

TITRE : ANALYSE DE LA CONTRIBUTION DES CHOCS AGRICOLES ET MONÉTAIRES AUX FLUCTUATIONS DES PRIX.

Mots clés : inflation – chocs agricoles – modèle VAR- réponses impulsionnelles- décomposition de la variance.

Faculté des sciences économiques et de gestion (FASEG)

Université d'Abomey –Calavi (UAC)

Email : fabricecodjo@yahoo.fr

Résumé

Cet article analyse l'impact des chocs agricoles et monétaires sur les fluctuations des prix. D'abord, il retrace les différentes études menées sur le sujet de l'inflation et des prix dans différentes régions de l'Afrique. Ensuite, il s'intéresse au cas du Bénin en estimant un modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM). Les fonctions de réponses impulsionnelles et la décomposition de la variance sont générées. Il en ressort que les chocs agricoles ont un impact plus important sur l'indice harmonisé des prix que les chocs sur la masse monétaires ne l'ont. De même, les prix passés sont la plus grande source de la variance des prix juste avant l'inflation importée mesuré par le taux de change.

TITLE: ANALYSES OF AGRICULTURAL AND MONETARY SHOCKS' CONTRIBUTION TO PRICES FLUCTUATIONS.

Keywords: inflation – agricultural shocks- VECM- impulse responses- variance decomposition.

Abstract

This paper analyses the impact of agricultural and monetary shocks on prices fluctuations and also make possible to evaluate various inflations sources identified by the economic theory. At first, it recalls several surveys about inflation and prices in different Africa's countries. Then, it focuses on Benin situation through vector error correction model (VECM). It uses impulse responses and variance decomposition. As results, agricultural shocks have more important impact than monetary shocks on harmonized prices index. Moreover, past prices are the most important source of variance prices before official exchange rate.

INTRODUCTION

L'inflation est perçue de diverses manières en économie. Pour certains, elle induit une croissance de la production et de l'emploi. Pour d'autres par contre, elle peut être néfaste pour l'économie car lorsqu'elle est forte, elle conduit à un ralentissement de la croissance du produit global et à la détérioration de l'emploi. En Afrique de l'ouest, la banque centrale des Etats de l'Afrique de l'ouest (BCEAO) a pour objectif prioritaire de lutter contre l'inflation afin de faire respecter un des critères de convergences de l'UEMOA visant au renforcement de l'intégration économique. Il s'agit de la condition d'un taux d'inflation inférieur ou égale à 3%. Dans les faits, cette condition n'a pas toujours été respectée. A titre d'exemple, au Bénin le taux est souvent au-delà de cette cible.

De plus, aux plans théorique et empirique les causes du phénomène de l'inflation sont divergentes. Selon Milton Friedman(1968) « l'inflation est partout et toujours un phénomène monétaire ». Il l'explique par l'accroissement plus que proportionnel de la masse monétaire en comparaison avec celui du produit national. Sur le plan empirique, il existe un très grand nombre d'études centré autour de l'explication monétaire. A titre d'exemple, dans les pays en développement, Loungani et Swagel (2001) démontrent que les politiques monétaires expliquent également une large partie des mouvements d'inflation. Ce point de vue n'est pas partagé par les partisans de l'inflation par les coûts et par les structuralistes. Pour ces derniers, la création monétaire suit les mouvements de la production et des prix et ne les précède pas. Les prix résultent de facteurs (offres et demandes, rapports de force normes et conventions, etc.), qui peuvent provoquer leur hausse relative ou « en niveau ».Au plan empirique, Kinda (2011) utilise la moyenne des précipitations trimestrielles pour approximer l'impact des chocs d'offre des produits agricoles et trouvent que cette variable peut jouer un rôle important dans la détermination de l'inflation au Tchad.

Face aux conséquences positives ou négatives de l'inflation, aux exigences du critère de convergence relative à son taux, et à la divergence des points de vue des écoles de pensée sur ses sources, une compréhension de ses origines s'avère déterminante en vue d'influencer son évolution dans le sens souhaiter, d'où la question suivante : quels sont les principales sources des fluctuations des prix au Bénin ? Cette interrogation, en suscite deux autres, à savoir : Le niveau des prix est-il plus sensible à un choc d'offre des produits agricoles qu'à celui de la masse monétaire en circulation? Les prix passés sont-ils la première source d'inflation au Bénin ?

Cet article se propose d'analyser la contribution des chocs monétaires et agricoles à la variance des prix, mais aussi d'analyser la sensibilité de celui-ci à ses valeurs passées. Il recourt pour cela à un modèle vectoriel à correction d'erreurs (VECM).

La suite de ce papier est structurée ainsi : la première partie présente le débat entre les classiques et les keynésiens sur le sujet, la deuxième les résultats de quelques études empiriques relative à celui-ci, La troisième retrace la méthodologie utilisée et enfin la dernière présente les résultats obtenus.

1. Fondements théoriques

1.1 –le point de vue des classiques et des néoclassiques

D'après la théorie classique et néoclassique, la monnaie est indépendante de la sphère réelle, c'est-à-dire de la sphère de production : elle est donc neutre. Ainsi, la loi des débouchés de J.B. Say (1767-1832) postule que la monnaie n'a pas de rôle réel. Il affirme : « le voile monétaire ne fait que masquer la réalité des échanges et les produits s'échangent contre les produits puisqu'ils se servent mutuellement de débouchés ». Les prix relatifs se forment sur le marché des biens, en fonction des quantités de biens à échanger, tandis que le niveau des prix dépend de l'offre de monnaie. Ainsi, si la masse monétaire s'accroît, les individus chercheront à utiliser le surplus de monnaie dont ils disposent en augmentant leur consommation, ce qui conduit en l'absence d'une hausse de la production, à une augmentation du niveau des prix, sans pour autant changer les prix relatifs.

