BCEAO

BANQUE CENTRALE DES ETATS
DE L'AFRIQUE DE L'OUEST

DIRECTION GENERALE DE L'ECONOMIE ET DE LA MONNAIE
Direction des Etudes et de la Recherche

Document d'Etude et de Recherche

N° DER/14/05

ANALYSE SECTORIELLE DES MECANISMES DE TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE DANS LES ETATS MEMBRES DE L'UEMOA : UNE APPROCHE PAR L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE

Par Djoulassi Kokou OLOUFADE

Mars 2015

BCEAO
BANQUE CENTRALE DES ETATS DE L'AFRIQUE DE L'OUEST

DIRECTION GENERALE DE L'ECONOMIE ET DE LA MONNAIE
Direction des Etudes et de la Recherche

Document d'Etude et de Recherche

N° DER/14/05

ANALYSE SECTORIELLE DES MECANISMES DE TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONETAIRE DANS LES ETATS MEMBRES DE L'UEMOA : UNE APPROCHE PAR L'INDICE DE LA PRODUCTION INDUSTRIELLE

Par **Djoulassi Kokou OLOUFADE***

Mars 2015

* Je remercie l'ensemble des collègues de la DER et des autres Directions des Services Centraux pour leurs précieuses contributions qui ont permis d'améliorer la qualité de ce travail. Les insuffisances et les limites inhérentes à cette étude n'engagent nullement la responsabilité de la Banque Centrale et relèvent de celle, exclusive, de l'auteur.

RESUME

La présente étude analyse l'impact de la politique monétaire sur l'économie réelle, en se focalisant sur l'indice de la production industrielle (IPI) des Etats membres de l'UEMOA. Pour atteindre cet objectif, les modèles à correction d'erreur (MCE) et VAR sur panel ainsi que la méthode des moments généralisée (GMM) ont été utilisés sur les données récentes qui couvrent la période de janvier 2001 à décembre 2013. Les fonctions de réponses impulsionnelles (FRI) et la décomposition de la variance ont été également analysées, en utilisant la méthode de décomposition de Cholesky.

Les résultats des différentes estimations du modèle à correction d'erreur révèlent que les crédits à l'économie influencent positivement la production industrielle, à court et à long terme. De plus, l'inflation exerce un effet néfaste sur l'IPI aussi bien à court qu'à long terme, les coefficients associés à l'indice des prix à la consommation étant ressortis négatifs et statistiquement significatifs au seuil de 1%. Ces effets sont restés persistants dans l'analyse de l'indice de la production industrielle des produits alimentaires, manufacturiers ainsi que des produits textiles.

Les fonctions de réponses impulsionnelles (FRI) confirment les résultats obtenus par le modèle MCE. En effet, lorsque le volume des crédits à l'économie augmente, cela se traduit par une hausse de l'indice de la production industrielle pendant le premier trimestre ayant suivi le choc. De plus, un choc positif du taux d'inflation se traduit par une réduction de l'indice de la production industrielle, qui enregistre une baisse maximale à la fin du quatrième mois, avant de tendre vers son niveau d'équilibre. Les FRI montrent également que la politique monétaire de la Banque Centrale a un impact positif sur la production industrielle et que cet effet est véhiculé par le canal des crédits.

Les tests de robustesse des résultats effectués, en utilisant la méthode des moments généralisée GMM en système permettant de corriger le problème d'endogénéité des variables, ont confirmé les tendances ci-dessus observées.

Mots Clés : Transmission de Politique Monétaire, Canal de Crédit, Modèles MCE/VAR, GMM Système, Indice de Production Industrielle.

JEL Classifications : E23, E51, E52.

ABSTRACT

We examine in this paper the impact of monetray policy on the real economy, using an approach based on the industrial production index (IPI) of WAEMU member states. To investigate this relationship, the error correction model (ECM), the panel VAR and the generalised method of moments (GMM) are used on recent data from seven countries covering the period from January 2001 to December 2013. Furthermore, the impulse response functions (IRF) and the variance decomposition (VDC) have been also computed, using the Cholesky decomposition method.

The results obtained from the ECM show that credits to the economy positively affect the industrial production index in the short and long term. Moreover, the consumer price index (CPI) has a negative effect on the IPI in the short and long term, the coefficients associated with this variable emerged as negative and statistically significant at 1%. These effects were persistent in the analysis of the index of industrial food production, manufacturing and textiles.

The impulse response functions (IRFs) computed confirm the results previously obtained from the ECM. Indeed, when the volume of credits to the economy increases, this translates into an increase in the industrial production index which lasts the first quarter that followed the shock. Furthermore, a positive shock in the CPI results in a reduction of the industrial production index, which reached its lowest value at the end of three (3) months, before tending to its equilibrium level. IRFs also show that monetary policy of the Central Bank has a positive impact on industrial production and this effect is mediated by the channel of credit.

We test the robustness of our results by using the GMM system technique to control for the endogeneity problem. Our previous results were confirmed.

Key Words : Monetary Policy Transmission, Credit Channel, ECM/VAR Models, GMM System, Industrial Production Index.

JEL Classifications : E23, E51, E52.

