased nominal uncertainty in all countries of WAEMU. While increased growth rate has mixed effects on its uncertainty.

JEL: C22, C51, E20, F41

Keywords: uncertainties macroeconomics, GARCH process, VAR, monetary policy.

Février 2014

1. Introduction

La relation entre variables macroéconomiques et incertitudes a été longuement étudiée par les économistes durant ces dernières années. Quel est l'effet de l'incertitude réelle sur la croissance? L'inflation est-elle affectée par son incertitude ? Autant de questions qui sont d'actualité dans la mesure où les banques centrales sont en permanence confrontées à un haut degré d'incertitude, tant en ce qui concerne la nature des chocs économiques (tels que les chocs de prix, l'augmentation imprévue des prix du pétrole, les chocs de demande globale...) qui frappent l'économie qu'en ce qui concerne l'existence et la force des liens entre les variables macroéconomiques.

Depuis les travaux pionniers de Friedman (1977), Taylor (1979), Cukierman et Meltzer (1986), Black(1987) et Devereux (1989), les relations entre inflation et croissance d'une part, incertitudes nominales et réelles et variables macroéconomiques d'autre part, ont connu un intérêt particulier dans la littérature économique. Récemment, de nouveaux travaux académiques se sont allées plus loin en étudiant la relation empirique entre incertitudes et performances macroéconomiques par les processus GARCH en y associant les modèles VAR (voir Chua et al. (2011), Fountas et al. (2010, 2007, 2006), Berument et Dincer (2005), Grier et al. (2004)). En raison de l'importance du coût de l'inflation, de l'incertitude d'inflation sur la croissance et sur le bien-être, cet article a pour objet de déterminer d'une part le sens de causalité entre les incertitudes nominales et réelles entre elles, et d'autre part de tester l'effet de causalité entre les incertitudes et les variables macroéconomiques au sein de l'UEMOA.

Pour cela, un certain nombre d'interrogations sont soulevés par l'article. En premier lieu, la réduction du taux d'inflation moyen est-elle liée à la baisse de l'incertitude d'inflation dans l'union ? Ensuite, est-il vrai qu'une réduction du niveau de l'inflation et, de ce fait, de l'incertitude d'inflation peut avoir un impact favorable sur le taux de croissance de l'économie, comme le prétend Friedman (1977) et par la suite par Ball (1992) ? Dotsey et Sarte (2000) trouvent le contraire. Ces auteurs prétendent qu'une incertitude accrue du niveau de l'inflation tend à booster le niveau de la production. Enfin, un taux de croissance stable et moins volatile de l'output conduit-il à plus de croissance ?

L'étude que nous menons dans le cadre de l'UEMOA analyse la relation empirique entre quatre variables macroéconomiques essentielles : le niveau de l'inflation, la croissance de l'output, l'incertitude d'inflation (nominale) et l'incertitude de l'output (réelle). Dans cette veine, nous tentons d'apporter des réponses aux trois questions soulevées précédemment,

et par conséquent, nous testons la pertinence empirique de plusieurs théories qui ont été avancées sur la relation entre l'inflation, la croissance de l'output, l'incertitude d'inflation et l'incertitude de l'output.

Ces théories que nous qualifions hypothèses de base et qui s'ajoutent à l'hypothèse de Friedman (1977) sont les suivantes : d'abord, l'hypothèse de Cukierman et Meltzer (1986) que les banques centrales ont tendance à créer des surprises d'inflation en présence d'une forte incertitude nominale. En d'autres termes, une incertitude accrue de l'inflation est associée à un niveau d'inflation de plus en plus élevé. Partant des conclusions de Cukierman et de Meltzer, Holland (1995) prend le contre-pied de ces derniers en montrant que, pour des raisons d'indépendance et de responsabilité, l'autorité monétaire est plus encline à réduire le niveau de l'inflation lorsque l'incertitude d'inflation augmente.

Ensuite, l'hypothèse de Black (1987) qu'une incertitude accrue de l'output tend à augmenter le taux de croissance de la production. Selon Black, les investissements dans des technologies risquées seront poursuivis à la seule condition que les rendements anticipés sur ces investissements (taux de croissance moyen de l'output) soient assez élevés pour compenser la prise de risque. L'étude de Devereux (1989) s'intéresse à l'interaction entre l'incertitude réelle et le taux d'inflation. Il trouve que plus d'incertitude sur le niveau de l'output devrait conduire à un niveau élevé du taux d'inflation. Enfin, l'effet Taylor (1979) qui prédit un arbitrage entre la variabilité de l'inflation et celle de l'output et, de ce fait, l'incertitude.

Notre étude diffère des précédentes dans la zone UEMOA à plusieurs niveaux. D'abord, elle a le mérite d'être l'une des premières à traiter cette question d'incertitudes sur les variables macroéconomiques. Ensuite, elle s'appuie sur une large littérature théorique et empirique qui permet de tester les effets de causalité entre incertitudes nominales et réelles d'une part, et d'autre part entre incertitudes et performance macroéconomique.

Suivant le travail réalisé par la littérature empirique sur les modèle de type ARCH (voir par exemple, les travaux de Engle, 2001), l'approche courante de mesurer l'incertitude dans la littérature macroéconomique est de calculer la variance conditionnelle d'une série macroéconomique. Cette même littérature s'appuie sur deux approches pour tester la relation entre incertitudes et indicateurs de performance macroéconomique : une approche simultanée ou une approche en deux étapes. Selon la première approche, un modèle ARCH-M est estimé dans lequel on incorpore l'équation de la variance conditionnelle. L'approche simultanée permet donc d'estimer et de tester la relation de causalité entre la variable macroéconomique et l'incertitude associée. Selon l'approche en deux étapes, les estimations de la variance conditionnelle, dans un premier temps, sont obtenues à partir de

l'estimation d'un modèle ARCH. Ensuite, elles sont utilisées dans l'application des tests de causalité au sens de Granger permettant d'examiner le sens de causalité entre performance et incertitude macroéconomique.

L'objet de cet article est d'investiguer la relation de causalité entre inflation et son incertitude, croissance de l'output et son incertitude et entre incertitude nominale et incertitude réelle. Nous utilisons en premier lieu un processus GARCH qui permet de générer une variance conditionnelle de la variable d'inflation et de la variable de la croissance de l'output dans la zone UEMOA. Avec cette variance conditionnelle comme une mesure de l'incertitude, nous recourons à la méthode de Granger afin de tester la relation de causalité entre variables macroéconomiques et leurs incertitudes respectives. Nous conduisons ces différents tests dans un cadre VAR-GARCH sur des données mensuelles et qui couvrent la période janvier 1999 à décembre 2011 sur la zone UEMOA et sur l'ensemble des pays qui la compose. A l'exception de la Guinée Bissau, où l'étude ne débute qu'à partir de janvier 2004 faute de données antérieures manquantes. L'article procède comme suit. Dans la section 2, nous passons en revue les hypothèses énumérées par la littérature sur la causalité entre incertitudes nominales et réelles et variables macroéconomiques. La section 3 introduit dans un premier temps le modèle GARCH et explique le recours à la variance conditionnelle comme mesure de l'incertitude. Ensuite, un processus VAR est estimé dans lequel l'écart type conditionnel de la variable macroéconomique est pris en compte comme variable explicative. La section 4 présente nos résultats empiriques sur la zone UEMOA et sur les pays qui la composent. La section 5 est réservée à la conclusion et aux recommandations.

2. Théories économique et empirique

Dans son discours Nobel, Friedman (1977) a souligné deux hypothèses essentielles. D'abord, il précise qu'une hausse du taux d'inflation peut conduire à une réponse erratique de l'autorité monétaire et par conséquent cela pourrait entraîner plus d'incertitude sur le taux d'inflation futur.

La seconde hypothèse de Friedman est que l'incertitude d'inflation a un effet négatif sur l'output. Deux raisons peuvent l'expliquer. D'abord, une volatilité excessive du taux d'inflation rend les contrats à long terme plus coûteux dans la mesure où la valeur future des paiements en monnaie est plus incertaine. La seconde raison est qu'une volatilité accrue de l'inflation réduit la capacité des marchés à transmettre l'information aux intervenants des marchés financiers sur les mouvements des prix relatifs. Friedman précise qu'en réduisant l'efficacité économique, l'incertitude de plus en plus grande du taux d'inflation devrait au

moins accroître temporairement le taux du chômage et baisser le niveau de la croissance économique.

Ball (1992), dans une configuration de Barro et Gordon, formalise l'hypothèse de Friedman dans un cadre de la théorie des jeux. Cet auteur présente un modèle dans lequel une hausse du taux d'inflation augmente l'incertitude sur la politique monétaire future et de ce fait, sur l'inflation future. Lorsque l'inflation actuelle et celle anticipée sont faibles, l'autorité monétaire a tendance à les conserver à leurs niveaux le plus bas.

D'autres études ont tenté de vérifier l'hypothèse de Friedman, par exemple, Fountas et al. (2006) ont eu recours à un processus VAR associé à un modèle GARCH appliqué à la corrélation conditionnelle constante (cccGARCH) pour les pays du G7 à fréquences mensuelles pour la période 1957-2000. Ces auteurs estiment que l'inflation cause la croissance mais que cette relation de causalité est négative. Ils trouvent un effet de causalité pour les Etats-Unis, le Royaume Uni, l'Allemagne, le Japon, l'Italie. Mais ils rejettent l'hypothèse selon laquelle qu'un taux d'inflation élevé a un effet négatif sur la croissance pour le Canada et plus ou moins pour la France. Jansen (1989) étudie la relation entre la moyenne et la variance du taux d'inflation et la croissance de l'output pour les Etats Unis sur la période 1959Q1 :1988Q2. D'après ce dernier, la variance de l'inflation a un effet positif mais non significatif sur le taux de croissance de l'output et sur le taux d'inflation. Il trouve également que la variance de l'output a un effet positif mais non significatif sur le taux de croissance et un effet négatif non significatif sur le taux d'inflation. Jansen arrive à la conclusion que l'incertitude sur le taux d'inflation future ne conduit pas à une baisse du taux de croissance de l'output.

L'effet de l'incertitude d'inflation sur la croissance de l'output fonctionne aussi à travers son impact sur l'investissement. Plusieurs travaux théoriques sur l'investissement (par exemple, Pindyck, 1991) se focalisent sur l'aspect irréversible de l'investissement et considèrent que l'investissement actuel est une façon de renoncer à la possibilité d'investir dans le futur. Par conséquent, la valeur de cette perte d'option représente le coût d'opportunité d'un projet d'investissement. En d'autres mots, une incertitude accrue du taux d'inflation conduit à une volatilité excessive des rendements potentiels des projets d'investissement. En conséquence, cela contribue à ralentir le niveau de l'investissement.

D'autres travaux réfutent l'hypothèse de Friedman, par exemple Dotsey et Sarte (2000) obtiennent un résultat plutôt surprenant : plus d'incertitude d'inflation peut accroître le niveau de l'output. Ces auteurs mettent en avant l'hypothèse de motif de précaution et supposent que les agents économiques sont averses au risque. Plus l'incertitude nominale est élevée plus le niveau de l'épargne augmente et dans le même temps l'investissement et la croissance.

N'diaye et Konté (2012) vont dans le même sens que Dotsey et Sarte pour certains pays de l'UEMOA. Ils notent que l'incertitude d'inflation a des répercussions positives sur la croissance en Côte d'Ivoire et au Mali.

Bien que Friedman eût montré qu'un niveau élevé du taux d'inflation pourrait conduire à une incertitude de plus en plus grande du taux d'inflation, il n'a pas décrit les conséquences d'une hausse de l'incertitude nominale sur la variable d'inflation. D'autres auteurs par exemple (Cukierman et Meltzer (1986) ; Golob (1994) ; Grier et al. (2004) ; Fountas et al. (2007)) ont étudié la relation de causalité non entre l'inflation et son incertitude mais plutôt entre l'incertitude d'inflation et la variable d'inflation dans un monde où une incertitude de plus en plus grande crée une inflation moyenne de plus en plus accrue.

Cukierman et Meltzer (1986) supposent que les agents font face à l'incertitude d'une part du taux de croissance de la masse monétaire (par conséquent de l'inflation) et d'autre part de la fonction objective des autorités monétaires. Dans une configuration de Barro-Gordon, en raison de l'existence d'un biais inflationniste, l'autorité monétaire surprend les agents en déterminant un taux de croissance élevé de la masse monétaire non anticipée. Suivant l'argument de ces auteurs, en présence d'une forte incertitude d'inflation, le comportement de l'autorité monétaire conduit à plus d'inflation.