1.2-la théorie quantitative de la monnaie

Selon les monétaristes, l'inflation est un phénomène purement monétaire. Leur raisonnement part de l'équation quantitative de la monnaie. Cette équation exprime le lien entre les transactions et la masse monétaire. Elle est la suivante : $MV=PY$.

M est la quantité de monnaie, V la vitesse de circulation, Y représente le nombre total des transactions effectuées au cours d'une période donnée ou la production au cours d'une période. T est le nombre de fois, en un an, que l'on échange des biens et des services contre la monnaie et P le niveau général des prix.

Les monétaristes supposent que la vitesse de circulation de la monnaie est constante et que la production est déterminée par la capacité productive de l'économie.

Ces différentes considérations ont plusieurs implications :

- ✓ la valeur nominale de la production PY est déterminée par l'offre de monnaie ;
- ✓ le niveau des prix P n'est rien d'autre que le rapport entre la valeur nominale de la production et le niveau général de la production Y .

Toute variation de prix est le résultat d'une variation de la masse monétaire. De ce point de vue, la stabilisation de l'inflation est aux mains des autorités monétaires qui peuvent décider du niveau général des prix en jouant sur le taux de croissance de la masse monétaire à l'aide des instruments de la politique monétaire. Pour ce faire, la cible principale est le taux d'intérêt qui détermine le coût de la monnaie. A cet effet les autorités, peuvent effectuer des opérations d'open-market pour atteindre des objectifs de taux d'intérêt à court terme ou fixer directement le taux d'escompte.

1-3 L'inflation selon les keynésiens (l'inflation par la demande)

D'après les Keynesiens, l'inflation provient d'un déséquilibre entre la demande globale et l'offre globale. Elle résulte soit d'un excès de la demande, soit d'une insuffisance de l'offre. L'excès de la demande provient des agents économiques que sont les ménages, les entreprises et l'Etat. Elle s'explique au niveau des ménages par la hausse de leur niveau de consommation ou de l'acquisition de logements financés par crédits. Au niveau des entreprises, un accroissement non autofinancé de leurs investissements peut provoquer un excès de la demande. Enfin, l'Etat peut être à l'origine d'un excès de la demande à travers la politique de soutien à l'activité économique financé par le déficit budgétaire.

Du côté de l'offre, des facteurs accidentels tels que les guerres ou encore des changements climatiques peuvent être à l'origine de la baisse de la production. Il en est de même du manque d'infrastructures de formation de la main d'œuvre. Enfin, l'insuffisance des capacités de production ou encore la forte rigidité des techniques de production peuvent aussi causer l'insuffisance de l'offre.

1-4 L'inflation par les coûts

L'augmentation du prix des facteurs de production pourrait impliquer la hausse du niveau général des prix. Ainsi la hausse des salaires du fait de la pression syndicale a des répercussions sur les prix des produits. Par ailleurs, les vagues de progrès techniques ont des conséquences sur le rythme d'amortissement des investissements et par ricochet sur le coût de capital.

Hormis le capital et la main d'œuvre, le prix des matières premières pèsent aussi sur le niveau des coûts de production selon le degré de dépendance des économies à l'étranger et des fluctuations du taux de change.

1-5 Les causes structurelles de l'inflation

Les hausses de prix ne surviennent pas toujours de l'argument monétariste ou encore moins d'un déséquilibre entre l'offre et la demande. Elles peuvent également tirer leurs sources des entraves aux lois du marché ou encore des interventions de l'Etat sur le marché.

2-Etudes empiriques

Plusieurs approches méthodologiques ont été utilisées pour étudier l'effet de certaines variables économiques sur l'évolution des prix. Plusieurs études empiriques menées en Afrique de l'ouest, du nord et de l'Est ont utilisées un modèle à correction d'erreur, un modèle VAR ou encore un modèle d'équilibre général. Nous présentons les conclusions de ces recherches. En fonction de l'approche utilisée.

2-1Etudes ayant recourue à un modèle à correction d'erreur

En Afrique de l'ouest, Zounon (2003) examine les déterminants de l'inflation au Burkina-Faso dans un modèle incluant la masse monétaire, les prix extérieurs, le taux de change, l'écart de production et le revenu par tête. Il montre que la monnaie en circulation a une influence sur l'inflation. Cependant son ampleur n'est pas la plus importante. A court terme, l'impact de l'augmentation de la masse monétaire est similaire à celle du prix des importations. Cependant à long terme, l'impact des prix de l'importation sur l'inflation est plus importante que celui de la masse monétaire car le pays est très dépendants des importations. L'appréciation du taux de change par rapport au dollar joue positivement sur l'inflation. Enfin, les chocs négatifs sur la production ont un impact positif sur le niveau de l'inflation de très grande ampleur. Aw (2010) étudie le même sujet en Côte-d'Ivoire il utilise certaines des variables déjà utilisée par Zounon (2003).il s'agit du revenu réel, la masse monétaire, le prix des importations et le taux de change. Cette étude montre elle aussi qu'à court terme la masse monétaire et les importations ont le même effet sur l'inflation. Par contre à long terme, les importations n'ont pas d'effet sur l'inflation contrairement au cas du Burkina Faso. De même, la croissance du PIB n'a également aucun effet sur l'inflation contrairement au Burkina-Faso. Pour terminer, l'appréciation du taux de change influence positivement l'inflation. Au

Sénégal, N'DIAYE et BADJI (2008) procèdent différemment et adopte une approche par les fonctions de consommations. Il en résulte que les fonctions « alimentation », « logement » et « habillement » seraient celles qui influencent le plus le niveau général des prix.