Sommaire

Pages

Résumé..... 2
.
Abstract..... 3
I- Contexte et Justification..... 5
II- Revue de Littérature..... 6
III- Faits Stylisés..... 9
3.1. Les crédits à l'économie dans l'UEMOA..... 9
3.2. Les crédits dans les Etats membres de l'UEMOA..... 10
3.3. L'indice de la production industrielle..... 14
IV- Approche méthodologique..... 14
4.1. Données de l'étude..... 14
4.2. Tests de stationnarité et de cointégration..... 15
4.3. Techniques d'estimation des équations..... 15
V- Résultats économétriques..... 17
5.1. Analyse des résultats : Cas de l'UEMOA..... 17
5.2. Analyse des résultats par catégorie de produits..... 19
5.3. Analyse des résultats par pays..... 21
5.4. Le Modèle VAR..... 22
5.4.1. Fonctions de réponses impulsionnelles..... 22
5.4. 2. La décomposition de la variance …..... 23
5.5. Test de robustesse des résultats : estimation par la méthode de GMM en système..... 24
5.6 Relation entre le taux directeur de la BCEAO et les crédits à l'économie : Le Modèle PVAR..... 25
VI- Conclusion..... 26
VII- Bibliographie..... 28
Annexe..... 31

I- CONTEXTE ET JUSTIFICATION

La Réforme Institutionnelle de l'Union Monétaire Ouest Africaine (UMOA) et de la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO), en vigueur depuis le 1er avril 2010, assigne à l'Institut d'émission l'objectif de stabilité des prix au sein de l'Union. Sans préjudice de cet objectif de stabilité, la BCEAO apporte également son soutien aux politiques économiques de la Zone, afin d'assurer une croissance économique saine et durable. Pour apprécier l'impact de la politique monétaire de la Banque Centrale, des études ont analysé la relation qui existe entre les instruments de politique monétaire et des agrégats macroéconomiques tels que le niveau de l'activité économique.

En utilisant un modèle à correction d'erreur, Koné (2000) trouve que la politique monétaire influe positivement sur le PIB nominal et réel dans les pays de l'Union. Dans le même ordre d'idée, Nubukpo (2002) trouve qu'à long terme l'impact du taux de prise en pension, quoique faible, est positif et significatif dans l'Union.

Si les études, mentionnées ci-dessus, ont permis de comprendre les impacts de la politique monétaire sur l'économie réelle des pays de l'Union, elles n'ont pas pris en compte les effets de décision de politique monétaire sur les différents secteurs de l'économie, à savoir les secteurs agricole, industriel et des services. Or, il peut s'avérer utile de comprendre comment la politique monétaire affecte les différents secteurs de l'activité économique dans l'UEMOA. En effet, savoir l'impact de la politique monétaire sur chacun des secteurs de l'économie peut être un atout pour le décideur dans le choix de leviers à actionner, en vue d'accélérer la croissance.

A cet égard, l'objectif principal poursuivi dans ce présent document est d'évaluer les effets de la politique monétaire sur l'évolution de l'activité économique. Au regard de l'absence de données infra-annuelles au niveau de tous les secteurs de l'activité économique, notamment les secteurs agricole et des services, la présente étude se focalise sur l'impact des instruments de la politique monétaire sur l'indice de la production industrielle (IPI) de l'Union. Deux principales raisons peuvent être avancées pour justifier le choix de l'IPI dans l'analyse des mécanismes de transmission de la politique monétaire. La première raison est que tous les experts de développement économique s'accordent pour exhorter les pays de l'Union à procéder à la transformation structurelle nécessaire à l'atteinte de l'émergence économique. Or, cette transformation structurelle, qui induit un transfert massif des ressources du secteur à faible productivité au profit d'un autre secteur à valeur ajoutée plus élevée et qui s'accompagne, très souvent, d'un changement de la composition sectorielle de la production globale, ne peut se réaliser qu'à travers la mise en place d'une bonne politique d'industrialisation dans l'Union. La seconde raison est liée au fait que l'IPI peut être considéré comme l'indicateur qui capte, en partie, la production non agricole de l'économie de l'Union.

En effet, la plupart des pays sont tributaires de la production et de l'exportation de produits primaires. Compte tenu du rôle de plus en plus important que devrait jouer le secteur industriel dans la diversification des produits d'exportation, et donc de création d'emplois, il apparaît opportun d'étudier l'impact de la politique monétaire sur l'IPI qui mesure l'activité économique du secteur industriel.

Les objectifs spécifiques visés par l'étude sont les suivants :

1- examiner l'impact d'une modification du taux directeur, d'une variation des crédits à l'économie et du taux d'inflation sur l'indice de la production industrielle ;

2- comprendre les fonctions de réponses impulsionnelles de l'indice de la production industrielle et des crédits à l'économie, suite aux chocs sur le taux du guichet de prêt marginal.

Le reste du papier se présente comme suit. La deuxième section décrit la revue de littérature consacrée aux études qui se rapportent aux impacts de la politique monétaire sur l'économie réelle. La troisième section met en évidence quelques faits stylisés concernant l'évolution des crédits à l'économie et l'indice de la production industrielle au sein des pays membres de l'UEMOA. Dans la quatrième partie, l'approche méthodologique a permis de décrire les variables et les techniques d'estimation utilisées. La cinquième section présente les résultats des différentes estimations économétriques obtenus, les fonctions de réponses impulsionnelles, la décomposition de la variance de l'erreur, ainsi que le test de robustesse à travers l'utilisation de la méthode des moments généralisés GMM en système. Enfin, la dernière section conclut en faisant une synthèse des résultats et en présentant quelques enseignements utiles pour l'Union.

II – REVUE DE LITTERATURE

L'analyse des canaux de transmission de la politique monétaire a fait l'objet de plusieurs études aussi bien théoriques qu'empiriques. Le but de cette revue de littérature n'est pas d'analyser tous les canaux de transmission, mais de se concentrer sur les deux principaux canaux[1] qui semblent fonctionner dans l'Union.

Sur le plan théorique, il est montré que la politique monétaire influence la sphère réelle à travers quatre canaux, notamment les canaux des taux d'intérêt, des crédits bancaires, des prix des actifs, des taux de change ainsi que des anticipations (Mishkin et *al.*, 2010). Selon cet auteur, une politique monétaire expansionniste, à travers le canal des taux d'intérêt, entraîne une baisse des taux d'intérêt réels, conduisant à la baisse du coût du capital. Cette baisse du coût du capital pousse les agents économiques à accroître leurs dépenses d'investissement, ce qui pourrait se traduire par une augmentation de la demande agrégée et, par conséquent, du niveau de la production globale.