Comme Friedman (1977), Okun (1971) et Ball (1992) le précisaient, l'incertitude sur les taux futurs de l'inflation est susceptible d'être plus grande à des taux d'inflation plus élevés. Briault (1995) abonde dans le même sens. Il affirme que la relation entre l'incertitude d'inflation et le niveau de l'inflation apparaît être robuste lorsqu'on observe une modification dans le taux d'inflation tendanciel. Ceci témoigne que l'inflation est coûteuse lorsque la période d'incertitude s'étend sur plusieurs années plutôt que sur une courte période. Selon toujours Briault, il peut y avoir un lien de causalité entre la variabilité et le niveau d'inflation moyen au moins si la politique monétaire est accommodante. Sur une étude composée d'une centaine de pays, Barro (1996) montre qu'une hausse de la variabilité de l'inflation tend à accompagner un taux d'inflation moyen de plus en plus élevé. Il en découle une relation de causalité entre la variabilité de l'inflation et le niveau de l'inflation.

Golob (1994) énumère trois canaux de transmission par lesquels l'incertitude d'inflation peut affecter l'économie. D'abord, l'incertitude d'inflation affecte les marchés financiers par hausse des taux d'intérêt à long terme. Si l'inflation est incertaine, le rendement sur les dettes nominales à long terme sera plus risqué. Les travaux de Fisher (1930) sur la relation entre taux d'intérêt et inflation ont montré que les prêteurs et les emprunteurs fixent leur placement en fonction du taux d'intérêt réel (lequel ne dépend que de facteurs réels de l'économie et doit être stable), et le taux d'intérêt nominal s'en déduit en incorporant le taux d'inflation anticipé.

Le second canal par lequel l'incertitude d'inflation affecte l'économie est en créant une incertitude sur les taux d'intérêt et sur d'autres variables économiques essentielles dans les décisions économiques pouvant ralentir l'activité économique. Lorsque les entreprises ont une incertitude sur l'évolution des taux d'intérêt, des salaires, des taux d'imposition et des profits, elles peuvent être incitées à retarder les décisions d'embauche, la production et l'investissement jusqu'à ce que l'incertitude baisse. L'investissement est plus vulnérable parce qu'il est si coûteux à inverser. Enfin, le troisième canal à travers lequel l'incertitude d'inflation affecte l'économie est en obligeant les entreprises à accroître leurs dépenses dans le but d'éviter les risques de l'inflation future.

Concernant la littérature empirique sur l'incertitude de l'inflation, des auteurs comme Grier et Perry (1998) estiment l'équation de la variable d'inflation par un processus GARCH (1,1) et un processus GARCH à Composante (CGARCH) sur la période 1948 à 1993 sur une fréquence mensuelle pour les pays du G7¹. Dans tous les pays du G7, l'inflation retardée est significativement et positivement corrélée avec l'incertitude d'inflation. En revanche, Grier et Perry (1998) trouvent que l'hypothèse de Cukierman et Meltzer (1986) est rejetée aux Etats Unis et en Allemagne pour lesquels la Réserve Fédérale et la Bundesbank ont acquis plus d'indépendance. Pour ces deux pays, une incertitude accrue tend à réduire le taux d'inflation alors que l'hypothèse de Cukierman et Meltzer (1986) est difficile à rejeter au Japon et en France puisqu'une incertitude accrue augmente le taux d'inflation. Grier et Perry (1998) estiment que l'incertitude nominale affecte significativement l'inflation future pour plus de la moitié des pays considérés mais à des signes différents. Ces auteurs concluent que le comportement des banques centrales est en partie responsable de ces relations de causalité. Une banque centrale indépendante a plus de chance de réaliser une relation de causalité significative mais négative entre l'incertitude d'inflation et la variable d'inflation.

Les travaux de Berument et Dincer (2005) sont un prolongement des conclusions de Grier et Perry (1998). Ils analysent la relation de causalité entre l'inflation et son incertitude sur des données mensuelles sur la période 1957 à 2001. Ils utilisent la méthode de maximum de vraisemblance ce qui permet d'inclure non seulement plusieurs retards de la variable d'incertitude d'inflation mais aussi de la variable courante de l'incertitude dans l'équation de l'inflation. Pour Berument et Dincer (2005), la valeur contemporaine de la variance conditionnelle est la fonction déterministe des valeurs retardées des résidus au carré et de la variance conditionnelle. Ils supposent que la valeur contemporaine de la variance conditionnelle doit être considérée comme étant exogène dans l'équation de la variable d'inflation. Leurs résultats montrent que l'inflation cause au sens de Granger

¹ Le processus GARCH à Composante (CGARCH) a été appliqué pour la première fois par Engle et Lee (1993).

l'incertitude d'inflation pour l'ensemble des pays du G7 et que cet effet de causalité est fortement positif. Cependant, Berument et Dincer (2005) concluent que l'incertitude d'inflation cause au sens de Granger l'inflation pour le Canada, la France, le Japon, le Royaume Uni et les Etats Unis. Toutefois, pour quatre pays (le Canada, la France, le Royaume Uni et les Etats-Unis) l'effet de causalité est négatif c'est à dire qu'une incertitude accrue réduit la variable d'inflation, alors qu'on observe une relation positive pour le Japon.

Toutefois, d'autres auteurs, comme par exemple Holland (1995), prétendent que l'autorité monétaire, lorsqu'en faisant face à plus d'incertitude d'inflation dans l'économie, contractera le taux de croissance de la masse monétaire et donc réduit l'inflation (et l'incertitude associée) dans le but de contrecarrer les effets négatifs de l'incertitude d'inflation sur l'économie. Briault (1995) de préciser également que l'incertitude sur le niveau des prix futurs est de nature à fausser l'allocation des ressources dans un certain nombre de cas. L'inflation future peut être incertaine même si le taux d'inflation courant est faible.

L'effet de l'incertitude réelle sur la croissance de l'output a reçu une attention considérable dans la littérature théorique macroéconomique. Toutefois, il y a un manque de consensus entre les économistes sur la direction de l'effet. La théorie macroéconomique offre trois scénarios possibles concernant l'impact de l'incertitude réelle sur la croissance. D'abord, il ya la possibilité d'indépendance entre la variabilité de l'output et le taux de croissance du PIB réel. Par exemple, les modèles de cycles réels supposent que les fluctuations de l'output autour de son niveau naturel découlent de perceptions erronées des prix en réponse aux chocs monétaires. Le scénario d'une relation négative entre variabilité de l'output et niveau de la croissance peut trouver son explication dans les travaux de Keynes (1936). Dans la théorie générale de l'emploi, Keynes montraient que les entrepreneurs, lorsqu'en estimant le rendement sur leurs projets d'investissement, prennent toujours en considération les fluctuations de l'activité économique. De grandes fluctuations de l'output contribuent à rendre les projets d'investissement de plus en plus risqués. Une volatilité excessive de l'output tend à baisser la demande pour l'investissement et en même temps la croissance.

Finalement, suivant la littérature économique, un effet positif de l'incertitude réelle sur l'output peut être justifié par un nombre de théories économiques. Par exemple, Black (1987) montre que les investissements dans des technologies risquées seront poursuivis à la seule condition que les rendements anticipés sur ces investissements (taux moyen de croissance de l'output) soient assez élevés pour compenser la prise de risque. Blackburn (1999), dans une étude basée sur la théorie de croissance endogène, montre que la volatilité du cycle économique accroît la croissance de long terme de l'économie. Finalement, suivant Pindyck (1991), la relation négative entre la volatilité de l'output et la croissance découle de

l'irréversibilité de l'investissement au niveau des firmes. Plus récemment, Blackburn et Pelloni (2005) ont utilisé un modèle stochastique de croissance monétaire avec différents types de chocs (technologiques, préférence et monétaire) qui ont des effets permanents sur la croissance réelle. Les auteurs montrent que la croissance de l'output et sa variabilité sont négativement corrélées quel que soit le type de chocs provoquant des fluctuations de l'activité économique.

L'effet de l'incertitude réelle sur le taux d'inflation a été démontré par Devereux (1989). Ce dernier étend le modèle de Barro-Gordon en introduisant une indexation endogène des salaires. Il considère l'impact d'une hausse exogène de l'incertitude réelle sur le degré d'indexation des salaires et sur le taux d'inflation optimal fourni par l'autorité monétaire. Pour Devereux, plus d'incertitude sur le niveau de l'output conduirait à des niveaux d'inflation assez élevés.

Les travaux empiriques sur la relation en inflation et croissance de l'output montrent que l'inflation et son incertitude conduisent à une mauvaise allocation des ressources et sont susceptibles d'affecter négativement le taux de croissance de la production industrielle.

L'inflation moyenne et la croissance de l'output sont étroitement liées. Bien que la courbe de Phillips à court terme implique qu'une hausse de l'output au dessus de son niveau naturel résulterait de pressions inflationnistes. Un autre volet de la littérature analyse de quelle façon un accroissement de la croissance de l'output peut affecter le taux d'inflation. Briault (1995) souligne qu'il existe une relation positive entre croissance et inflation, au moins sur le court terme, avec le sens de causalité allant d'une croissance plus élevée (au moins en ce qui concerne le potentiel de production) à une inflation plus élevée.

Les études théoriques trouvent généralement qu'une hausse de l'inflation d'une part résulte d'un taux de croissance plus faible ou n'a pas d'impact sur celui-ci (Temple, 2000). Certains modèles ont produit des effets de long terme non significatifs entre inflation et croissance (par exemple, Dotsey et Sarte, 2000), tandis qu'un autre groupe de modèle lui trouve un effet significatif et négatif. En particulier, Gylfason et herbertsson (2001) présentent un simple modèle d'interaction de l'inflation et de la croissance de l'output. Leur modèle indique que, bien qu'une large variété de résultat soit possible, l'inflation par le biais de l'épargne, le développement financier et le déficit budgétaire du gouvernement tend à saper la croissance dans le long terme. Klump (2003) montre que l'inflation peut conduire à une réduction de l'élasticité globale de substitution de facteur. Il suggère plusieurs justifications microéconomiques d'une telle influence ce qui peut contribuer à expliquer la relation négative entre ces deux variables.

Un certain nombre de travaux empiriques ont été menés pour déterminer le niveau de corrélation entre inflation et croissance de l'output. Pour mesurer l'effet de causalité entre

ces deux variables macroéconomiques, certaines études ont utilisé des données en séries temporelles pour des pays pris individuellement (Bradley (2006) ; Fountas (2010) ; Fountas et al. (2007, 2006, 2002) ; Jansen (1989)). D'autres études ont eu recours à des données de panel (Lee (2010) ; Apergis (2005, 2004) ; Barro (1996) ; Fisher (1996)). Un consensus général se dégage dans la littérature que la croissance est significativement et négativement liée à l'inflation. Dans certains cas, la corrélation semble être forte, suggérant qu'une réduction d'un point de pourcentage du taux d'inflation pourrait être associée à une hausse du taux de croissance de l'output à une fourchette entre 0,1 et 0,5 point de pourcentage. Toutefois, la littérature empirique reconnaît que cette relation peut ne pas être vérifiée dans certaines situations. Les résultats n'impliquent pas forcément que dans un régime de déflation cela conduit à des taux de croissance de l'output élevés.

Il y a un consensus dans la littérature théorique des banques centrales que celles-ci cherchent à minimiser les variabilités de l'inflation et de l'output autour de leur niveau cible (voir par exemple les travaux de Clarida et al. 1999). Taylor (1979) montre qu'il existe un dilemme entre les deux variabilités. Ce dilemme est compatible avec les anticipations rationnelles et la rigidité des prix et n'implique aucun arbitrage de long terme entre les niveaux de l'inflation et du chômage (d'où l'appellation de l'effet Taylor). D'après Taylor (1979), il existe des possibilités de détecter un arbitrage de long terme entre les fluctuations de l'output et celles de l'inflation. En d'autres termes, il y a un 'second ordre' de la courbe de Phillips pour lequel elle n'est pas verticale dans le long terme. Cecchetti et Ehrmann (1999) montrent que les chocs d'offre globale créent un arbitrage entre les variabilités nominales et réelles. Les autorités monétaires, en fonction de leurs préférences, c'est-à-dire leur degré d'aversion aux fluctuations de l'output et de l'inflation, peuvent choisir un point de cet arbitrage. Clarida and al. (1999) déduisent également un arbitrage à court terme de la variabilité inflation-croissance qui représente une frontière efficiente.

A l'opposé de l'effet de Taylor, Logue et Sweeney (1981) prétendent que l'incertitude nominale peut avoir un impact positif sur l'incertitude réelle. Un fort taux d'inflation rend difficile aux producteurs de distinguer les modifications de demande nominale et réelle. La conséquence est que cela conduit à plus de variabilité des prix relatifs. Finalement, avec le modèle de Devereux (1989), l'incertitude d'inflation et le taux moyen de l'inflation sont positivement corrélés puisque la variabilité des chocs réels est la cause prédominante de l'incertitude nominale.