En Afrique de l'Est, Kabuni (2012) s'intéresse à la dynamique de l'inflation en Ouganda. Il utilise des données mensuelles de Janvier 1999 à Octobre 2011 et s'inspire de l'équation quantitative de la monnaie à laquelle il ajoute d'autres variables. Kabuni (2012) parvient à la conclusion qu'à long terme, la masse monétaire, le prix mondial des aliments, l'offre domestique et la demande dans le secteur agricole sont les principaux déterminants de l'inflation. A court terme, la croissance monétaire, le prix mondial des aliments, le prix de l'énergie et le prix des biens des alimentaires domestiques ont un impact sur le court terme. Durevall et Bo (2012) s'intéresse à la même question en Ethiopie et au Kenya. Les sources potentielles de la dernière vague d'inflation, pour ces deux pays identifiés par l'étude sont l'excès de l'offre de monnaie, du taux d'intérêts, des prix mondiaux des biens alimentaires et non alimentaires. Les résultats de l'étude révèlent comme Kabuni (2012) que le prix mondial des aliments à long terme est un déterminant de l'inflation, il montre également qu'à cet horizon le taux de change à un impact significatif sur le niveau des prix. Pareillement, à Kabuni (2012) , Durevall et Bo (2012) relève que la croissance monétaire à court terme impact le niveau de l'inflation. En plus, de cette variable les chocs agricoles influencent aussi l'inflation à court terme. Enfin, Durevall et Bo (2012) met en évidence l'importance de l'inertie de l'inflation dans les deux pays.

En Afrique du Nord, Boujelbene et Younes thouraya (2007) utilise les données annuelles durant la période de 1962 à 2003. Les résultats empiriques montrent que l'inflation est expliquée par des facteurs mixtes : les facteurs monétaires que sont la masse monétaire, le taux de d'intérêt et le taux de change effectif mais aussi les facteurs structurels que sont les salaires annuel moyen, le prix à l'importation et la production réelle. A long terme, cette étude conclut que le niveau général des prix est influencé, en premier lieu, par le PIB réel, les prix à l'importation et le taux de change réel effectif.

2-2Etude ayant recours à un modèle VAR

Loungani et Swagel (2001) effectue une étude portant sur l'ensemble des pays en développement et montrent que les politiques monétaires expliquent également une large partie des mouvements d'inflation. Cependant, cette relation est moins

significative pour les pays africains et les pays adoptant un régime de change fixe, où les chocs monétaires ont une moindre importance que dans la totalité des pays en développement considérés. Elle note que l'out-put gap joue un rôle moins important que les autres variables explicatives de l'inflation dans les pays en développement. Néanmoins, cet impact est plus prononcé pour les pays africains ou les pays à régime de change fixe. Cette étude établit que le taux de change joue un rôle prédominant dans la détermination de l'inflation, mais aussi que l'inertie d'inflation explique la majeure partie de la variance de l'inflation dans les pays africains et /ou des pays à régime de change fixe.

A une échelle plus réduite, Erhart et al (2012) s'intéresse à la même question au sujet des pays de la zone franc en utilisant des données trimestrielles de 1980 à 2010. Il conclut comme Loungani et Swagel (2001) que les facteurs d'inertie ont un plus grand poids tant dans l'UEMOA que dans la CEMAC. Par contre, les autres sources d'inflations diffèrent selon les unions monétaires. Au sein de la CEMAC, les mouvements du taux change sont un déterminant principal du niveau d'inflation tandis que leur importance est plus atténuée en UEMOA. Erhart et al (2012) montre aussi que les fluctuations de l'activité économique mesurées par l'out-put gap ont une plus grande contribution à la variance de l'inflation au sein de l'UEMOA que dans la CEMAC. En s'intéressant au lien entre la masse monétaire et l'évolution de l'inflation en UEMOA, Dembo et Hounkpatin (2007) ressort à court terme l'existence d'une relation de causalité entre les variations de la masse monétaire et l'indice des prix à la consommation. Par ailleurs, un choc sur le stock de monnaie a un impact haussier sur l'inflation qui se stabilise au bout de 14 mois. De même, l'analyse par pays indique que l'inflation est sensible à la masse monétaire dans la plupart des Etats. Tout comme, Loungani et Swagel (2001) et, Erhart et al (2012), Dembo et Hounkpatin (2007) révèle aussi que l'erreur de prévision est due en très grande partie à l'inertie d'inflation. Enfin, kako Nubukpo (2002) met en exergue le fait qu'un choc positif sur le taux d'intérêt a un effet négatif sur l'inflation dont l'ampleur maximale observée dès la fin du premier trimestre a une persistance durant cinq ans avant le retour à la tendance de long terme.