1 Selon une étude récente de Ary Tanimoune et Tenou (2010), les deux principaux canaux qui semblent s'opérer dans les économies de l'UEMOA sont ceux des taux d'intérêt et du crédit.

Selon la Banque de France[2], le canal du crédit bancaire, qui est un canal complémentaire à celui des taux d'intérêt, joue un rôle important dans la transmission de la politique monétaire. En effet, tous les agents économiques, qu'ils soient des ménages ou des entreprises, n'ont pas directement accès aux marchés financiers. En effet, plusieurs agents dépendent du crédit bancaire et les taux d'intérêt déterminent le coût des ressources que les banques se procurent sur les marchés monétaire ou financier. Ainsi, plus ces ressources sont chères, moins les banques sont incitées à prêter et plus elles prêtent à des taux élevés ; ce qui pourrait conduire à une diminution des crédits. En outre, il est reconnu que la politique monétaire a un impact sur les conditions et le volume du crédit distribué dans l'économie. Ainsi, une politique monétaire expansionniste se traduit par une augmentation des réserves et des dépôts bancaires, engendrant une hausse des prêts bancaires. Cette hausse du volume des prêts bancaires ou des crédits agit positivement sur la production, à travers l'accroissement des dépenses d'investissement ou éventuellement de consommation (Mishkin et *al.*, 2010). A contrario, une politique monétaire restrictive serait dissuasive pour les banques commerciales qui, si elles veulent conserver leurs marges, devraient prêter à des coûts plus élevés, ce qui pourrait réduire la demande de prêts de la part des entreprises ou des particuliers.

La plupart des études empiriques sur les canaux de transmission de la politique monétaire ont été consacrées aux pays développés et émergents. Bernanke et Gertler (1995) ont indiqué que les autorités monétaires utilisent les instruments de politique monétaire pour influencer le coût du capital, ce qui a pour objectif d'affecter la demande globale à travers les dépenses en biens durables. Parallèlement, si Chirinko (1993) a montré l'impact de la politique monétaire sur les investissements fixes des entreprises, Blinder et Maccini (1993), quant à eux, ont évalué leur effet sur la constitution de stocks des firmes industrielles. De plus, Boldin (1994), en analysant la relation entre les crédits et les marchés de construction, a révélé que le resserrement de crédits a eu un impact négatif sur les constructions de logements, ce qui a entraîné des variations de la demande agrégée, affectant ainsi le niveau de la production totale.

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

2 Banque de France (2010) : « De la crise financière à la crise économique », Chapitre 3 : L'action des Banques Centrales, Documents et Débats, 3.

En Europe, une récente étude de Papadamou et Oikonomou (2007), qui a inspiré la présente étude, a analysé l'évolution de l'indice de la production industrielle qui a été utilisé comme proxy de la production industrielle, dans huit pays[3] de l'Union européenne. Les résultats des auteurs obtenus du modèle à correction d'erreur montrent que, dans plusieurs de ces pays, le différentiel des taux d'intérêt débiteur et créditeur, dont l'augmentation permet d'accroître l'offre de crédits des banques, est un indicateur important de la variation de l'indice de la production industrielle. Ainsi, dans les pays caractérisés par un accès au crédit restreint comme l'Estonie et la Lettonie, le canal traditionnel de transmission de taux d'intérêt a été mis en évidence. Cependant, leurs résultats ont indiqué l'existence des canaux de taux d'intérêt et de crédit dans des pays qui ne connaissent pas cette restriction d'accès au crédit, notamment la Pologne et la Hongrie. Selon les auteurs, la politique monétaire commune mise en œuvre par la Banque Centrale européenne pourrait induire des effets différenciés sur la production réelle de ces nouveaux pays membres de l'Union européenne élargie.

Dans le même ordre d'idée, Pruteanu-Podpiera (2007) a étudié l'impact de la politique monétaire sur le comportement de prêts des banques commerciales en République Tchèque, en se focalisant sur des données trimestrielles couvrant la période 1996-2001. Ses résultats obtenus confirment l'existence du canal du crédit.

S'agissant des études relatives aux canaux de transmission de la politique monétaire, consacrées aux Etats membres de l'UEMOA, elles ont examiné les relations qui existent entre les taux directeurs de la BCEAO et certaines variables macroéconomiques, notamment le taux d'inflation, le volume des crédits ainsi que la croissance économique.

Il conviendrait de noter que, pour l'Union, les mécanismes de transmission de l'impact des taux directeurs de l'Institut d'émission sur le taux d'inflation passent par celui des taux directeurs sur le taux du marché monétaire (ou interbancaire) et les taux débiteurs des banques commerciales.

D'abord, l'effet des taux directeurs de la Banque Centrale sur le taux du marché interbancaire a été récemment examiné par les Services de la BCEAO, à travers une étude intitulée « analyse des liens entre l'inflation et d'autres variables économiques, monétaires et financières ». Les séries, utilisées dans le cadre de cette étude et extraites de la base de données de la Banque Centrale, couvrent la période allant de janvier 1997 à décembre 2011. Les résultats montrent une relation positive entre le taux de prêt marginal de l'Institut d'émission et le taux interbancaire. En effet, une augmentation d'un pour cent (1%) du taux de prêt marginal se traduit par une hausse du taux interbancaire à une semaine de 0,61% à court terme et de 1,55% à long terme. En ce qui concerne l'impact du taux moyen pondéré des adjudications, l'étude a révélé que son augmentation d'un pour cent (1%) induit une hausse du

3 Les pays étudiés sont la Lituanie, la Pologne, la Slovénie, la République Tchèque, l'Estonie, la Hongrie, la Lettonie et la Slovaquie.

taux interbancaire à une semaine de 0,29% à court terme et de 0,70% à long terme.