3. Modèle économétrique

L'analyse économétrique démarre par la présentation d'un processus GARCH (1, 1) qui permet d'estimer la moyenne et la variance conditionnelles de l'inflation et du taux de croissance du PIB réel de la manière suivante :

$$\pi_t = \Omega_0 + \sum_{i=1}^n \Psi_i \pi_{t-i} + \varepsilon_{\pi,t} \quad (1)$$

$$h_{\pi,t} = \gamma_{\pi} + \beta_{\pi} h_{\pi,t-1} + \alpha_{\pi} \varepsilon_{\pi,t-1}^2 \quad (2)$$

$$y_t = \varpi_0 + \sum_{j=1}^p \lambda_j y_{t-j} + \varepsilon_{y,t} \quad (3)$$

$$h_{y,t} = \delta_y + \theta_y h_{y,t-1} + \phi_y \varepsilon_{y,t-1}^2 \quad (4)$$

où π_t et y_t représentent respectivement le taux d'inflation et le taux de croissance du PIB réel. Les équations (1) et (3) représentent les équations de la moyenne. Les équations de la variance sont représentées dans (2) et (4), $h_{\pi,t}$ et $h_{y,t}$ sont considérées comme étant, respectivement, les variances conditionnelles de l'inflation et du taux de croissance du PIB réel, $\varepsilon_{\pi,t}$ et $\varepsilon_{y,t}$ étant les résidus des équations (1) et (3). Nous supposons que $\gamma_{\pi} > 0$, $\delta_y > 0$, $\alpha_{\pi} > 0$, $\beta_{\pi} > 0$, $\phi_y > 0$, $\theta_y > 0$. Nous posons comme contrainte que $(\alpha_{\pi} + \beta_{\pi}) < 1$ pour l'équation de la variance conditionnelle de l'inflation de même que $(\phi_y + \theta_y) < 1$ pour celle du taux de croissance.

Les contraintes sur les coefficients assurent la positivité de la variance conditionnelle. Toutefois, la littérature empirique relève certaines limites à l'utilisation des processus GARCH. Les modèles GARCH ont été critiqués à cause des contraintes de non négativité imposées sur les paramètres permettant de conserver la variance conditionnelle positive. Comme l'ont indiqué Nelson et Cao (1992), les paramètres estimés violent, en général, ces contraintes. Dans leur article, Nelson et Cao (1992) montrent que les contraintes d'inégalité moins sévères que celles communément imposées sont suffisantes pour conserver la variance conditionnelle non négative. De ce fait, un choc, quel que soit son signe, a toujours un effet positif sur la volatilité courante : l'impact augmente avec l'ampleur du choc.

Suivant Nelson et Cao (1992), nous définissons le processus GARCH (p, q) comme suit :

$$h_{\pi,t} = \gamma_{\pi} + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{\pi,t-i} + \sum_{j=1}^q \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 \quad (2')$$

$$h_{y,t} = \delta_y + \sum_{i=1}^p \theta_i h_{y,t-i} + \sum_{j=1}^q \phi_j \varepsilon_{t-j}^2 \quad (4')$$

Nelson et Cao (1992) ont montré que les contraintes d'inégalité dans les modèles GARCH imposées par Bollerssev (1986) sont le plus souvent violées. C'est pourquoi ils ont mis en évidence un théorème qui maintient la variance conditionnelle non négative mais tout en tenant compte de contraintes d'inégalité moins sévères sur les résidus au carré. Ils ont posé des hypothèses qui permettent aux α_j et ϕ_j d'être négatifs pour $j \geq 2$. Ainsi, comme les résultats présentés dans les tableaux 2, 3(a) et 3(b) en annexe l'indiquent, nous imposons les mêmes contraintes que celles de Nelson et Cao, par exemple pour un processus GARCH(1,2) : (a) γ_{π} et $\delta_y \geq 0$, (b) $0 \leq \beta < 1$ et $0 \leq \theta < 1$, (c) $\beta\alpha_1 + \alpha_2 \geq 0$ et $\theta\phi_1 + \phi_2 \geq 0$ et enfin α_1 et $\phi_1 \geq 0$.

La seconde étape de notre modélisation consiste à introduire un VAR. On estime conjointement un VARMA (VAR moyenne mobile) et un BGARCH comme ceux de Chua, Kim et Suardi (2011) et de Grier et al. (2004). Dans l'équation (5), nous estimons un VAR dans lequel les écarts types conditionnels du taux de croissance de l'output et du taux d'inflation sont inclus comme variables explicatives dans chaque équation :

$$Y_t = \mu + \sum_{i=1}^p \Gamma_i Y_{t-i} + \Lambda \sqrt{h_t} + \sum_{j=1}^q \Theta_j \xi_{t-j} + \xi_t \quad (5)$$

$$\xi_t \approx (0, H_t)$$

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{y,t} & h_{y\pi,t} \\ h_{y\pi,t} & h_{\pi,t} \end{bmatrix}$$

où

$$Y_t = \begin{bmatrix} y_t \\ \pi_t \end{bmatrix}; \xi_t = \begin{bmatrix} \xi_{y,t} \\ \xi_{\pi,t} \end{bmatrix}; \sqrt{h_t} = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{y,t}} \\ \sqrt{h_{\pi,t}} \end{bmatrix}; \mu = \begin{bmatrix} \mu_y \\ \mu_{\pi} \end{bmatrix}; \Gamma_i = \begin{bmatrix} \Gamma_{11}^{(i)} & \Gamma_{12}^{(i)} \\ \Gamma_{21}^{(i)} & \Gamma_{22}^{(i)} \end{bmatrix}$$

$$\Lambda = \begin{bmatrix} \Lambda_{11} & \Lambda_{12} \\ \Lambda_{21} & \Lambda_{22} \end{bmatrix}; \Theta_j = \begin{bmatrix} \Theta_{11}^{(j)} & \Theta_{12}^{(j)} \\ \Theta_{21}^{(j)} & \Theta_{22}^{(j)} \end{bmatrix}$$

Sous la supposition $\xi_t | \Omega_t \approx (0, H_t)$, où Ω_t représente l'ensemble de l'information disponible à l'instant t et H_t est la matrice covariance conditionnelle. Les effets de l'incertitude sur le niveau de l'inflation et sur le taux de croissance du PIB réel sont capturés par les éléments de la matrice Λ . Les coefficients Λ_{11} et Λ_{21} permettent de tester l'impact de l'incertitude réelle sur le taux de croissance du PIB réel et sur le taux d'inflation. Des valeurs positives et significatives de Λ_{11} et Λ_{21} conduiraient à soutenir, respectivement, les hypothèses de Black et de Devereux. De même, Λ_{12} et Λ_{22} permettent de tester l'impact de l'incertitude d'inflation sur le taux de croissance du PIB réel et sur le taux d'inflation. Des valeurs (significatives) négatives et positives de ces deux coefficients soutiendraient, respectivement, les hypothèses de Friedman et de Cukierman et Metzger. Nos estimations sont effectuées conjointement sur la base des équations (2'), (4') et (5).

4. Résultats empiriques

4.1 Données et approche empirique

Les données de l'étude sont composées de l'ensemble des pays membres de l'UEMOA. Elles sont à fréquences mensuelles sur la période de 1999M1 : 2011M12 pour tous les pays hormis la Guinée Bissau. Pour cette dernière, les estimations couvrent la période de 2004M1 : 2011M12. Cela s'explique par le fait que la Guinée Bissau dispose de données manquantes sur les périodes antérieures à 2004. L'ensemble des données sont issues de la base de données économique et financière de la BCEAO. Elles couvrent l'indice harmonisé des prix à la consommation (IHPC) et l'indice de la production industrielle (IPI) comme mesure du niveau des prix et de l'output dans la zone UEMOA. Nous considérons que le PIB réel est estimé par l'indice de la production industrielle². Toutes les données sont corrigées des variations saisonnières par la méthode des moyennes mobiles³. L'inflation est mesurée par le log différentiel de l'indice des prix $[\pi_t = \log(IHPC_t / IHPC_{t-1}) \times 100]$. Le taux de croissance de la production industrielle est mesuré par la différence logarithmique de l'IPI $[y_t = \log(IPI_t / IPI_{t-1}) \times 100]$.

Pour déterminer si le taux d'inflation et la croissance de l'output suivent un processus de racine unitaire ou sont stationnaires, nous avons recours aux différents tests de racine unitaire et de moyenne stationnaire. Pour cela, les tests de racine unitaire sont estimés en appliquant les tests de Dickey-Fuller augmenté (ADF) et de Phillips-Perron (PP). Les

² Dans un cadre VAR, Gambacorta, Hofmann et Peersman (2012) ont eu recours à l'indice de la production industrielle comme substitut du PIB réel.

³ Correction effectuée par l'auteur.

statistiques de Dickey Fuller et de Phillips-Perron testent l'hypothèse nulle de racine unitaire contre l'hypothèse alternative que la variable testée est une moyenne stationnaire. Par ailleurs, plusieurs travaux (par exemple, ceux de DeJong et al. (1992)) ont montré que le test de Dickey Fuller a un faible pouvoir prédictif en distinguant entre l'hypothèse nulle et l'hypothèse alternative. Ces études soulignent qu'il serait utile de rendre plus performants les tests d'hypothèse nulle de moyenne stationnaire pour déterminer si les variables sont stationnaires ou intégrées. Ainsi, des tests de moyenne stationnaire sont effectués en se basant sur la procédure fournie par Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (1992) (connue sous le nom KPSS). Les résultats de ces tests sont reportés dans le tableau 1.

Les tests de racine unitaire rejettent dans leur globalité l'hypothèse nulle d'une racine unitaire à des niveaux de significativité à 1 % impliquant que nous puissions considérer le taux d'inflation et le taux de croissance de l'indice de production comme étant des processus stationnaires dans tous les pays de l'UEMOA. Ce résultat est conforté par le test de KPSS qui teste l'hypothèse nulle de moyenne stationnaire contre l'hypothèse alternative de moyenne non stationnaire. Selon ce test, l'inflation et le taux de croissance de l'indice de production acceptent l'hypothèse nulle de moyenne stationnaire à des niveaux de significativité de 1 %.

Par la suite, le tableau 2 présente les résultats de l'estimation GARCH (1,1) sur l'UEMOA. Le recours à la méthodologie de Box et Jenkins nous permet de retenir un processus AR (12) pour l'équation du taux d'inflation. En ce qui concerne l'équation du taux de croissance du PIB réel, nous avons retenu différents processus : AR(1), AR(2), AR(4) et AR(7). Afin de réaliser un test d'effet ARCH, la première étape consiste à récupérer les résidus de l'équation de la moyenne (équation 1 pour l'inflation et équation 3 pour le taux de croissance de l'indice de production). La statistique de Ljung-Box sur les résidus au carré permet de détecter la présence d'un effet ARCH. Si le modèle ARCH est correctement spécifié, alors les résidus au carré corrigés de l'hétéroscédasticité devraient être non corrélés. Le modèle GARCH (1,1) appliqué à l'UEMOA permet à la moyenne conditionnelle de dépendre de sa propre variance conditionnelle. Ainsi, la variance moyenne à long terme de l'inflation impliquée par l'équation (2') est de 0,781⁴, ce qui correspond à une volatilité mensuelle de l'inflation dans l'UEMOA de 0,884⁵.

Au regard des résultats de l'équation de la variance pour l'inflation dans la zone UEMOA, les coefficients associés sont tous significatifs et positifs aux différents seuils de 1

⁴ La variance de long terme de l'inflation est calculée comme suit : $\frac{0,057}{1 - 0,506 - 0,421}$

⁵ $\sqrt{0,781}$

et 5 %. Par ailleurs, on notera que la somme des coefficients ARCH (1) et GARCH (1) est très proche de 1 (0,506+0,421). La contrainte sur les coefficients GARCH(1,1) étant respectée. En ce qui concerne l'équation du taux de croissance du PIB réel dans la zone UEMOA, seul le coefficient associé à la variance conditionnelle est significatif au seuil de 1 %. Les coefficients ARCH et GARCH présentent des signes positifs et leur somme est proche de 1 (0,918). Ceci témoigne d'un phénomène de persistance dans la variance conditionnelle. Ces résultats montrent également que l'information qui découle des équations du taux d'inflation et du taux de croissance du PIB réel reste importante pour les prévisions des variances conditionnelles pour le long terme.

Les tableaux 3(a) et 3(b) reportent les paramètres estimés des équations de la variance pour l'ensemble des pays de l'UEMOA pour le taux d'inflation et pour le taux de croissance du PIB réel. Le choix de Nelson et Cao est retenu pour l'estimation de la variance conditionnelle. Cela s'explique par le fait que dans plusieurs pays de l'Union un processus GARCH (1, 1) viole la contrainte de Bollersév. Sur l'ensemble des paramètres estimés, les contraintes imposées par Nelson et Cao sont respectées.