2-3 Etude ayant recourue à un modèle d'équilibre général

Diop (2011) conçoit un modèle pour l'UEMOA capable de prévoir l'inflation à moyen terme. Les estimations montrent qu'une part relativement importante des fluctuations de la croissance est expliquée par les chocs d'offre (48.3%) et à plus de 15% de la volatilité de l'inflation. Toutefois, les chocs externes expliquent plus

de 83% de la volatilité de l'inflation et plus de 33% des fluctuations de la croissance.

3-Méthodologie

Pour analyser la variance de l'inflation suite à des chocs nous avons testé un VAR. Ce modèle nous a permis d'étudier les effets d'une politique économique au travers de chocs aléatoires en utilisant deux outils :

-l'analyse des fonctions de réponses impulsionnelles et la décomposition de la variance.

Le modèle utilisé s'inspire de Loungani et Swagel (2001) qui étudie les sources de l'inflation dans les pays en développement en utilisant les variables suivantes : la croissance du prix du carburant, l'indice des prix des biens hormis le carburant, l'Out-put gap, la croissance de la masse monétaire et le taux de change. Nous avons procédé à une modification du modèle en y retranchant certaines variables et en y ajoutant de nouvelles à cause des difficultés à retrouver ces données pendant la rédaction de cet article. En conséquence les variables définitivement retenues sont :

La pluviométrie, elle permet d'approximer l'effet de la production agricole sur le niveau des prix. En effet, la production agricole est fortement tributaire du niveau de pluie tombée car l'agriculture n'est pas assez bien modernisée. Cette série statistique est construite en faisant la moyenne des quantités de pluie enregistrées dans plusieurs grandes villes du Bénin annuellement. La masse monétaire, en vue, de prendre en compte la vision monétariste. L'indice des prix à la consommation du Nigeria et le taux de change exprimé en unité de Franc CFA par dollars afin de capter l'effet de l'inflation importée. Le Nigeria est un pays voisin du Bénin et un très grand partenaire commercial également, le taux de change permet de prendre en compte les effets des échanges avec le reste du monde. L'indice harmonisé des prix permet d'apprécier l'évolution des prix. Enfin, l'out-put gap permet de prendre en compte l'excès de la demande. Il représente l'écart entre le PIB réel et son niveau potentiel. En période d'expansion, il est positif et désigne l'excès de la demande. Il est calculé en faisant la différence entre le logarithme du PIB réel et du PIB potentiel. Le PIB potentiel est obtenu en appliquant le filtre de Hodrick et Prescott à la série du PIB réel. La formalisation mathématique du modèle est la suivante :

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_j Y_{t-j} + A_p Y_{t-p} + \epsilon_t$$

Y_t : est la matrice des variables du modèle

A_j = est la matrice des coefficients associés à la matrice des variables décalées d'ordre j .

ϵ_t Est la matrice des chocs ou innovations à la date t .

De même les abréviations suivantes représentent :

$lplvm$: représente le logarithme de la pluviométrie moyenne.

$lipcn$: représente le logarithme de l'indice des prix à la consommation du nigeria.

$ltxch$: représente le logarithme du taux de change exprimé en unités de franc CFA par dollars.

$out-put$: représente l'out-put gap

$lm1$: le logarithme de la masse monétaire1.

$lihpc$: l'indice harmonisé des prix à la consommation du Benin

Nous avons utilisé l'indice harmonisé des prix de la base de données statistiques de la BCEAO et la pluviométrie des services de la météo de l'aéroport de Cotonou. Les autres variables du modèle ont été extraites de la base données de la banque mondiale.

Le traitement des données s'est fait selon les étapes qui suivantes : d'abord nous avons étudié la stationnarité des variables afin d'éviter des régressions fallacieuses. Ensuite nous avons déterminé l'ordre du VAR et le nombre de relations de cointégration . Apres nous avons effectué les tests de validité du modèle, enfin nous avons generés les reponses impulsionnelles et la décomposition de la variance.

4-Résultats empiriques

Les test de stationnarité de Dickey-Fuller augmenté a montré que les variables pluvio et output sont $I(0)$ tandis que les variables $ltch$, $lipcn$, $lihpc$ et $lm1$ sont stationnaires $I(1)$ (annexe 3). De ce fait, nous avons effectué le test de cointégration de Johansen. Avant ce test nous avons déterminé l'ordre du VAR. Quatre critères de détermination du retard sur cinq ont indiqués que le retard optimal est 2.

| Retards | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|---------|--------|------------------------|---------|--------|---------|
| 0 | NA | 1.58 ^c -09 | -3.23 | -2.97 | -3.14 |
| 1 | 314.57 | 4.23 ^c -13 | -11.49 | -9.68* | -10.84 |
| 2 | 74.03* | 1.68 ^c -13* | -12.55* | -9.19 | -11.36* |
| 3 | 21.78 | 5.41 ^c -13 | -11.80 | -6.89 | -10.06 |

Source : auteur à partir du logiciel Eviews

En conséquence le test de cointégration a été effectué avec le retard 1. De plus pour prendre en compte l'effet de la dévaluation du franc CFA en 1994 et des chocs pétrolier de 1973 et 1979, nous avons inclus une variable indicatrice dans le modèle. Le test de johansen s'est effectué sous les cinq options disponibles sur le logiciel :

| | | | | | |
|------------|--------------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|--------------------|
| Data trend | None | None | Linear | linear | Quadratic |
| Test type | No intercept No trend | Intercept No trend | Intercept No trend | Intercept trend | Intercept Trend |
| Trace | 2 | 3 | 2 | 3 | 3 |
| Max-eig | 2 | 3 | 2 | 2 | 2 |

Source Auteur à partir du logiciel Eviews

En pratique, ce sont les hypothèses trois et quatre qui sont utilisés pour la construction du VECM. Dans le cas d'espèce, puisqu'aucune des variables n'est stationnaire autour d'une tendance nous avons choisi l'option trois. En conséquence, un VECM(1) avec deux relations de cointegration a été estimé.