Ensuite, s'agissant de l'impact des taux débiteurs des banques sur le taux d'inflation, il existe une relation négative et significative, à long terme, entre les deux variables. Les résultats de l'étude des Services de la Banque ont montré qu'une hausse d'un pour cent (1%) du taux débiteur des banques se traduit par une baisse de l'indice des prix à la consommation de 0,05%. En outre, l'analyse de l'effet direct des taux directeurs sur le taux d'inflation, faite par Nubukpo (2002), a montré qu'un choc monétaire positif se traduit par un effet dépressif sur les prix et que l'impact du taux du marché monétaire (ou taux moyen pondéré des adjudications) est plus important à court terme que l'effet du taux de prise en pension. Par ailleurs, l'auteur a indiqué que les deux effets, non seulement, connaissent leur ampleur maximale dès la fin du premier trimestre, mais aussi dépassent leur tendance de long terme au bout d'un an et ½.

L'analyse du canal de crédit dans les Etats membres de l'UEMOA est peu documentée, à l'exception de l'étude de Ary Tanimoune et Tenou (2010) qui a utilisé la méthode d'effet de seuil de Hansen pour mettre en évidence une relation non linéaire entre les crédits et le taux de croissance.

Au total, si les études contenues dans cette revue de littérature sélective, privilégiant l'approche agrégée, ont permis de comprendre les mécanismes par lesquels la politique monétaire de la BCEAO affecte l'économie réelle, aucune d'entre elles n'a mis l'accent sur l'impact de cette politique sur l'indice de la production industrielle, occultant ainsi l'analyse sectorielle des mécanismes de transmission. Comme précédemment mentionné, la présente étude, ayant pour objectif principal de combler ce vide constaté dans la littérature, examine les effets d'une décision de politique monétaire sur l'économie réelle dans les Etats membres de l'UEMOA, en se focalisant sur les impacts des variations de l'inflation, du taux de guichet de prêt marginal et des crédits sur l'indice de la production industrielle. La disponibilité d'indicateurs conjoncturels qui captent l'activité économique dans les autres secteurs de l'activité économique devrait permettre d'étendre cette étude à ces secteurs dans les recherches futures, en vue d'avoir une meilleure connaissance de l'influence de la politique monétaire sur chacun d'eux.

III – FAITS STYLISES

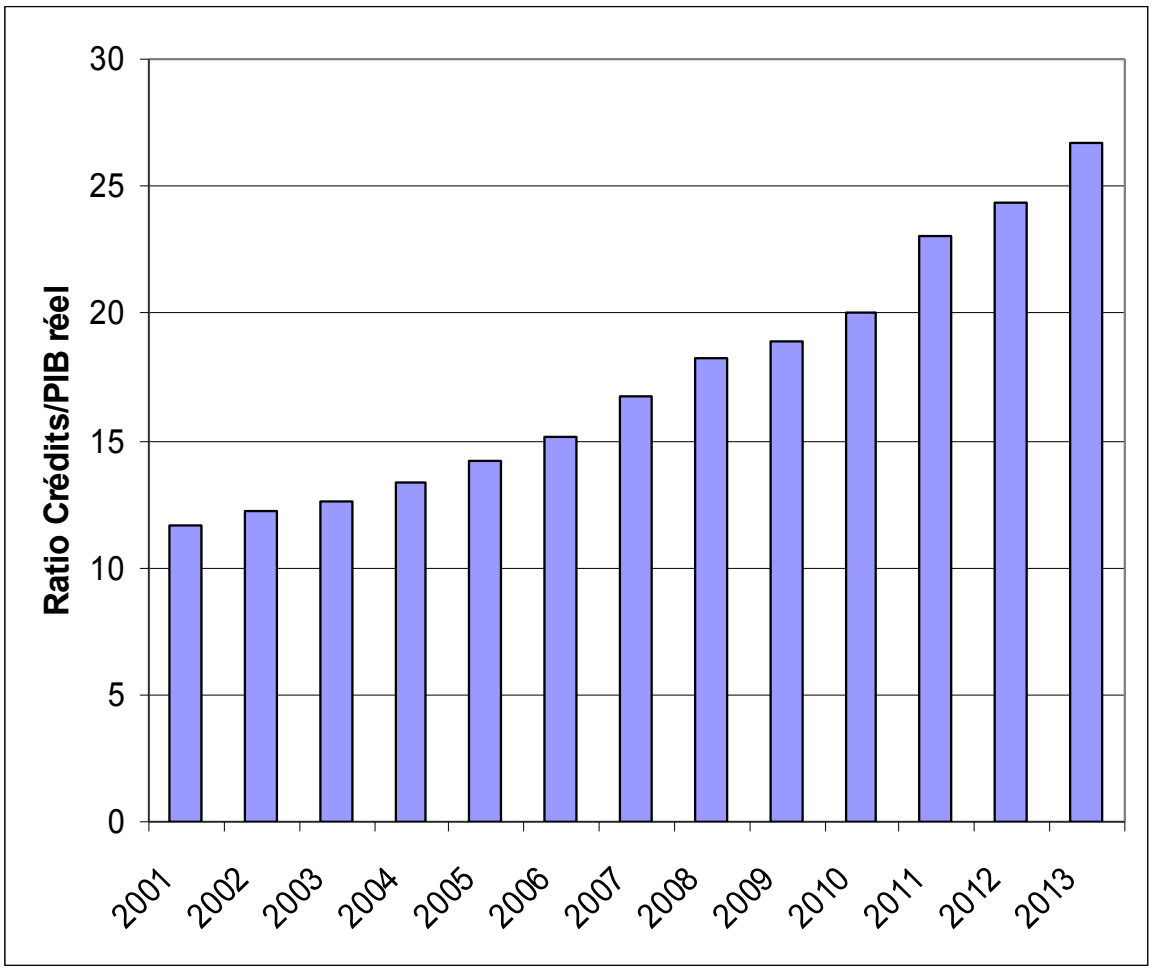
Cette section décrit l'évolution des crédits à l'économie, aussi bien dans l'Union dans son ensemble, que dans ses pays membres. Elle met en relief aussi les variations de l'indice de la production industrielle.