Il convient ensuite de vérifier que les résidus des équations de la moyenne ne sont pas corrélés. Pour cela, nous procédons au test de Ljung-Box qui consiste à identifier le processus de bruit blanc des résidus. Nous avons calculé la statistique Q de Ljung-Box avec 12 retards pour les résidus en niveau et au carré⁶. On teste l'hypothèse nulle de bruit blanc contre l'hypothèse alternative présence de corrélation des résidus. On sait que la Q statistique de Ljung-Box suit une loi de χ^2 (H – p – q) degrés de liberté⁷. L'hypothèse nulle est acceptée dès lors que la Q statistique de Ljung-Box est inférieure au χ^2 . L'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation des résidus est acceptée pour l'ensemble des pays (tableaux 3(a) et 3(b)). Les erreurs des modèles (1 et 3) ne sont pas corrélées ce qui justifie une bonne spécification des modèles et capture la distribution conjointe des perturbations.

4.2 L'impact de l'incertitude macroéconomique sur l'inflation et sur le taux de croissance de la production industrielle

Le tableau 4 présente les résultats des tests de causalité de Granger entre variables d'incertitudes et celles macroéconomiques. Dans le panel (A), l'hypothèse de Friedman concernant les effets négatifs de l'incertitude de l'inflation sur la croissance est acceptée

⁶ Q_{12} est le 12^{ème} ordre du test de Ljung-Box sur les résidus. Q_{12}^2 est le test de Ljung-Box sur les résidus au carré. La valeur critique au niveau de significativité de 5 % lue sur la table de la loi de χ^2 est de 21,026. Les chiffres en parenthèses sont les p-values.

⁷ $Q = n(n + 2) \sum_{k=1}^H \frac{\hat{\rho}_k^2(\hat{u}_t)}{n - k}$

pour trois pays de l'Union (le Bénin, le Burkina et la Guinée Bissau). Pour ces trois pays, un niveau élevé de l'incertitude d'inflation semble être coûteuse pour la croissance. L'hypothèse de Friedman est acceptée à des niveaux très significatifs de 1, 10 et 5 % pour la Guinée Bissau pour les ordres de retard 4, 8 et 12. Elle est acceptée au Bénin à des niveaux de significativité de 5 et de 10 % pour les ordres de retard 4, 8 et 12. L'inflation incertaine sape le niveau de la croissance au Burkina à un niveau de significativité de 10 % pour les retards d'ordre 4 et 12. L'argument en faveur de l'hypothèse de Friedman est que l'incertitude accrue sur le taux d'inflation entrave l'efficacité du mécanisme des prix conduisant, de ce fait, à des effets négatifs sur le taux de croissance du PIB réel.

En revanche, l'inflation incertaine peut conduire à un niveau élevé de la croissance économique en Côte d'Ivoire (pour un retard d'ordre 4) et au Sénégal (pour des retards d'ordre 8 et 12). Les résultats obtenus pour ces deux pays soutiennent l'argument de Dotsey et Sarte (2000) selon lequel, en raison de l'aversion au risque et par motif de précaution, plus d'incertitude d'inflation augmente le niveau de l'épargne et par conséquent l'investissement et la croissance. Dans un article similaire, N'diaye et Konté (2012) ont montré que l'incertitude d'inflation affecte négativement la croissance au Burkina Faso, au Niger et au Sénégal. Ils détectent une relation positive entre l'inflation incertaine et le niveau du PIB en Côte d'Ivoire et au Mali.

Le panel (B) présente les résultats de l'analyse avec l'hypothèse nulle que l'incertitude d'inflation ne cause pas le niveau de l'inflation. Il apparaît que l'inflation incertaine n'affecte pas le niveau de l'inflation dans tous les des pays de l'Union. En d'autres termes, l'hypothèse de Cukierman-Meltzer est rejetée dans la zone UEMOA. Ni l'hypothèse de Cukierman-Meltzer concernant les effets positifs de l'incertitude nominale sur le niveau de l'inflation, ni celle de Holland (1995) qui montre une relation négative entre l'incertitude et le niveau de l'inflation n'est soutenue dans la zone UEMOA où l'inflation est indépendante des variations de son incertitude. L'intuition derrière ces résultats sur le panel (B) et confirmée par le panel (A) du tableau 6 est que l'inflation a des coûts réels à travers son impact sur l'incertitude. Dans la zone UEMOA, c'est l'inflation qui affecte son incertitude et non le contraire. Diverses raisons peuvent l'expliquer. D'abord, pour assurer l'indépendance de la BCEAO, l'objectif de celle-ci doit être d'adopter une politique d'ancrage du niveau des prix au sein de l'union. Une telle politique lui permettrait d'avoir la capacité d'abaisser les coûts réels en réduisant l'inflation lorsque l'incertitude augmente. Une politique de ciblage de niveau des prix augmenterait le trio indépendance-transparence-responsabilité de la banque centrale ce qui pourrait permettre de réaliser un effet de causalité entre l'incertitude de l'inflation et le niveau du taux d'inflation.

Ensuite, le ciblage du niveau général des prix présente un double mérite. Premièrement, il favorise une moindre incertitude quant à l'évolution à long terme du niveau général des prix par comparaison avec un régime de ciblage de l'inflation. Deuxièmement, il permet une plus grande stabilité potentielle de l'activité économique et de la hausse des prix dans une situation de basse inflation. Comme le souligne Soumaré (2009), lorsque les taux d'intérêt avoisinent la limite zéro, les anticipations d'inflation devraient être revues à la hausse, ce qui devrait entraîner une baisse des taux d'intérêt réels. La baisse des taux réels stimule la dépense et contribue à la reprise de l'activité économique. Le maintien de la stabilité monétaire reste la mission fondamentale de la BCEAO. Dans un système de monnaie fiduciaire, la hausse des prix est largement déterminée par les anticipations des agents économiques. C'est pourquoi le rôle des autorités monétaires est d'en assurer le bon ancrage, au niveau souhaité. Pour cela, comme nous l'avons déjà souligné, un objectif quantifié de hausse des prix doit être publié, la stratégie de politique monétaire retenue pour l'atteindre précisée.

Dans le panel (C), nous considérons l'effet accru de l'incertitude réelle sur le taux de croissance. Il y a un argument attribuable à Black Fisher (1987) qui implique une relation positive entre la volatilité du taux de croissance et le taux de croissance. L'effet de Black est soutenu à des niveaux très significatifs de 1 % pour le Niger. De 1, 5 et 10 % pour le Burkina Faso et de 5 % pour les ordres de retard 8 et 12 pour l'UEMOA. L'interaction positive entre l'output incertain et la croissance du PIB réel peut s'expliquer par le fait que plus il y a un grand degré d'incertitude sur la productivité future des investissements, plus la prime de risque sur les projets d'investissement sera élevée. L'investissement étant un facteur clef de la croissance, plus il est risqué, plus le taux de rentabilité attendu est élevé pour compenser la prime de risque. On peut étayer notre argumentation en affirmant que ceci est basé sur l'hypothèse que les choix technologiques sont faits à partir d'un ensemble de possibilités où le taux de rendement moyen est positivement corrélé à la volatilité du rendement et que la technologie qui produit une croissance moyenne plus rapide est intrinsèquement plus risquée.

En revanche, l'hypothèse nulle que l'incertitude réelle ne cause pas le taux de croissance du PIB réel est acceptée pour six pays de l'Union. L'échec d'un tel effet de l'incertitude réelle sur la croissance trouve son explication dans la théorie des cycles réels. Celle-ci montre qu'il peut exister une certaine indépendance entre l'incertitude de l'output et la croissance lorsque les déterminants des deux variables se dissocient. Le panel (D) montrant la théorie de Devereux (1989) en ce qui concerne l'impact de l'incertitude réelle sur le taux d'inflation est rejeté dans la quasi-totalité des pays de l'Union à l'exception du Niger

et du Togo (ordre 4). On en déduit que le rejet d'un effet direct est en accord avec l'absence d'un effet indirect constaté par le biais de changement dans l'incertitude d'inflation

4.3 La dynamique inflation-croissance

Concernant l'impact de la croissance sur l'inflation, le panel (A) du tableau 5 fait apparaître l'absence d'un tel effet en Côte d'Ivoire, en Guinée Bissau, au Mali, au Niger et au Togo. On observe une faible relation en faveur d'un effet de courbe de Phillips pour le Sénégal (d'ordre 4), alors que cet effet est largement soutenu au Bénin. Le Burkina Faso étant la seule exception. Pour ce dernier, l'effet négatif, bien qu'il soit faible, détecté entre le taux de croissance et le niveau de l'inflation est à contre-courant d'un effet de la courbe de Phillips à court terme. Un choc positif de la demande se traduit par une hausse des prix. Le résultat sur le Burkina s'explique par le fait que le modèle traditionnel de la courbe de Phillips a du mal à bien expliquer l'évolution de l'inflation dans ce pays. Plusieurs facteurs peuvent être pris en compte. L'arbitrage entre croissance et inflation a été modifiée par des changements structurels, notamment en relation avec la libéralisation des marchés. Une utilisation accrue des capacités de production devrait conduire à une hausse du taux d'inflation et non à un recul. Comme le suggère Briault (1995), une croissance élevée résulterait d'un taux d'inflation élevé dans le futur.

Il ressort des tests de causalité que le niveau de l'inflation n'a pas d'effet réel pour la majorité des pays de l'UEMOA (panel B). Un choc positif sur les prix n'affecte pas le niveau de la production dans le long terme⁸. Seul le Burkina Faso présente une corrélation négative et très significative entre le taux d'inflation et le taux de croissance. L'effet de causalité au Burkina montre qu'un niveau d'inflation élevé a un impact négatif (direct) sur le taux de croissance du PIB réel. Ce résultat sur le Burkina Faso est conforme avec la littérature (par exemple, Barro, 1996). L'inflation a un coût et celui-ci se répercute sur le niveau de consommation des ménages. Il en est de même pour les anticipations inflationnistes qui affectent le niveau de l'investissement suite à la remontée des taux d'intérêt nominaux. Cet effet négatif et direct est conforme avec un impact indirect, comme le montrent les tableaux 4 et 6, l'inflation affecte positivement son incertitude (l'hypothèse de Friedman-Ball), de même que l'incertitude nominale affecte négativement le taux de croissance du PIB réel (hypothèse de Friedman).

Sur ce point, Fisher (1996) en étudiant un ensemble de pays sur la période 1965-1994, dont trois Etats africains : la Sierra Léone, le Zaïre et l'Uganda, trouve que la corrélation simple entre l'inflation et la croissance est négative et statistiquement

⁸ Concernant la zone UEMOA, ce résultat semble surprenant dans la mesure où l'absence de relation de long terme entre inflation et croissance n'est pas consensuelle. Les travaux de Blanchard et Quah (1989) montrent que les chocs d'offre ont un effet permanent sur l'output.

significative. Mais, la relation n'est pas robuste et sa significativité est sensible au degré du taux l'inflation. Il note qu'on observe une corrélation négative entre le niveau de l'inflation et la croissance mais que celle-ci est non significative pour les pays qui présentent des taux d'inflation moyens en deçà de 40 %, mais significative pour les pays qui ont des taux d'inflation moyens en dessous de 10 %.

Le panel (C) analyse l'effet de causalité entre l'inflation incertaine et la croissance incertaine. Il apparaît que seule le Togo soutienne de façon robuste l'hypothèse de Taylor⁹. Un effet Taylor est accepté de façon moins soutenue au Niger (ordre 4) et en Guinée Bissau (ordre 12). Ces résultats révèlent qu'il peut y avoir un arbitrage de long terme entre les fluctuations de l'output et celles de l'inflation. Les fluctuations de l'activité économique pour ces trois pays (surtout au Togo) peuvent être réduites à la condition que la variabilité de l'inflation augmente. En revanche, une variation de l'incertitude nominale peut avoir des conséquences sur les fluctuations de l'output en Guinée Bissau (ordres de retard 4 et 8). La conséquence est que la hausse de l'incertitude nominale est assimilée à un choc d'offre qui provoque des modifications des conditions de l'offre à court terme et de la production potentielle. La hausse de l'incertitude nominale pousse les entreprises Bissau guinéenne à anticiper une augmentation des capacités de production entraînant, de ce fait, une réaction positive de l'output incertaine. Une autre explication à cet effet positif entre l'incertitude d'inflation et l'incertitude réelle pourrait être assimilée au fait qu'un niveau d'inflation élevé est susceptible de rendre difficile pour les producteurs guinéens de faire la distinction entre les modifications de demande nominale et réelle. La conséquence est que cela conduit à une hausse de la variabilité des prix relatifs. Pour le reste, l'incertitude d'inflation n'impacte pas trop les fluctuations de l'output.