Afin de pouvoir interpréter l'analyse des fonctions de réponses impulsionnelles, il faut que les chocs ne soient pas corrélés entre eux, dans le cas contraire celle-ci devient délicate. Aussi avons nous utilisé l'inverse du facteur de cholesky de la matrice de covariance des résidus pour orthogonaliser les impulsions. Nous avons imposé un ordonnancement des variables en nous basant sur la théorie économique et les tests de causalité de granger. Les variables ont été classées de la plus exogène à la plus endogène. Ainsi la première variable est la pluviométrie car la quantité de pluie tombée ne peut pas être prédite par l'évolution des variables économiques. Après vient l'out-put gap car c'est valeur passé permettent de mieux prévoir l'évolution présente des autres variables. Ensuite nous avons l'indice des

prix à la consommation du Nigeria, le taux de change, l'indice des prix à la consommation du Bénin et enfin la masse monétaire.

PLUVIO → OUT-PUT → LIPC_N → LTCH → LIHPC → LM1

En vue d'apprécier la validité du modèle nous avons effectué le test du disque unité qui montre que le modèle est stable car tous les points sont à l'intérieur du disque (voir annexe1), l'hypothèse d'homoscédasticité a été acceptée car la probabilité est supérieure à 5% (voir annexe1), le test Lm d'autocorrélation n'a pas permis de rejeter l'hypothèse nulle de non autocorrélation (voir annexe1) enfin le test de normalité de Jarque Béra montre que les résidus sont normaux. La première relation de cointégration du modèle a été identifiée en normalisant à 1 le coefficient de la variable Pluvio et en excluant la variable out-put. La deuxième relation de cointégration a été identifiée en normalisant le coefficient de l'out-put à 1 et en excluant la variable pluvio (voir annexe2). Cependant ces restrictions ne sont pas fondées sur des théories économiques, en conséquence nous nous gardons de les interpréter. Les forces de rappel dans plusieurs équations sont significatives (voir annexe2) et en fonction du coefficient normalisé peuvent être négatives. Dans le cas d'espèce, par exemple, une hausse de l'out-put gap crée une situation de déséquilibre qui ramène à la baisse l'outputs-gap les périodes suivantes (vitesse d'ajustement négative -0.789, T-value -4.07). Plusieurs autres espaces de cointégration qui sont des combinaisons linéaires de cet espace-ci existent. Cependant, l'analyse des relations de cointégration n'est pas l'objectif de notre contribution, donc nous avons estimé le VAR avec les deux relations de cointégration en vue d'accroître les performances de prédiction du modèle et éviter des régressions fallacieuses.

- Fonction de réponses impulsionnelles et décomposition de la Variance

Nous avons présenté seulement les réponses impulsionnelles et la décomposition de la variance de l'indice harmonisé des prix.

Nous avons observé qu'un choc positif sur la pluviométrie se traduit par un effet positif sur l'indice harmonisé des prix qui croît et atteint son niveau maximal au bout de 6 ans. La décomposition de la variance est inférieure à 10% au cours des deux premières années. Cependant, celle-ci croît et se situe entre 25% et 30% entre la sixième et la dixième année. Le choc sur la pluviométrie a donc un impact plus grand sur le niveau des prix après plusieurs années. Cette observation est différente des conclusions de Erhart et al (2011). D'après cette étude la pluviométrie contribue à 2% de la variance de l'inflation dans les pays de l'UEMOA.

Par ailleurs, un choc positif l'out-put gap se traduit par une réponse évoluant graduellement sur l'indice harmonisé des prix et atteint son amplitude maximale au bout de 4 ans avant de commencer par décroître. L'impact de ce choc est très faible au cours des deux premières années car sa contribution à la variance de l'erreur est de 10%. Cependant l'impact de ce choc devient plus important avec le temps et atteint un pourcentage maximal de 15%. A cette étape, il apparaît alors que l'économie est plus sensible à des chocs d'offres qu'à des chocs de demande.