3.1. Les crédits à l'économie dans l'UEMOA

Le graphique ci-dessous montre la progression du ratio des crédits au PIB réel dans l'UEMOA. Le ratio des crédits au PIB réel a progressé, de façon remarquable, sur la période 2001-2013.

En effet, il est passé de 11,63% en 2001 à 26,73% en 2013. Entre 2001 et 2007, le taux de croissance annuel moyen du ratio des crédits s'est établi à 13,7%. Au cours des cinq dernières années, ce ratio a enregistré le taux de croissance annuel moyen le plus élevé qui est ressorti à 21,89%. Cependant, cette tendance à la hausse soutenue du stock de crédits dans l'UEMOA cache certaines disparités au sein des Etats membres de l'Union, qui sont analysées dans la section suivante.

Graphique 1 : Evolution du ratio des crédits au PIB réel dans l'UEMOA, 2001-2013.



Source : BCEAO.

3.2. Les crédits à l'économie dans les Etats membres de l'UEMOA

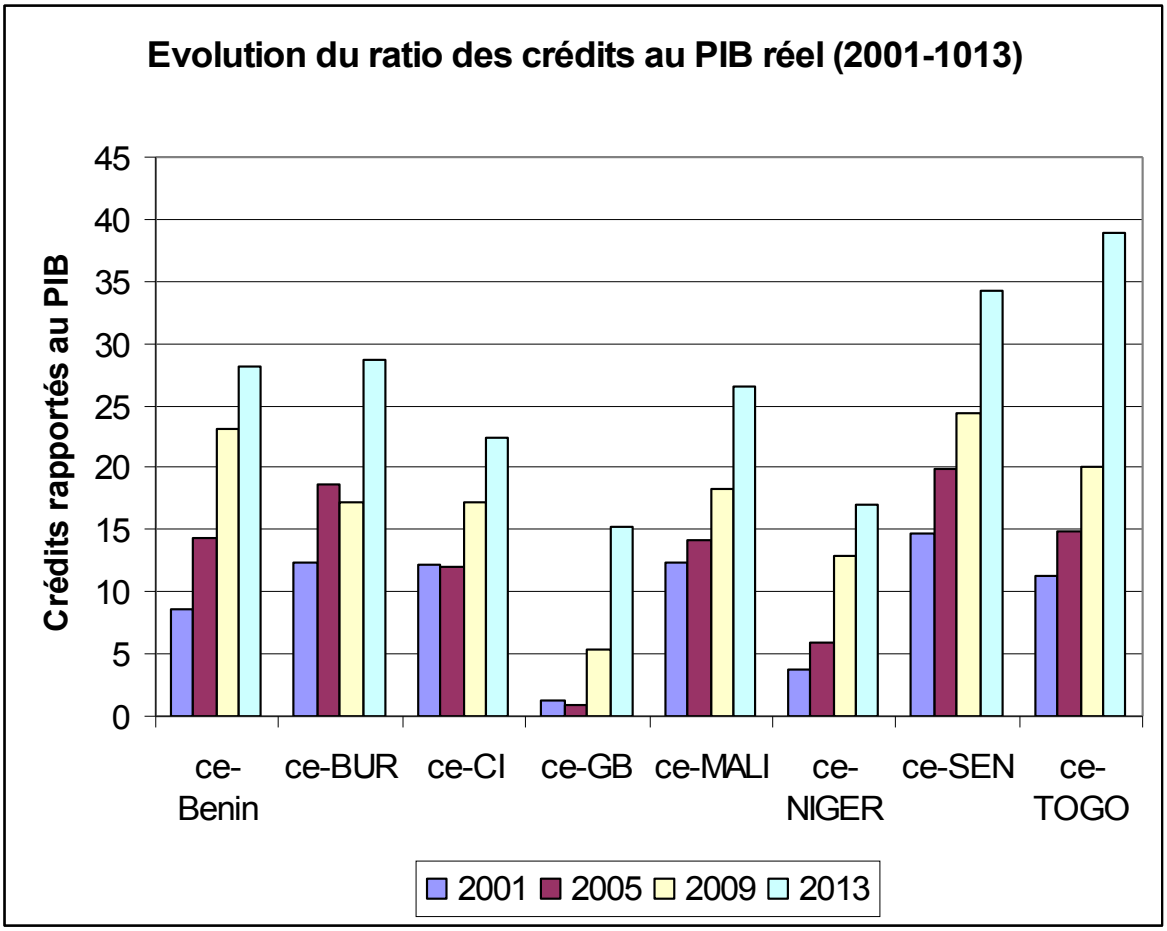
Dans le but de mieux apprécier l'évolution des crédits à l'économie, constatée dans les pays de l'Union, il est reporté dans le graphique ci-dessous les ratios des crédits rapportés au PIB réel des pays au cours des années 2001, 2005, 2009 et 2013, ce qui permet de faire des comparaisons, en tenant compte de l'effet-taille des économies.

La tendance générale indique que tous les pays, pris individuellement, ont connu une

tendance à la hausse du ratio des crédits à l'économie rapportés au PIB réel, même s'il existe des disparités par rapport à leur variation. Par exemple, en 2001, le Sénégal a enregistré le ratio des crédits au PIB le plus élevé de l'Union, avec un ratio qui s'établissait à 14,8%, suivi par le Burkina (12,4%), la Côte d'Ivoire (12,3%), le Mali (12,3%), le Togo (11,3%), le Bénin (5,5%), le Niger (3,8%) et la Guinée-Bissau (1,3%). Sur la période 2010-2014, tous les pays de l'Union ont connu une progression soutenue de leur ratio de crédits au PIB. Ainsi, ce ratio est ressorti en Côte d'Ivoire à 22,4% en 2013, contre 17,2% en 2009 et au Togo où il s'est établi à 38,8% en 2013, contre 20,1% en 2009.