Les fluctuations de l'inflation répondent favorablement à une hausse de l'incertitude réelle au Togo (panel (D)). L'effet Devereux étant soutenu pour les retards d'ordre 4, 8 et 12 et il est aussi accepté en Côte d'Ivoire pour un ordre de retard 12. On peut assimiler cet effet au fait qu'une politique accommodante qui s'appuie sur un choc de demande est inappropriée car elle rend le niveau général des prix et l'activité économique plus volatiles. Le processus d'ajustement des prix et des salaires étant plus rapide.

4.4 Les conséquences des variables économiques sur les variables d'incertitude

Le tableau 6 reporte les résultats des tests de causalité de Granger de l'impact des modifications de l'inflation et du taux de croissance du PIB réel sur les incertitudes

⁹ Il est logique de préciser ici que l'hypothèse de Taylor fait référence à l'arbitrage entre variabilité de l'inflation et variabilité de l'output. Bien qu'il existe une différence notable entre variabilité et incertitude, la littérature économique fait souvent référence à l'effet de Taylor en expliquant l'arbitrage entre incertitude d'inflation et incertitude de la croissance.

macroéconomiques. Suivant les résultats présentés dans le panel (A), les hypothèses de Friedman (1977) et de Ball (1992) sont vérifiées dans l'UEMOA. Un niveau élevé (faible) du taux d'inflation aurait tendance à accroître (diminuer) son incertitude dans tous les pays de l'Union sauf le Togo. L'explication réside sur le fait qu'une augmentation du taux d'inflation peut conduire à une réponse politique erratique de la part des autorités monétaires. La conséquence étant que cela pourrait entraîner plus d'incertitude sur le taux d'inflation future. On peut également noter que l'inflation future peut être incertaine même à des niveaux très bas du taux d'inflation. L'analyse graphique présentée en annexe montre que la zone UEMOA a connu des phases de recul du taux d'inflation à des niveaux en deçà de zéro. La conséquence est que les coûts générés par la déflation sont très élevés. Alors que les autorités monétaires de la BCEAO auraient dû l'éviter en baissant les taux directeurs. Puisque les anticipations d'inflations deviennent négatives, il y a risque de voir les taux réels s'élevaient. Les dettes en terme réels augmentent rendant les entreprises de la zone UEMOA vulnérables aux chocs.

Quant au panel (B), l'impact de l'inflation sur l'incertitude réelle est faiblement positif en Côte d'Ivoire. Ce résultat sur la Côte d'Ivoire montre clairement que l'incertitude d'inflation diminue significativement le niveau de la croissance. En d'autres termes, une incertitude accrue sur le taux d'inflation augmenterait le risque associé aux projets futurs donc ce qui pourrait ralentir le niveau de l'investissement et donc la croissance. On peut dire que ce résultat soutient les hypothèses de Taylor et de Friedman et confirme que l'inflation a un impact négatif sur l'incertitude réelle. En revanche, l'absence d'un effet de Taylor dans les autres pays de l'Union, corroborée par les résultats présentés dans le tableau 5 panel (C), est compatible avec le rejet d'un effet de causalité entre l'inflation et l'incertitude réelle. Autrement dit, l'échec d'un effet direct du niveau de l'inflation sur l'output incertaine est en accord avec l'absence d'un effet indirect qui fonctionne à travers le canal de l'incertitude nominale.

Concernant le panel (C) du tableau 6, la croissance du PIB réel a un effet faiblement positif sur l'inflation incertaine au Niger (ordre 4). Pour ce pays, on peut considérer qu'un taux de croissance du PIB réel élevé tend à accroître le taux d'inflation suivant l'effet de la courbe de Phillips, et de ce fait, l'incertitude d'inflation, comme prédit par l'hypothèse de Friedman. Dans cette veine, l'impact de la croissance de l'output sur l'inflation incertaine est positif. Ce résultat est conforme avec la littérature puisqu'un choc positif de la demande augmente la volatilité de l'inflation.

En dernier lieu, le panel (D) analyse l'effet de causalité entre le taux de croissance du PIB réel et son incertitude. Le signe de l'effet reste ambigu. L'hypothèse nulle de non

causalité entre le taux de croissance et l'incertitude réelle est rejetée à des niveaux très significatifs (et négatifs) de 1 % au Burkina Faso et au Togo. La relation est faiblement négative en Côte d'Ivoire et au Sénégal (ordre 4 au seuil de 10%). Théoriquement parlant, l'impact de la croissance économique sur l'incertitude réelle dépend de l'interaction de trois facteurs : la courbe de Phillips, l'hypothèse de Friedman et celle de Taylor. La corrélation négative détectée au Togo est compatible avec celle du panel (C) du tableau 5 confirmant, de ce fait, l'effet de Taylor. La croissance affecte positivement son incertitude dans trois de l'Union : le Mali, le Niger et la Guinée Bissau.

5. Conclusion et recommandations

Cet article s'intéresse à un élément essentiel en macroéconomie, la réponse des variables macroéconomiques à l'incertitude. La réponse de l'inflation et de la croissance de l'output aux incertitudes macroéconomiques a été analysée dans le cadre d'un processus BGARCH associé à un modèle VAR au sein de l'UEMOA. Notre approche économétrique consistait d'abord à estimer un processus GARCH qui a permis de mesurer la variable d'incertitude. Ensuite, avec cette variable d'incertitude, nous avons estimé un VAR dans lequel la volatilité de la variable macroéconomique est considérée comme variable exogène. On en tire un certain nombre de conclusions pour la majorité des pays composant l'UEMOA.

En premier lieu, nous trouvons que l'inflation incertaine a des répercussions négatives sur la croissance comme prédit par Friedman (1977) dans certains pays de l'union. Une forte incertitude du taux d'inflation réduit le niveau de la croissance au Bénin, au Burkina et en Guinée Bissau. Dans d'autres cas, une incertitude sur les fluctuations de l'inflation dans le futur peut pousser les agents économiques à augmenter le niveau de l'épargne et par conséquent l'investissement et la croissance. Dans deux pays de l'UEMOA (Côte d'Ivoire et Sénégal), une forte incertitude nominale a un effet réel positif sur la croissance par le biais de l'épargne.

Toutefois, rien ne démontre que l'inflation incertaine conduise les autorités monétaires de l'union à augmenter le taux d'inflation moyen. L'hypothèse nulle que l'incertitude d'inflation n'affecte pas le taux d'inflation est acceptée pour l'ensemble des pays de l'UEMOA. En d'autres termes, l'hypothèse de Cukierman-Meltzer est difficile à accepter. Lorsque l'incertitude nominale augmente, la BCEAO ne réagit pas en augmentant le niveau de l'inflation. En revanche, un fort taux d'inflation augmente l'inflation incertaine dans tous les pays de l'UEMOA. Puisque le taux d'inflation étant plus facile à mesurer et à contrôler que son incertitude, lorsque le taux d'inflation augmente, la BCEAO a intérêt à réduire les coûts réels induits par cette hausse. Nous soutenons la thèse selon laquelle l'objectif de la BCEAO devrait tendre vers une politique d'ancrage du niveau des prix. Cela lui assurerait plus

d'indépendance et plus de transparence dans sa politique de lutte contre les coûts élevés de l'inflation. Une politique d'ancrage du niveau général des prix présente un double avantage. Il privilégie une faible incertitude quant à l'évolution à long terme du niveau général des prix par comparaison avec un régime de ciblage de l'inflation. Ensuite, il permet une plus grande stabilité potentielle de l'activité économique et de la hausse des prix dans une situation de basse inflation.

Il y a un manque de consensus entre les économistes sur les effets de l'incertitude réelle sur la croissance. La littérature économique nous offre trois cas de figure. Le premier concerne la théorie des cycles réels qui stipule qu'il n'existe aucun lien entre l'incertitude réelle et la croissance de l'output. Keynes lui trouve une relation négative. Black pense que les investissements dans des technologies risquées seront poursuivis à la seule condition que les rendements anticipés sur ces investissements soient assez élevés pour compenser la prise de risque. L'incertitude réelle affecte donc positivement le niveau de la croissance. Au sein de l'UEMOA, on observe une interaction positive entre l'incertitude réelle et la croissance de l'output au Burkina Faso et au Niger. Dans la mesure où les investissements les plus risqués étant a priori les plus rentables, lorsqu'on les privilégie, on peut s'attendre à un taux de croissance plus élevé dans le futur.

L'incertitude d'inflation est un déterminant négatif de l'incertitude réelle au Togo et dans une moindre mesure au Niger et en Guinée Bissau (effet de Taylor). Le Togo est le seul pays de l'union qui vérifie à la fois l'effet de Taylor (arbitrage entre inflation incertaine et output incertain) et l'effet de Devereux (interaction positive entre output incertain et inflation incertaine). La volatilité de l'output peut être réduite à la condition que celle de l'inflation augmente.

Concernant les effets de la croissance sur son incertitude, les économistes ont du mal à s'accorder sur les signes de causalité. Certains lui trouvent un effet positif et d'autres pensent qu'une augmentation de la croissance a un impact négatif sur son incertitude. La croissance agit positivement sur son incertitude en Guinée Bissau, au Mali et au Niger. Alors qu'une augmentation de la croissance de l'output peut réduire sa volatilité au Burkina Faso, en Côte d'Ivoire, au Sénégal et au Togo. Les résultats de l'étude ont une implication claire de la politique monétaire de la BCEAO. Dans le souci de minimiser les perturbations sur les décisions de politique économique causées par l'inflation et son incertitude, la BCEAO devrait continuer à travailler pour le maintien de la stabilité des prix.

Références bibliographiques

- Akaike H. (1970): "Autoregressive Model Fitting for Control". *Annals of the Institute of Statistical mathematics* 22, pp 163-180.
- Apergis N. (2005): "Inflation Uncertainty and Growth: Evidence from Panel Data" *Australian Economic Papers*, June pp 186-197.
- Apergis N. (2004): "Inflation, Output Growth, Volatility and Causality: Evidence from Panel Data and the G7 Countries" *Economics Letters* 83, pp 185-191.
- Baillie R. T., Chung C. F. and Tieslau M. A. (1996): "Analysing Inflation by the Fractionally Integrated ARFIMA-GARCH Model" *Journal of Applied Econometrics*, volume 11, pp 23-40.
- Ball L. (1992): "Why Does High Inflation Raise Inflation Uncertainty" *Journal of Monetary Economics*, volume 3, pp 371-378.
- Barro, R. J. (1996): "Inflation and Growth", *Review Federal Reserve Bank of Saint Louis*, May, June.
- Berument H. & Dincer N.N. (2005): "Inflation and Inflation Uncertainty in the G-7 Countries" *Physica A* 348, pp 371-379.
- Black F. (1987): "*Business Cycles and Equilibrium*" Basil Blackwell, New York.
- Blackburn K. (1999): "Can Stabilisation Policy Reduce Long-run Growth?" *Economic Journal*, volume 109, pp 67-77.
- Blackburn K. & Pelloni A (2005): "Growth, Cycles and Stabilisation Policy", *Oxford Economic Papers*, volume 57, pp 262-282.
- Bollerslev T. (1986): "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity" *Journal of Econometrics*, volume 31, pp 307-327.
- Bradley K. W. (2006): "The Links between Inflation, Inflation Uncertainty and Output Growth: New time series evidence from Japan" *Journal of Macroeconomics*, volume 28, pp 609-620.
- Briault C. (1995): "The Costs of Inflation" *Quarterly Bulletin* Bank of England, February.
- Cecchetti S & Ehrmann M. (1999): "Does inflation Targeting Increase Output Volatility? An International Comparison of Policymakers' Preference and Outcomes" *NBER Working Paper* n°7426.