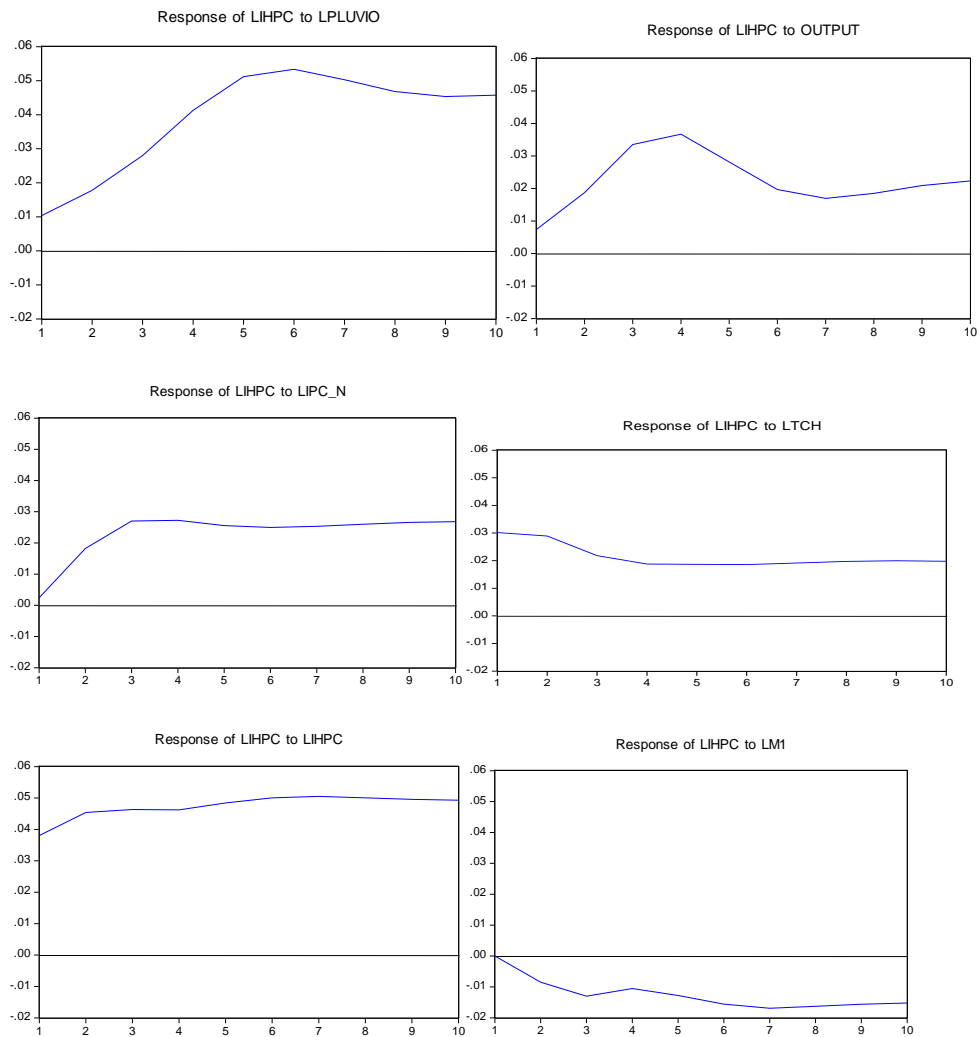
Nous avons aussi observé qu'un choc positif sur l'indice des prix à la consommation du Nigéria se traduit par un effet positif sur l'indice des prix qui atteint son niveau maximal plus rapidement que la pluviométrie et l'écart de production. Cette amplitude est quasi stable sur les 7 années restantes. Néanmoins, l'impact du choc n'est pas très important. Sa part en pourcentage dans la décomposition de la variance de l'indice harmonisé des prix est en moyenne inférieure à 10%.

Un choc positif sur le taux de change se transmet immédiatement sur l'indice harmonisé des prix avec une amplitude maximale qui décroît à la fin de la première année mais ne s'amortit pas au bout des 10 ans. L'impact de ce choc est très important au cours des 3 premières années puis devient faible. Loungan et Swagel (2001) trouve que le taux de change a une grande contribution à la variance de l'inflation. Une augmentation du taux de change signifie que la monnaie se déprécie et que les importations deviennent plus chères.

Concernant l'indice harmonisé des prix à la consommation, nous avons observé qu'un choc positif sur l'indice des prix se traduit instantanément avec une forte amplitude de la réponse sans amortissement du choc sur les 10 ans. La décomposition de la variance révèle la variance de l'indice harmonisé des prix est plus sensible à ses réalisations passées plus qu'à tout autre variable. Ce point suggère un grand rôle des anticipations dans la variance des prix. Ce fait n'a rien de surprenant car Loungan et Swagel (2001), Erhart et al (2011) et Dembo et Toé (2007) aboutissent également à la même conclusion.

Enfin, un choc positif sur la masse monétaire se traduit par une réponse négative du niveau des prix qui croît au fil du temps. Ce constat est différent de ce à quoi on aurait pu s'attendre au regard de la théorie économique. Tout compte fait, il convient de signaler néanmoins que l'impact de ce choc est de très faible ampleur. Car la sensibilité des prix à la masse monétaire est d'en moyenne de 2%. Dembo et Toé (2007) trouve également que la variance du niveau des prix est très peu sensible aux chocs monétaires.

Au total donc, il apparaît que les chocs agricoles via l'agriculture ont un impact plus important sur le niveau des prix que la masse monétaire. L'inflation à une source structurelle prépondérante car le niveau des prix est sensible aux chocs sur lui-même. Pour finir les chocs d'inflation importée se transmettent de manière plus importante par le moyen du taux de change que par l'indice des prix à la consommation du Nigéria.