En définitive, le graphique 2 a montré que l'évolution du ratio de crédits au PIB a été soutenue dans tous les Etats membres de l'Union, même si certains pays ont enregistré une légère baisse de leur ratio au cours de certaines années (par exemple, le Burkina entre 2007 et 2009, la Côte d'Ivoire en 2003 et 2005, la Guinée-Bissau entre 2003-2004, le mali en 2005 et le Togo en 2002, 2006 et 2008). Il convient de mentionner que le taux de progression diffère d'un pays à l'autre, ce qui met en évidence l'hétérogénéité des capacités d'absorption de chaque économie de l'Union. Compte tenu de la structure des économies caractérisée par une tendance à la hausse des crédits à l'économie, il apparaît donc légitime d'analyser ses impacts sur la production industrielle, en vue de mesurer l'ampleur de ses effets sur l'économie réelle.

Graphique 2 : Evolution des crédits à l'économie dans les Etats membres de l'UEMOA, 2001-2013



Source : BCEAO.

3.3. L'indice de la production industrielle

Selon l'Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques (INSEE, 2014), l'indice de la production industrielle, se rapportant au secteur secondaire, est un indicateur qui mesure les variations des quantités produites dans le secteur industriel.

L'indice de la production industrielle pour les pays de l'UEMOA est calculé par les Services de la BCEAO. En s'appuyant sur l'indice agrégé de type Laspeyres, l'IPI est obtenu au niveau « produit » sans pondération, au niveau « sous-branche », « branche » et au niveau global de « l'industrie », en utilisant un coefficient de pondération qui prend en compte le degré de désagrégation.

Au niveau « produit », l'IPI est calculé comme suit :

$$I_t = \frac{Q_i^t}{Q_i^0}$$

où Q_i^0 désigne la production du bien i à la période de base et Q_i^t représente celle du bien réalisée à la période *t*.

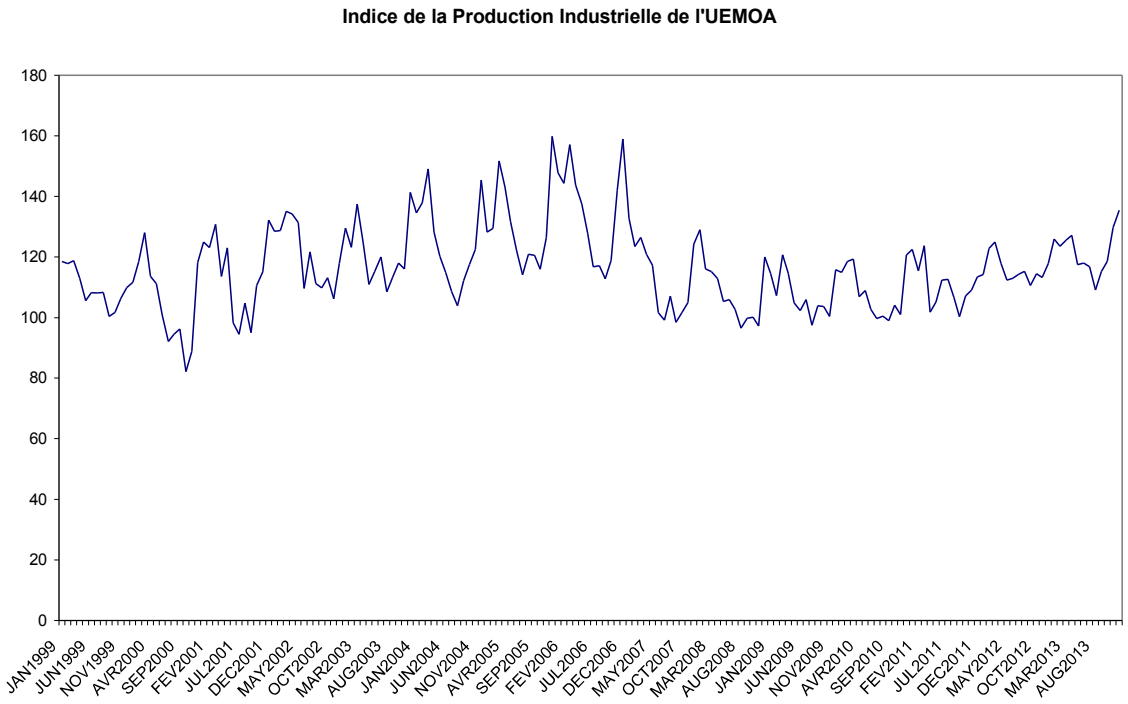
Le calcul au niveau global de l'industrie est défini de la façon suivante :

$$I=\sum_{k=1}^{p} a_k I_k \quad avec \quad a_k=\frac{VA_k^0}{\sum_{k=1}^{p} VA_k^0} \quad et \quad \sum_{k=1}^{p} a_k=100$$

où I est l'indice de l'ensemble de l'industrie, a_k désigne le coefficient de pondération de la branche *k* dans l'industrie et *p* le nombre total de branches dans le secteur industriel.

Le graphique 3 montre que l'évolution de l'IPI est caractérisée par une saisonnalité marquée par des fluctuations qui alternent des phases de croissance et de décroissance de l'indice.[4] En effet, l'indice de la production industrielle tend à décroître sur la période allant du début du premier trimestre à la fin du deuxième trimestre. Après cette phase, l'IPI amorce sa croissance sur les deux derniers trimestres de chaque année. Avant d'utiliser les données de l'IPI dans les différentes régressions économétriques, nous les avons désaisonnalisées par la méthode des moyennes mobiles qui permet de procéder au lissage de la série.