- Chua C.L., Kim D. & Suardi S. (2011): "Are Empirical Measures of Macroeconomic Uncertainty Alike" *Journal of Economic Surveys*, volume 25 n°4, pp 801-827.
- Clarida R., Gali J. & Gertler M. (1999): "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective" *Journal of Economic Literature*, volume 37, pp 1661-1707.
- Cukierman A. & Meltzer A. (1986): "A Theory of Ambiguity, Credibility, and Inflation under Discretion and Asymmetric Information" *Econometrica*, volume 54, pp 1099-1128.
- DeJong D. N., John C. N., Savin N.E. & Whiteman C.H. (1992): "Integration Versus Trend Stationarity in Time Series" *Econometrica*, volume 60 (March), pp 423-33.
- Devereux M. (1989): "A Positive Theory of Inflation and Inflation Variance", *Economic Inquiry*, vol. XXVII, January, pp 105-116.
- Dickey F. & Fuller W. A. (1979): "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root" *Journal of American statistical Association* 74, pp427-431.
- Dickey F. & Fuller W. A. (1981): "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root" *Econometrica* 49, pp 1057-1072.
- Dotsey M., Sarte P. (2000): "Inflation Uncertainty and Growth in a Cash-in-Advance Economy" *Journal of Monetary Economics*, issue 45, pp 631-655.
- Engle R. F. (2001): "GARCH 101: The Use of ARCH/GARCH Models in Applied Econometrics" *Journal of Economic Perspectives*-volume 15, number 4-fall-pp 157-168.
- Engle R. F. & Granger C.W.J. (1987): "Co-integration and Error Correction Representation, estimating and testing", *Econometrica*, vol.55, pp 251-276.
- Fountas S. (2010): "Inflation, Inflation Uncertainty and Growth: are they related?" *Economic Modelling*, volume 27, Issue 5, September, pp 896-899.
- Fountas S. & Karanasos M. (2007): "Inflation, Output Growth, and Nominal and Real Uncertainty: Empirical Evidence for the G7" *Journal of International Money and Finance*, issue 26, pp 229-250.
- Fountas S., Karanasos M., Kim J. (2006): "Inflation Uncertainty, Output Growth Uncertainty and Macroeconomic Performance" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, volume 68, issue 3, pp 319-343.
- Fountas S, Karanasos M., Kim J. (2002): "Inflation and Output Growth Uncertainty and their Relationship with Inflation and Output Growth" *Economics Letters*, issue 75, pp 293-301.
- Friedman M. (1977): Nobel Lecture "Inflation and Unemployment", *Journal of Political Economy*, 85, pp 451-472.
- Gylfason T & Herbertsson T. (2001): "Does Inflation Matter for Growth?" *Japan and the World Economy*, volume 13, pp 405-428.

- Golob J.E. (1994): "Does Inflation Uncertainty Increase with Inflation?" *Economic Review* Third Quarter Federal Reserve Bank of Kansas City, pp 27-38.
- Grier K.B., Henry O.T., Olekalns N. & Shields K. (2004): "The Asymmetric Effects of Uncertainty on Inflation and Output Growth", *Journal of Applied Econometrics*, issue 19, pp 551-565.
- Grier K.B. & Perry M.J. (1998): "On inflation and Inflation Uncertainty in the G7 Countries" *Journal of International Monetary and Finance*, volume 17, pp 671-689.
- Holland S. (1995): "Inflation and Uncertainty: tests for Temporal ordering" *Journal of Money, Credit and Banking*, volume 27, pp 827-837.
- Jansen D.W. (1989): "Does inflation Uncertainty Affect Output Growth? Further Evidence" *Federal Reserve Bank of Saint Louis Review* volume 71 n°04, July/August, pp 43-54.
- Keynes J.M. (1936): "Théorie Générale de l'Emploi, de l'Intérêt et de la Monnaie" *Bibliothèque Scientifique Payot*, 1990.
- Klump R (2003): "Inflation, Factor Substitution and Growth" *European Central Bank, Working Paper* n°280.
- Kwiatkowski D., Phillips P. C. B., Schmidt P. & Shin Y. (1992): "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root" *Journal of Econometrics*, volume 54 (October-December) pp 159-178.
- Lee J. (2010): "The Link between Output Growth and Volatility: Evidence from a Garch Model with Panel Data" *Economics Letters* volume 106, pp 143-145.
- Logue D. & Sweeney R. (1981): "Inflation and Real Growth: some empirical results", *Journal of Money, Credit and Banking*, volume 13, pp497-501.
- N'diaye C.T., Konte M.A. (2012): "Incertitude de l'inflation et croissance économique: le cas de l'UEMOA" *Document de Recherche* n°2012-17, Laboratoire d'Economie D'Orléans.
- Nelson D.B. & Cao C. Q. (1992): "Inequality Constraints in the Univariate GARCH Model" *Journal of Business & Economic Statistics*, volume 10 n°02 April, pp 229-235.
- Okun A (1971): "The Mirage of Steady Inflation", *Brookings Papers on Economic Analysis*, volume 2, pp 435-498.
- Pindyck R. (1991): "Irreversibility, Uncertainty, and Investment" *Journal of Economic Literature*, volume 29, pp 1110-1148.
- Rotemberg J. J. & Woodford M. (1999): "Interest Rate Rules in an Estimated Sticky Price Model". In *Monetary Policy Rules*, edited by John B. Taylor, NBER- Business Cycles Series, Volume 31, pp 57-126.
- Sims C.A. (1980): "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, n°48, pp 1-48.

- Sims C.A. (1992): "Interpreting the Macroeconomics Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy", *European Economic Review* n°36, pp-975-1000.
- Soumare I. (2009): "La Politique Monétaire à Taux Zéro et ses Implications sur Les Marchés Financiers: le cas de la Banque du Japon", *Thèse Doctorat en Sciences Economiques*, Université de Rouen, décembre.
- Taylor B. J. (1979): "Estimation and Control of a Macroeconomic Model with Rational Expectations" *Econometrica*, volume 47, pp 1267-1286.
- Temple J. (2000): "Inflation and Growth: stories short and tall", *Journal of Economic Surveys*, volume 4, pp 395-426.

Tableau 1 : Tests de racine unitaire et de moyenne stationnaire

	ADF		PP		KPSS	
	π_t	y_t	π_t	y_t	π_t	y_t
ZONE UEMOA	-11,41{A}	-9,55{A}	-11,4{A}	-23,6{A}	0,064{A}	0,387{A}
BENIN	-14,15{A}	-15,38{A}	-14,2{A}	-20,4{A}	0,026{A}	0,077{A}
BURKINA FASO	-14,16{A}	-14,75{A}	-14,1{A}	-28,9{A}	0,057{A}	0,197{A}
COTE D'IVOIRE	-10,39{A}	-12,18{A}	-13,3{A}	-21,1{A}	0,036{A}	0,214{A}
GUINEE BISSAU	-9,68{A}	-9,51{A}	-9,68{A}	-16,2{A}	0,078{A}	0,135{A}
MALI	-11,06{A}	-15,31{A}	-11{A}	-18,9{A}	0,13{A}	0,095{A}
NIGER	-11,44{A}	-13,68{A}	-11,4{A}	-35,2{A}	0,054{A}	0,460{A}
SENEGAL	-13,18{A}	-15,55{A}	-13,2{A}	-46,9{A}	0,106{A}	0,149{A}
TOGO	-12,09{A}	-15,71{A}	-12,1{A}	-38,9{A}	0,079{A}	0,190{A}

Note :{A} stationnaire en niveau I(0) au seuil de 5 %. π_t est le taux d'inflation calculé comme suit : $\pi_t = \log(IHPC_t / IHPC_{t-1}) \times 100$. Avec IHPC (indice harmonisé des prix à la consommation). y_t , le taux de croissance de la production industrielle tel que $y_t = \log(IPI_t / IPI_{t-1}) \times 100$. IPI (indice de la production industrielle). Les tests ADF et PP testent l'hypothèse nulle de racine unitaire contre l'hypothèse alternative de stationnarité. On accepte l'hypothèse nulle si la probabilité associée est inférieure au seuil critique de 5 %. Les tests de racine unitaire sont effectués en estimant la régression de Dickey Fuller augmenté (ADF) de la forme suivante :

$X_t = \alpha_0 + \rho X_{(t-1)} + \sum_{s=1}^k \alpha_{1s} \Delta X_{(t-s)} + \varepsilon_{(t)}$, où X est la variable pertinente, ε est un terme

d'erreur et k est le nombre de retard de la variable X nécessaire pour rendre ε_t non corrélé. Si $\rho = 1$, la variable X a une racine unitaire. L'hypothèse nulle $\rho = 1$ est testée en utilisant la statistique de student. L'ordre du retard (k) utilisé dans les tests est choisi en employant la procédure indiquée par le critère d'information d'Akaike (AIC) dû à Akaike (1970). KPSS : les valeurs critiques de Kwiatkowski–Phillips–Schmidt et Shin sont fournies par Kwiatkowski et al. (1992). Le test statistique \hat{n}_u qui teste l'hypothèse nulle que la variable suit un processus stationnaire ou est une moyenne stationnaire est présenté de la façon suivante : $\hat{n}_u = \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T S_{(t)}^2 / \hat{\sigma}_k^2$. Les valeurs critiques de 5 % des tests de racine unitaire ADF et PP et de moyenne stationnaire sont fournies par MacKinnon (1991). Puisque la distribution asymptotique des t statistic de PP est la même que celle de ADF et par conséquent, les valeurs critiques de MacKinnon (1991) sont applicables pour les deux tests de racine unitaire.

Tableau 2 : Modèle bivarié AR (p) GARCH (p, q): Données de l'UEMOA.

A) Equation d'inflation UEMOA

EQUATION DE LA MOYENNE

$$\pi_t = 0,270 - 0,166 \pi_{t-12} + \varepsilon_{\pi,t}$$

(6,737)*** (3,701)***

EQUATION DE LA VARIANCE

$$\sigma^2_{\pi} = 0,057 + 0,506 \varepsilon^2_{\pi,t-1} + 0,421 \sigma^2_{\pi,t-1}$$

(2,038)** (3,536)*** (3,084)***

$$\chi^2_{arch}^{(1)} = 0,488$$

$$\chi^2_{arch}^{(4)} = 0,822$$

$$\chi^2_{arch}^{(5)} = 0,791$$

$$R^2 = 0,019$$

$$DW = 1,91$$

$$Q_{12} = 3,616$$

(0,989)

$$Q^2_{12} = 6,791$$

(0,871)

*B) Equation taux de croissance du PIB réel UEMOA GARCH(1,1)
EQUATION DE LA MOYENNE*

$$y_t = 0,293 - 0,230y_{t-1} - 0,421y_{t-2} - 0,247y_{t-4} - 0,194y_{t-7} + \varepsilon_{y,t}$$

(0,715) (2,777)*** (4,944)*** (3,168)**** (2,787)***

EQUATION DE LA VARIANCE

$$\sigma^2_{yt} = 2,264 + 0,066\varepsilon^2_{y,t-1} + 0,852\sigma^2_{y,t-1}$$

(0,611) (1,067) (4,849)***

$$\chi^2_{arch}^{(1)} = 0,245$$

$$\chi^2_{arch}^{(4)} = 0,178$$

$$\chi^2_{arch}^{(5)} = 0,302$$

$$R^2 = 0,267$$

$$DW = 2,043$$

$$Q_{12} = 6,274$$

(0,902)

$$Q_{12}^2 = 8,744$$

(0,725)

Notes : Le tableau 2 reporte les estimations de l'équation de la moyenne par un processus AR(p) d'un modèle GARCH appliqué sur données de l'UEMOA. L'ordre (p) a été déterminé par l'étude du corrélogramme signifiant que les erreurs sont non corrélées. Le nombre de retard choisi dans nos estimations aide à blanchir les résidus. Le choix du nombre de retard a été aussi vérifié par le critère d'information de Akaike qui confirme notre choix. Les chiffres entre parenthèses représentent les z-statistics en valeur absolue. L'estimation est basée sur la période 1999M1 : 2011M12. Le taux d'inflation et le taux de croissance de l'output sont calculés par l'auteur. Au préalable, les données ont été corrigées des variations saisonnières par la méthode des moyennes mobiles. ***/**/* significativité aux différents seuils de 1, 5 et 10 %.

Tableau 3(a) : Processus GARCH (p, q) pays de l'UEMOA : taux d'inflation

Taux d'inflation	Modèles sélectionnés	γ	α_1	α_2	α_3	α_4	β_π	Q_{12}	Q_{12}^2
BENIN	GARCH(1,1)	0,576 (3,39)***	0,601 (2,84)***				0,003 (0,021)	8,609 (0,736)	13,754 (0,317)
BURKINA FASO	GARCH(1,3)	0,056 (0,556)	0,0175 (0,1889)	0,371 (2,15)**	-0,336 (2,32)**		0,902 (4,74)***	20,879 (0,052)	8,146 (0,774)
COTE D'IVOIRE	GARCH(1,1)	0,528 (1,396)	0,070 (0,921)				0,111 (0,178)	2,831 (0,997)	0,704 (1,000)
GUINEE BISSAU	GARCH(1,3)	0,088 (1,241)	0,008 (0,046)	0,026 (0,095)	-0,081 (0,434)		0,951 (7,77)***	7,391 (0,831)	9,243 (0,682)
MALI	GARCH(1,4)	0,109 (1,580)	0,008 (0,135)	-0,043 (2,102)**	0,150 (1,564)	-0,142 (1,625)	0,901 (9,71)***	11,371 (0,497)	16,364 (0,175)
NIGER	GARCH(1,1)	0,131 (1,045)	0,008 (0,223)				0,874 (6,81)***	4,932 (0,96)	6,248 (0,903)
SENEGAL	GARCH(1,3)	0,044 (0,946)	0,033 (0,355)	-0,106 (1,099)	0,119 (2,528)*		0,863 (5,87)***	11,459 (0,490)	13,697 (0,320)
TOGO	GARCH(1,1)	0,086 (0,448)	0,030 (0,770)				0,889 (4,38)***	13,724 (0,319)	13,821 (0,312)

Note : $\pi_t = 100 * \log(IHPC_t / IHPC_{t-1})$. Taux de croissance de l'indice harmonisé des prix à la consommation. Estimation effectuée sur données de la BCEAO : 1999M1 : 2011M12. ***/**/* significativité aux différents seuils de 1, 5 et 10 %. Les chiffres entre parenthèses sont les z-statistics. Q_{12} est le 12^{ème} ordre du test de Ljung-Box sur les résidus. Q_{12}^2 est le test de Ljung-Box sur les résidus au carré. La valeur critique au niveau de significativité de 5 % lue sur la table de la loi de χ^2 est de 21,026. Les chiffres en parenthèses sont les p-values.