Reponses impulsives de l'indice harmonisé des prix

| Horizons | Lpluvm | Output | Lipc_n | Ltch | Lihpc | Lml |
|----------|--------|--------|--------|-------|-------|------|
| 1 | 4.26 | 2.15 | 0.23 | 36.06 | 57.31 | 0 |
| 2 | 6.54 | 6.25 | 5.20 | 26.91 | 54 | 1.1 |
| 3 | 10.14 | 12.83 | 8.96 | 18.64 | 47.41 | 2.02 |
| 4 | 15.91 | 15.72 | 9.88 | 14.06 | 42.52 | 1.92 |
| 5 | 21.92 | 14.55 | 9.76 | 11.58 | 40.15 | 2.04 |
| 6 | 26.03 | 12.61 | 9.59 | 10.15 | 39.26 | 2.35 |
| 7 | 28.07 | 11.19 | 9.59 | 9.36 | 39.10 | 2.68 |
| 8 | 28.97 | 10.37 | 9.74 | 8.9 | 39.13 | 2.89 |
| 9 | 29.42 | 9.95 | 9.91 | 8.59 | 39.11 | 3.01 |
| 10 | 29.80 | 9.72 | 10.07 | 8.32 | 39.01 | 3.08 |

Décomposition de la variance de l'indice harmonisé des prix

CONCLUSION

Les débats théoriques et les recherches empiriques montrent que les sources de l'inflation sont diverses. Notre étude a eu pour but d'analyser l'impact des chocs agricoles et monétaires sur les fluctuations des prix au Bénin. Pour la mener, nous avons recouru à un modèle vectoriel à correction (VECM). Nous avons ensuite généré les fonctions de réponses impulsionnelles et effectué la décomposition de la variance. Notre modèle nous a permis d'évaluer la sensibilité de l'indice harmonisé des prix à des chocs sur lui-même, sur la masse monétaire, sur la production agricole, sur le niveau des prix du Nigeria, l'out-put gap et le taux de change. Au terme de notre étude, nous avons observé que les chocs sur la masse monétaire ont un faible impact sur le niveau des prix. Les chocs pluviométriques utilisés comme proxy des chocs agricoles ont un impact sur l'indice harmonisé des prix plus important que la masse monétaire. Enfin l'inertie des prix a la plus grande contribution à la variance de l'indice harmonisé des prix juste devant le taux de change.

Fort de ces constats, nous recommandons ce qui suit :

La rareté ou l'abondance des pluies peut avoir des conséquences sur l'offre des produits agricoles et par ricochet sur les prix des biens alimentaires. Cette hausse des prix peut se répercuter sur le niveau général des prix. En conséquence, les autorités politiques devront orienter leurs

actions dans le sens de la maîtrise de l'eau. Pour ce faire, ils pourront par exemple initier des projets de constructions de micro-barrages permettant de retenir l'eau ou encore décider de subventionner la construction de forages dans les plantations. Par ailleurs, ils pourraient aussi financer la formation des agriculteurs aux techniques d'irrigation des champs. Pour terminer, nous suggérons la mise en œuvre des politiques qui tiennent compte de la relation entre l'inflation passé et l'inflation future.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Aw (2010) “les determinants de l’inflation en cote d’ivoire” mémoire programme de politique économique
- Barro R. and David. Gordon (1983) « Rules , disretion and reputation in a model of monetary Policy” Journal of economics.
- Boujelbène Thouraya et Boujelbene Younes (2007) : « les determinants de long terme et de court terme de l’inflation en Tunisie », *Tunis, Faculté des sciences Economiques et de, gestion de SFAX, URECA.*
- Dembo Toe, M., and M. Hounkpatin (2007) ‘Lien entre la masse monétaire et l’inflation dans les pays de l’UEMOA’ Document d’Etude et de Recherche N°DER/07/02.
- DIOP B. (2011) « un modèle de prévision de l’inflation à moyen terme dans L’UEMOA : une approche DSGE » *Direction de la prévision et des Etudes (Sénégal)*
- Durevall Dick and Bo Sjo (2012): “dynamics of inflation in Ethiopia and Kenya, *African development bank group.*
- Ehrhart h, hela mrabet, Emmanuel Rocher « les sources de l’inflation dans les pays de la zone franc CFA » source :GOOGLE année 2012.
- Kabundi Alain (2012): (Dynamics of inflation in 15ganda). *Working papers series*
- Kako Kossivi NUBUKPO « l’impact de la variation des taux d’interet directeurs de la BCEAO sur l’inflation et la croissance dans L’UMOA » etudes et recherches, notes d’information statistiques (2002)
- Kinda,T. (2011), “Modeling Inflation in Tchad”, *IMF Working Paper, WP 11/57*, Washington: International Monetary Fund
- Loungani, P. and Swagel, P. (2001), “Sources of Inflation in Developing Countries”, *IMF WorkingPaper, WP 01/198*
- Milton Friedman et Anna J.Schwatz (1963),”A monetary History of the United States,1867-1960”, Princeton University Press , Princeton
- Milton Friedman (1968) “ the role of monetary policy” *américan economic review*
- Ndiaye Baba et Yankhoba J. Badji,(2008) « *Les déterminants de l ’ inflation au Sénégal : Approche par les fonctions de consommation* », *république du Sénégal, ministère de l’économie et des Finances, Agence nationale de la statistique et de la démographie.*

Zonon, A.(2003) « Les déterminants de l'inflation au Burkina Faso », CAPES, *document de travail n°02/2003*.