Graphique 3 : Evolution de l'indice de la production industrielle de l'UEMOA, 1999 – 2013.



Source : BCEAO.

4 La procédure de détermination de cet indice, rédigée par les Services de la BCEAO (1998), est consignée dans la « Note méthodologique relative au calcul d'un indice harmonisé de la production industrielle ».

IV- APPROCHE METHODOLOGIQUE

4.1. Données de l'étude

Les variables utilisées ont été extraites de la base de données de la BCEAO. Dans le but d'évaluer les élasticités de court et de long terme, les données, couvrant la période allant de janvier 1999 à décembre 2013, ont été exprimées en logarithme. Le choix de la période a été dicté par la disponibilité des données relatives aux variables incluses dans les différents modèles.

Comme mentionné précédemment, la variable dépendante est l'IPI, qui permet de capter le niveau de production dans le secteur industriel. Il mesure l'évolution, en quantité physique, des biens produits par les entreprises industrielles. Pour le calculer, les données sont collectées par les Directions Nationales et couvrent un échantillon de 976 entreprises. Selon les services de la BCEAO, la détermination de l'IPI dans chaque pays est réalisée en retenant environ 40 branches ou groupes de branches, couvrant près de 80% du chiffre d'affaire total.

S'agissant des variables explicatives, il est retenu :

- l'indice des prix à la consommation (IPC). Calculé par les Instituts Nationaux de la Statistique (INS) selon une méthodologie harmonisée, il représente la mesure officielle du taux d'inflation. L'augmentation du niveau général des prix peut être perçue par les industriels comme un facteur qui détériore le pouvoir d'achat des agents économiques, notamment les consommateurs qui sont sensés payer les biens produits. Ces tensions inflationnistes pourraient impacter négativement la production industrielle. De ce fait, il est attendu un coefficient négatif associé à l'inflation.

- l'indice du chiffre d'affaires (ICA). Il permet de mesurer l'évolution des ventes dans le secteur commercial des Etats membres de l'UEMOA. A l'instar de l'IPI, les données sont aussi collectées par les Directions Nationales auprès d'un échantillon d'entreprises du secteur moderne (grandes surfaces, grands magasins, etc.). Pour l'évaluation de cet indice, 20 groupes de produits ont été retenus et les données collectées portent sur les montants facturés au client. L'ICA est utilisé dans cette étude pour capter les perspectives économiques dans l'Union, même s'il ne cerne qu'une partie de ces dernières. Ainsi, si les perspectives économiques sont bonnes, cela signifie que l'ICA devrait enregistrer une tendance à la hausse, ce qui pourrait avoir un effet positif sur l'IPI. A cet égard, un signe positif est attendu de ce coefficient.

- les crédits à l'économie (CE). Ils mesurent les performances du secteur bancaire par rapport à sa capacité à octroyer des crédits aux entreprises ou aux particuliers, en vue de soutenir l'économie réelle. En théorie, une augmentation des crédits à l'économie devrait permettre aux entreprises d'accroître leurs dépenses d'investissements, en vue d'élargir leur capacité

productive. Dans cette perspective, les crédits à l'économie devraient influencer positivement la production industrielle. Le coefficient associé à cette variable est attendu positif.

- le taux directeur de la Banque Centrale. Le taux du guichet de prêt marginal (TGPM) a été retenu. La baisse du taux directeur peut s'interpréter comme une politique monétaire favorable à l'activité économique, ce qui pourrait influencer le niveau de la production industrielle, à travers la hausse des crédits à l'économie. Il est attendu un coefficient négatif, car une baisse du taux directeur pourrait directement s'accompagner d'une hausse de l'indice de la production industrielle.

Le tableau ci-après résume les signes attendus des variables explicatives du modèle :

Variables	Signes attendus
Indice des prix à la consommation	-
Crédits à l'économie	+
Indice du chiffre d'affaires	+
Taux du guichet de prêt marginal	-

4.2. Tests de stationnarité et de cointégration

Avant d'analyser l'impact de la politique monétaire sur l'indice de la production industrielle, il est nécessaire de procéder aux tests de stationnarité et de cointégration des variables. Les résultats du test de stationnarité sont résumés dans le Tableau A1 de l'Annexe 1. Ils montrent que les variables sont intégrées d'ordre 1, ce qui signifie qu'elles sont stationnaires en différence première. Pour déceler l'existence d'une relation de long terme entre les variables des différentes spécifications du modèle, il est effectué le test de cointégration de Johansen. Les résultats de ce test, qui sont reportés à l'Annexe, confirment l'existence d'une relation de long terme, ce qui permet d'estimer un modèle à correction d'erreur (MCE).

4.3. Techniques d'estimation

Comme les variables ne sont pas stationnaires, mais sont cointégrées d'ordre 1, le modèle à correction d'erreur (MCE) à la Hendry a été utilisé, dans une première partie, pour estimer les coefficients, selon l'équation 1 ci-après définie :

$$\begin{aligned}\Delta log(IPI_t) = {} & \beta_0 + \beta_1 \Delta log(IPC_t) + \beta_2 \Delta log(CE_t) + \beta_3 \Delta log(ICA_t) + \beta_4 \Delta(TGPM_t) \\ & + \beta_5 \log(IPI_{(t-1)}) + \beta_6 \log(IPC_{(t-1)}) + \beta_7 \log(CE_{(t-1)}) + \beta_8 \log(ICA_{(t-1)}) \\ & + \beta_9 TGPM_{(t-1)} + \epsilon_t \qquad (1)\end{aligned}$$