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^H \frac{\hat{\rho}_{k(a_i)}^2}{n-k}$$

Tableau 3(b) : Processus GARCH (p, q) : Taux de croissance du PIB réel

Taux de croissance	Modèles sélectionnés	δ	ϕ_1	ϕ_2	θ_y	Q_{12}	Q_{12}^2
BENIN	GARCH(1,2)	98,01 (1,217)	0,0075 (0,110)	-0,107 (1,236)	0,490 (1,027)	8,815 (0,719)	6,522 (0,888)
BURKINA FASO	GARCH(1,2)	24,330 (4,53)***	0,5229 (71,8)***	-0,592 (111)***	1,040 (141,5)***	21,134 (0,05)	19,393 (0,08)
COTE D'IVOIRE	GARCH(1,2)	1,449 (4,229)***	0,140 (7,43)***	-0,197 (197,4)***	1,023 (47,25)***	7,072 (0,853)	3,769 (0,987)
GUINEE BISSAU	GARCH(1,1)	64,025 (1,10)	0,208 (0,929)		0,434 (0,993)	7,275 (0,839)	9,718 (0,641)
MALI	GARCH(1,1)	165,90 (2,187)**	0,334 (2,61)***		0,221 (0,949)	12,876 (0,378)	4,790 (0,965)
NIGER	GARCH(1,1)	384,94 (2,425)**	0,393 (1,973)**		0,157 (0,746)	19,770 (0,072)	11,517 (0,485)
SENEGAL	GARCH(1,2)	0,669 (0,262)	0,038 (0,394)	-0,041 (0,421)	0,985 (31,06)***	5,716 (0,930)	15,119 (0,235)
TOGO	GARCH(1,2)	49,906 (2,841)***	0,197 (1,796)*	-0,176 (1,494)	0,606 (4,061)***	21,056 (0,050)	6,859 (0,867)

$y_t = 100 * \log(IPI_t / IPI_{t-1})$: Taux de croissance de l'indice de production en échelle logarithmique. Estimation effectuée sur données de la BCEAO sur la période 1999M1 : 2011M11. ***/**/* significativité aux différents seuils de 1, 5 et 10 %. Les chiffres entre parenthèses sont les z-statistics. Q_{12} est le 12^{ème} ordre du test de Ljung-Box sur les résidus. Q_{12}^2 est le test de Ljung-Box sur les résidus au carré. La valeur critique au niveau de significativité de 5 % lue sur la table de la loi de χ^2 est de 21,026. Les chiffres en parenthèses sont les p-values. $Q = n(n+2) \sum_{k=1}^H \frac{\hat{\rho}_k^2(\hat{a}_t)}{n-k}$

Tableau 4 : Tests de causalité de Granger entre variables d'incertitudes et variables macroéconomiques

$$Y_t = \mu + \sum_{i=1}^p \Gamma_i Y_{t-i} + \Lambda \sqrt{h_t} + \sum_{j=1}^q \Theta_j \xi_{t-j} + \xi_t$$

$$h_{\pi,t} = \gamma_{\pi} + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{\pi,t-i} + \sum_{j=1}^q \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 ; \quad h_{y,t} = \delta_y + \sum_{i=1}^p \theta_i h_{y,t-i} + \sum_{j=1}^q \phi_j \varepsilon_{t-j}^2$$

RETARDS	UEMOA	BENIN	BURKINA FASO	COTE IVOIRE	GUINEE BISSAU	MALI	NIGER	SENEGAL	TOGO
A) Ho: l'incertitude d'inflation ne cause pas au sens de Granger le taux de croissance du PIB réel									
4 retards	0,567	2,669**(-)	2,087*(-)	2,137*(+)	3,6***(-)	0,279	0,091	1,797	0,384
8 retards	0,559	1,796*(-)	1,145	0,953	1,836*(-)	0,311	0,134	2,182**(+)	0,627
12 retards	0,534	1,737*(-)	1,608*(-)	0,697	2,070**(-)	0,370	0,618	1,681*(+)	1,144
B) Ho : L'incertitude d'inflation ne cause pas le taux d'inflation									
4 retards	0,476	0,353	0,776	0,367	1,707	0,540	0,841	0,636	1,233
8 retards	0,434	0,327	1,190	0,260	1,251	0,621	0,989	0,725	1,234
12 retards	0,831	0,397	0,962	0,331	1,396	0,517	1,184	0,507	1,448
C) Ho : L'incertitude réelle ne cause pas le taux de croissance du PIB réel									
4 retards	0,727	1,152	3,56***(+)	1,003	0,391	1,005	5,214***(+)	0,423	0,939
8 retards	2,048**(+)	0,632	2,478**(+)	1,673	0,619	1,095	2,986***(+)	0,559	1,395
12 retards	1,987**(+)	1,322	1,682*(+)	1,398	0,379	0,777	2,609***(+)	0,565	1,388
D) Ho : L'incertitude réelle ne cause pas le taux d'inflation									
4 retards	0,721	1,162	0,980	0,479	1,434	0,336	0,547	0,163	0,570
8 retards	0,50	0,672	0,866	0,248	1,453	0,322	1,512	0,463	1,103
12 retards	0,731	0,788	1,531	1,036	1,314	0,787	1,681*(+)	0,843	1,777*(+)

Note: Les nombres dans la première colonne fournissent le nombre de retard pris en compte dans le processus VAR. Les chiffres présentés sont les F-statistics du test de causalité de Granger. Les signes (+) (-) indiquent que la somme des coefficients retardés de la variable de causalité dans le VAR est (positive) (négative) et significative. On teste l'hypothèse nulle d'absence d'effet de causalité contre l'hypothèse alternative de relation de causalité. L'hypothèse nulle est acceptée dès lors que la probabilité associée est supérieure aux différents seuils de 1, 5 ou 10 %, sinon on accepte l'hypothèse alternative. ***/**/* significativité aux différents seuils de 1, 5 et 10.

Tableau 5: Test de causalité de Granger entre (a) inflation et croissance et (b) incertitudes macroéconomiques

$$Y_t = \mu + \sum_{i=1}^p \Gamma_i Y_{t-i} + \Lambda \sqrt{h_t} + \sum_{j=1}^q \Theta_j \xi_{t-j} + \xi_t$$

$$h_{\pi,t} = \gamma_{\pi} + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{\pi,t-i} + \sum_{j=1}^q \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 ; \quad h_{y,t} = \delta_y + \sum_{i=1}^p \theta_i h_{y,t-i} + \sum_{j=1}^q \phi_j \varepsilon_{t-j}^2$$

RETARDS	UEMOA	BENIN	BURKINA FASO	COTE IVOIRE	GUINEE BISSAU	MALI	NIGER	SENEGAL	TOGO
A) Ho: Croissance de l'output ne cause pas le taux d'inflation									
4 retards	1,820	3,504***(+)	2,180*(-)	0,409	1,829	0,335	0,914	2,132*(+)	0,393
8 retards	0,970	3,123***(+)	0,872	0,149	1,559	0,420	0,499	1,308	0,514
12 retards	1,412	2,026**(+)	1,149	0,417	1,321	0,696	0,735	1,436	0,384
B) Ho : L'inflation ne cause pas le taux de croissance de l'output									
4 retards	0,923	1,004	1,943	1,292	1,298	0,328	0,825	0,884	0,269
8 retards	1,160	1,512	2,728***(-)	0,842	0,827	0,487	0,624	0,904	0,904
12 retards	0,947	1,098	2,007**(-)	0,974	0,979	0,789	0,571	1,495	1,042
C) Ho : L'incertitude nominale ne cause pas l'incertitude réelle									
4 retards	0,418	0,493	0,618	1,495	8,441***(+)	0,151	2,238*(-)	1,583	5,34***(-)
8 retards	0,584	1,129	0,685	0,709	4,071***(+)	0,093	1,477	1,001	2,56***(-)
12 retards	0,421	0,976	0,506	0,517	2,879***(-)	0,225	0,826	0,625	1,788*(-)
D) Ho : L'incertitude réelle ne cause pas l'incertitude nominale									
4 retards	0,454	0,443	0,279	0,218	0,347	0,205	0,351	1,837	12,6***(+)
8 retards	0,323	0,838	0,444	0,215	0,345	0,203	0,375	1,115	6,94***(+)
12 retards	0,862	0,583	0,328	2,897***(+)	0,153	0,291	0,295	1,029	7,96***(+)

Note: Les nombres dans la première colonne fournissent le nombre de retard pris en compte dans le processus VAR. Les chiffres présentés sont les F-statistics du test de causalité de Granger. Les signes (+) (-) indiquent que la somme des coefficients retardés de la variable de causalité dans le VAR est (positive) (négative) et significative. On teste l'hypothèse nulle d'absence d'effet de causalité contre l'hypothèse alternative de relation de causalité. L'hypothèse nulle est acceptée dès lors que la probabilité associée est supérieure aux différents seuils de 1, 5 ou 10 %, sinon on accepte l'hypothèse alternative. ***/**/* significativité aux différents seuils de 1, 5 et 10 %.

Tableau 6 : Tests de causalité entre variables économiques et incertitudes

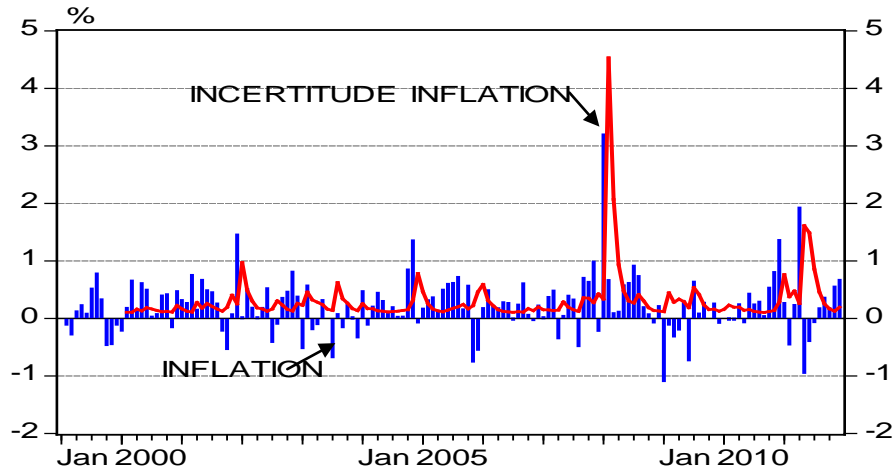
$$Y_t = \mu + \sum_{i=1}^p \Gamma_i Y_{t-i} + \Lambda \sqrt{h_t} + \sum_{j=1}^q \Theta_j \xi_{t-j} + \xi_t$$

$$h_{\pi,t} = \gamma_{\pi} + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{\pi,t-i} + \sum_{j=1}^q \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 ; \quad h_{y,t} = \delta_y + \sum_{i=1}^p \theta_i h_{y,t-i} + \sum_{j=1}^q \phi_j \varepsilon_{t-j}^2$$