ANNEXE1

| Component | Jarque-Bera | Df | Prob. |
|-----------|-------------|----|--------|
| 1 | 1.623280 | 2 | 0.4441 |
| 2 | 2.729224 | 2 | 0.2555 |
| 3 | 8.674431 | 2 | 0.0131 |
| 4 | 2.294095 | 2 | 0.3176 |
| 5 | 0.695573 | 2 | 0.7062 |
| 6 | 0.306907 | 2 | 0.8577 |
| Joint | 16.32351 | 12 | 0.1769 |

VEC Residual Serial Correlation LM Tests
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

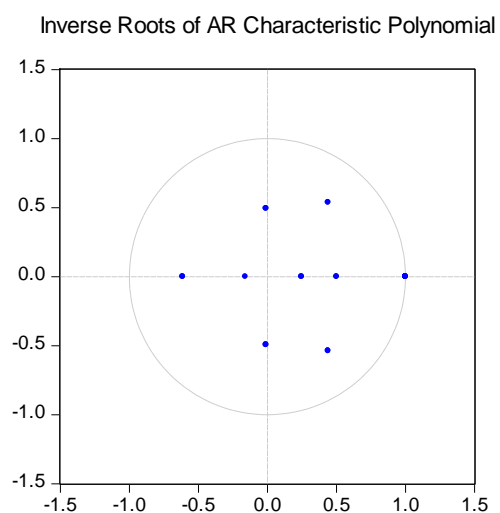
Date: 09/09/14 Time: 16:12

Sample: 1971 2011

Included observations: 39

| Lags | LM-Stat | Prob |
|------|----------|--------|
| 1 | 31.55550 | 0.6799 |
| 2 | 22.74934 | 0.9580 |
| 3 | 32.65867 | 0.6283 |
| 4 | 39.83365 | 0.3034 |
| 5 | 38.35292 | 0.3633 |
| 6 | 47.02495 | 0.1033 |
| 7 | 36.75537 | 0.4337 |
| 8 | 35.01942 | 0.5151 |
| 9 | 21.06945 | 0.9775 |
| 10 | 29.52334 | 0.7687 |
| 11 | 53.57370 | 0.0299 |
| 12 | 30.89102 | 0.7101 |

Probs from chi-square with 36 df.



ANNEXE2

Vector Error Correction Estimates

Date: 09/02/14 Time: 14:36

Sample (adjusted): 1973 2011

Included observations: 39 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

| Cointegrating Eq: | CointEq1 | CointEq2 |
|-------------------|------------------------|-----------------------|
| LPLUVIO(-1) | 1.000000 | 0.000000 |
| OUTPUT(-1) | 0.000000 | 1.000000 |
| LIPC_N(-1) | -0.001542 (0.02528) | 0.038758 (0.00788) |

| | | | | | | |
|------------------------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| | (0.12785) | (0.02494) | (0.11576) | (0.14504) | (0.05180) | (0.16314) |
| | [-3.82428] | [-0.31408] | [-1.01162] | [1.31447] | [0.60829] | [-0.69178] |
| C | -0.010262 | -0.003230 | 0.092475 | -0.044168 | 0.017037 | 0.106452 |
| | (0.04067) | (0.00793) | (0.03682) | (0.04613) | (0.01648) | (0.05189) |
| | [-0.25236] | [-0.40716] | [2.51152] | [-0.95744] | [1.03405] | [2.05152] |
| DUM | 0.208677 | 0.025692 | 0.004627 | 0.146542 | 0.110338 | -0.069249 |
| | (0.08835) | (0.01724) | (0.08000) | (0.10023) | (0.03580) | (0.11274) |
| | [2.36182] | [1.49040] | [0.05784] | [1.46205] | [3.08226] | [-0.61422] |
| R-squared | 0.704433 | 0.406425 | 0.431952 | 0.352779 | 0.579852 | 0.392531 |
| Adj. R-squared | 0.612705 | 0.222212 | 0.255661 | 0.151918 | 0.449461 | 0.204007 |
| Sum sq. resid | 0.446212 | 0.016985 | 0.365815 | 0.574224 | 0.073249 | 0.726528 |
| S.E. equation | 0.124043 | 0.024201 | 0.112313 | 0.140715 | 0.050258 | 0.158280 |
| F-statistic | 7.679616 | 2.206280 | 2.450224 | 1.756332 | 4.447035 | 2.082120 |
| Log likelihood | 31.83659 | 95.57140 | 35.71057 | 26.91820 | 67.07171 | 22.33067 |
| Akaike AIC | -1.119825 | -4.388277 | -1.318491 | -0.867600 | -2.926754 | -0.632342 |
| Schwarz SC | -0.693271 | -3.961723 | -0.891937 | -0.441045 | -2.500200 | -0.205788 |
| Mean dependent | -0.002551 | -0.000978 | 0.175063 | 0.016081 | 0.053826 | 0.108927 |
| S.D. dependent | 0.199320 | 0.027441 | 0.130181 | 0.152800 | 0.067734 | 0.177408 |
| Determinant resid covariance | | | | | | |
| (dof adj.) | 3.11E-14 | | | | | |
| Determinant resid covariance | 5.26E-15 | | | | | |
| Log likelihood | 309.1153 | | | | | |
| Akaike information criterion | -12.15976 | | | | | |
| Schwarz criterion | -9.088569 | | | | | |

ANNEXE3

| Variabes | Nature du test | trend | constante | Statistique Calculée | Statistique lue | Ordre d'intégration |
|----------|----------------|-------|-----------|-------------------------|--------------------|------------------------|
| Pluvio | A niveau | non | oui | -4.76 | -2,93 | I(0) |
| Output | A niveau | non | non | -4.12 | -1.94 | I(0) |
| Ltch | En différence | non | non | -4.27 | -1.94 | I(1) |
| Lipcn | En différence | non | oui | -3.42 | -2.93 | I(1) |
| Lihpc | En différence | non | oui | -4.22 | -2.93 | I(1) |
| Lm1 | En différence | non | oui | -6.65 | -2.93 | I(1) |