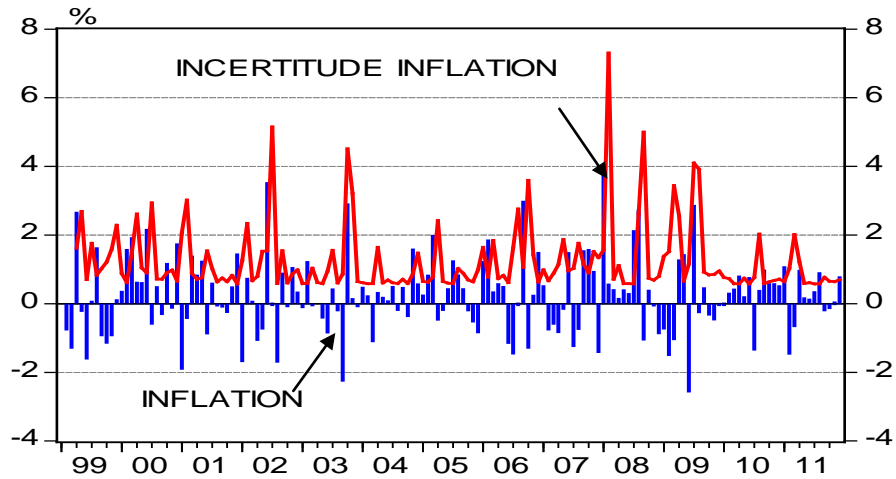
RETARDS	UEMOA	BENIN	BURKINA FASO	COTE IVOIRE	GUINEE BISSAU	MALI	NIGER	SENEGAL	TOGO
A) Ho: l'inflation ne cause pas l'incertitude d'inflation									
4 retards	12,75***(+)	2,801**(+)	4,89***(+)	18,04***(+)	3,52***(+)	5,13***(+)	9,06***(+)	0,993	0,941
8 retards	6,81***(+)	2,265**(-)	2,68***(+)	10,13***(+)	2,204**(+)	2,84***(-)	5,23***(+)	1,321	0,590
12 retards	5,55***(+)	1,868**(+)	2,05**(+)	6,40***(+)	1,354	2,54***(-)	4,20***(+)	2,122**(+)	0,448
B) Ho : L'inflation ne cause pas l'incertitude de l'output									
4 retards	0,092	1,497	0,145	2,291*(+)	0,135	0,650	1,012	0,731	1,822
8 retards	0,748	1,544	1,266	1,575	1,051	0,662	1,063	1,001	1,105
12 retards	1,336	1,131	0,994	1,506	0,687	0,583	0,888	0,903	1,207
C) Ho : La croissance ne cause pas l'incertitude d'inflation									
4 retards	0,508	0,403	0,808	0,436	0,778	0,297	2,616**(+)	0,599	1,862
8 retards	0,383	0,648	0,876	0,512	0,516	0,526	1,427	0,483	1,450
12 retards	0,466	0,742	0,747	0,437	0,590	0,515	0,934	0,453	1,103
D) Ho : La croissance ne cause pas l'incertitude de l'output									
4 retards	0,562	0,153	42,97***(-)	2,039*(-)	3,87***(+)	14,85***(+)	18,41***(+)	2,007*(-)	5,65***(-)
8 retards	0,854	0,242	22,52***(-)	1,655	2,003*(+)	6,78***(+)	10,14***(+)	0,573	3,24***(-)
12 retards	1,297	0,720	14,51***(-)	1,143	1,95**(+)	5,23***(+)	6,03***(+)	0,419	2,87***(-)

Note: Les nombres dans la première colonne fournissent le nombre de retard pris en compte dans le processus VAR. Les chiffres présentés sont les F-statistics du test de causalité de Granger. Les signes (+) (-) indiquent que la somme des coefficients retardés de la variable de causalité dans le VAR est (positive) (négative) et significative. On teste l'hypothèse nulle d'absence d'effet de causalité contre l'hypothèse alternative de relation de causalité. L'hypothèse nulle est acceptée dès lors que la probabilité associée est supérieure aux différents seuils de 1, 5 ou 10 %, sinon on accepte l'hypothèse alternative. ***/**/* significativité aux différents seuils de 1, 5 et 10 %.

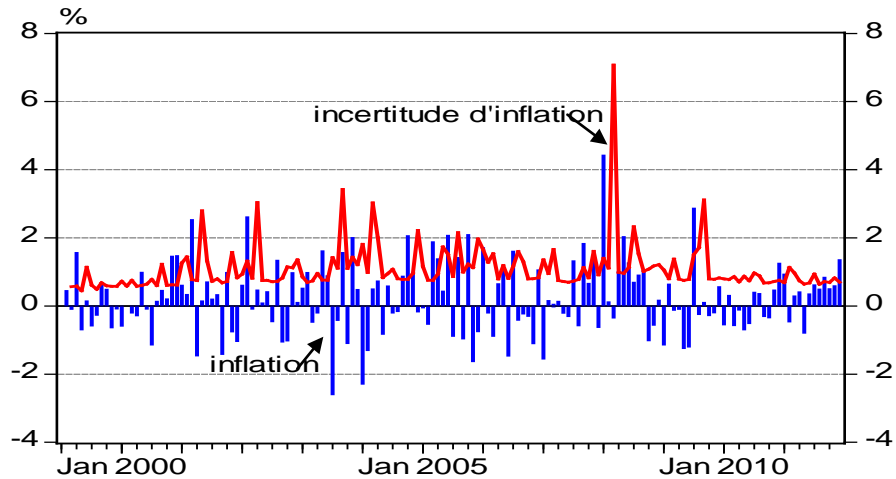
**GRAPHIQUE : INFLATION ET INCERTITUDE D'INFLATION
ZONE UEMOA**



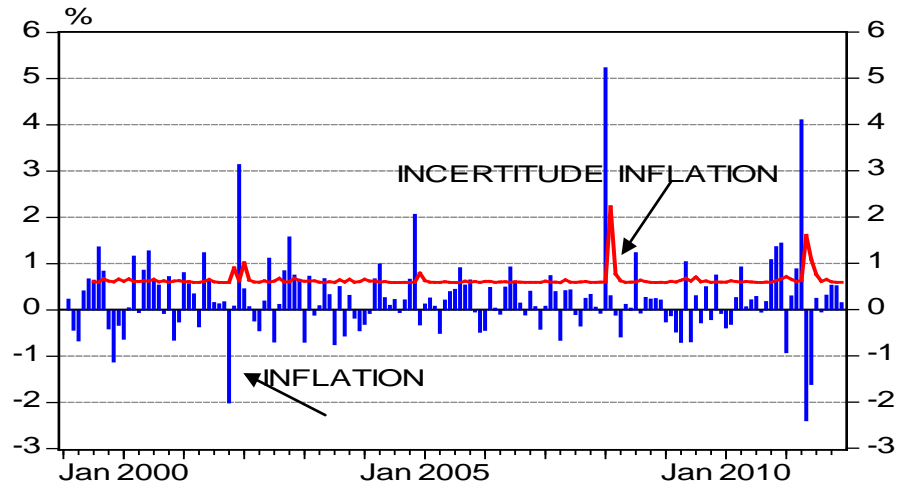
BENIN



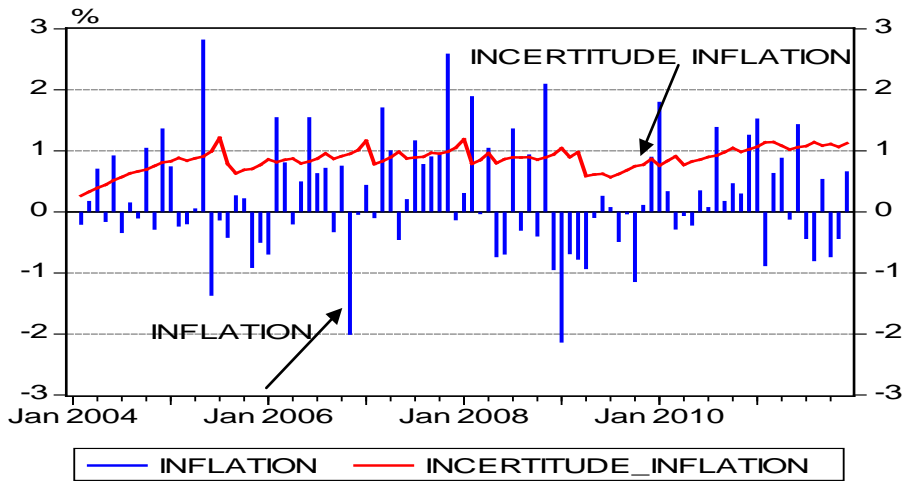
BURKINA FASO



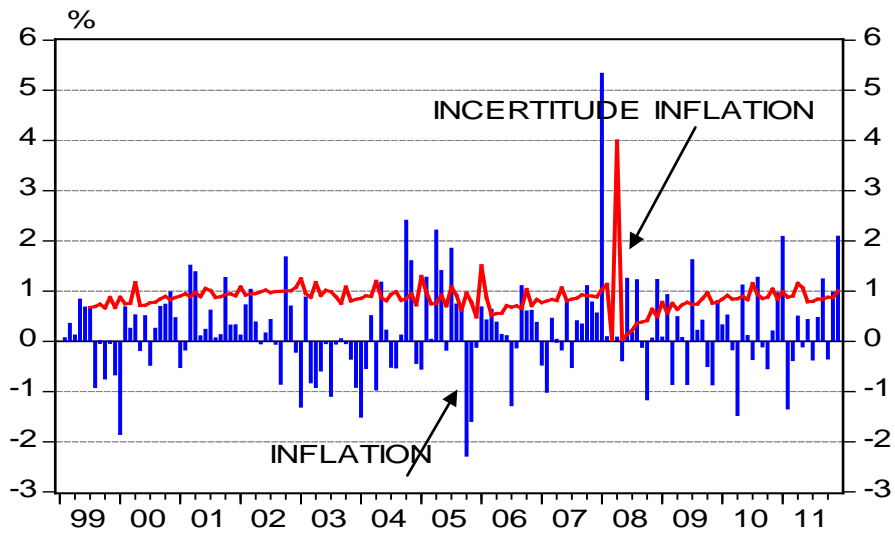
COTE D'IVOIRE



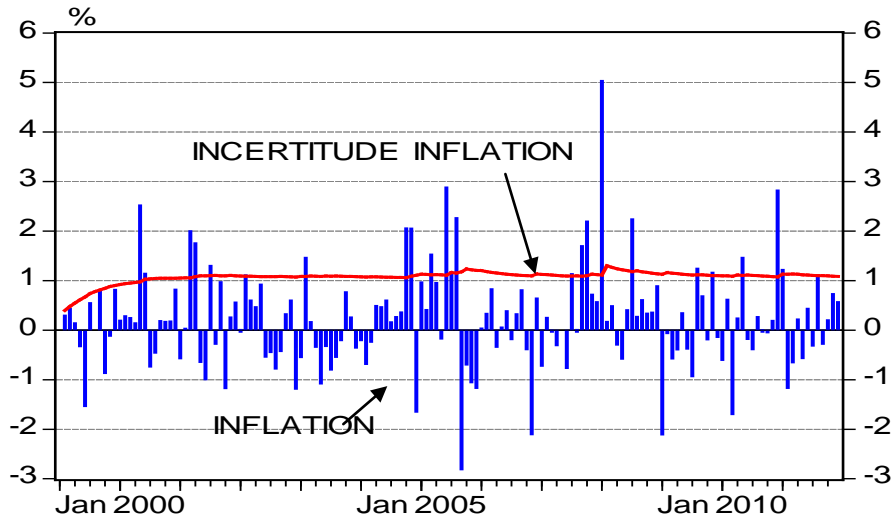
GUINEE BISSAU



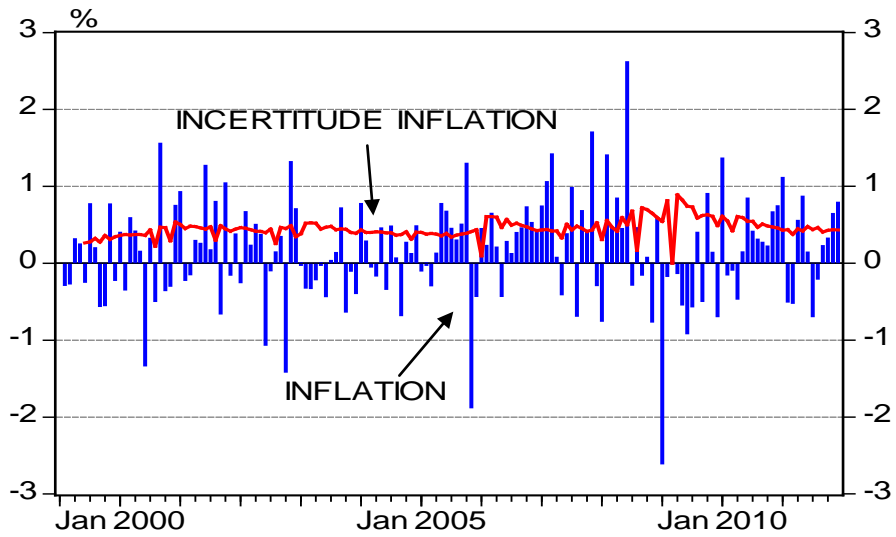
MALI



NIGER



SENEGAL



TOGO