où IPI représente l'indice de la production industrielle. Avant l'utilisation de cette variable dans les régressions estimées, il a été procédé à la désaisonnalisation de la série en utilisant la méthode des moyennes mobiles qui permet le lissage de la série. CE désigne le volume des crédits à l'économie octroyés dans l'Union et TGPM mesure le taux du guichet de prêt

marginal. t représente la dimension temporelle. IPC est l'indice des prix à la consommation. ICA représente l'indice du chiffre d'affaires et les variables explicatives, retardées d'une période, ont été également incluses dans le modèle pour capter la relation de long terme. Il convient de rappeler que l'ICA, dans sa construction, est le produit des quantités vendues et des prix. Pour éliminer le risque de multicolinéarité qui résulterait de la présence simultanée de l'IPC et de l'ICA dans la même équation à estimer, l'effet-prix de l'ICA a été neutralisé en le déflatant. ε désigne l'erreur et la variable $IPI_{(t-1)}$ représente l'indice de la production industrielle retardé d'une période.

Les paramètres $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ *et* β_4 sont des coefficients qui décrivent la dynamique de court terme. Les coefficients $\beta_6, \beta_7, \beta_8$ *et* β_9 sont ceux de long terme. Le paramètre β_5 est le coefficient de correction d'erreur. Pour que le modèle à correction d'erreur soit valide, ce coefficient devrait être négatif et statistiquement significatif.

Dans une deuxième partie, il est estimé le modèle de panel dynamique ci-après, pour tester la robustesse des résultats en utilisant la méthode généralisée des moments GMM en système :

$$ipi_{(i,t)} = \alpha ipi_{(i,t-1)} + \gamma' X_{(i,t)} + \mu_i + v_t + e_{(i,t)} \qquad (2)$$

$pi_{(i,t)}$ représente le logarithme de l'indice de la production industrielle, *X* représente le vecteur des variables explicatives précédemment utilisées, *u* l'effet spécifique pays, *v* l'effet temporel, *e* le terme d'erreur, *i* l'indice pays et *t* l'indice temporel.

La différentiation de l'équation 2 permet d'éliminer le biais de variable omise lié aux effets spécifiques et aboutit à l'équation 3 suivante :

$$ipi_{(i,t)} - ipi_{(i,t-1)} = \alpha\left(ipi_{(i,t-1)} - ipi_{(i,t-2)}\right) + \gamma'\left(X_{(i,t)} - X_{(i,t-1)}\right) + \left(v_t - v_{(t-1)}\right) + \left(e_{(i,t)} - e_{(i,t-1)}\right) \quad (3)$$

Cette méthode a l'avantage de corriger les problèmes d'endogénéité liée à la présence de la variable dépendante retardée. L'inclusion de cette variable se justifie par la nécessité d'examiner l'évolution dynamique de l'indice de la production industrielle. Dans la littérature empirique, pour corriger le biais d'endogénéité, il est souvent utilisé la méthode des moments généralisée (GMM). Il en existe deux types : l'estimateur GMM en différences et l'estimateur GMM en système. En effet, Blundell et Bond (1998), en testant la méthode du GMM en système à l'aide des simulations de Monte Carlo, ont pu démontrer que cet estimateur est plus efficient que celui en différences. C'est l'estimateur GMM en système qui est donc utilisé dans le cadre du travail. Il convient de rappeler que l'estimateur GMM en système permet de combiner les équations en différences (équation 3) et en niveau (équation 2), en vue d'estimer

le système formé par ces équations. Le test de sur-identification de Sargan/Hansen de Arellano et Bond (1991), Arellano et Bover (1995) et de Blundell et Bond (1998) permet de vérifier la validité des variables retardées utilisées comme instruments. De plus, le test d'autocorrélation de second ordre permet de savoir si le terme d'erreur de second ordre est corrélé ou non, puisque par hypothèse, le terme d'erreur en différence première est corrélé au premier ordre.

V. Résultats économétriques

5.1. Analyse des résultats dans l'UEMOA

Les résultats des estimations concernant l'Union dans son ensemble sont résumés dans le Tableau 1.

Dans le Modèle 1, les variables explicatives sont l'indice des prix à la consommation (IPC), les crédits à l'économie (CE), le taux du guichet de prêt marginal (TGPM) et l'indice du chiffre d'affaires (ICA). Les résultats résumés dans la Colonne 1 montrent que le coefficient de correction d'erreur est négatif et statistiquement significatif au seuil de 1%, ce qui permet de valider l'utilisation du modèle à correction d'erreur. Ce coefficient représente la vitesse à laquelle le déséquilibre entre les niveaux désirés et effectifs de l'indice de la production industrielle est absorbé après la période qui suit un choc donné. Les estimations indiquent qu'il est égal à -0,0735, signifiant qu'un choc intervenu un mois sur l'IPI pourrait être résorbé à 7,35% dans le mois qui suit celui du choc.

Le coefficient associé à l'indice des prix à la consommation ressort négatif et significatif au seuil de 1%, aussi bien à court qu'à long terme. L'impact de l'inflation à court terme est plus prononcé que celui de long terme. En effet, il est observé qu'une progression de prix de 1% réduit l'indice de la production industrielle de 1,15% à court terme et de 0,42% à long terme. Ces résultats pourraient s'expliquer par le comportement des industriels qui anticipent une mévente de leur production à long terme, qui résulterait d'une hausse des prix. Ces tensions inflationnistes pourraient les conduire à procéder au déstockage des biens produits, à réduire leurs investissements productifs et facteurs de production, notamment la main d'œuvre. A court terme, certaines rigidités relatives aux problèmes d'équipement et de qualité des infrastructures, qui sont à l'origine de la réduction de la mobilité des facteurs de production, pourraient constituer des contraintes majeures qui limiteraient les industriels à accroître leur production, en vue de profiter de la hausse des prix.

S'agissant des crédits à l'économie, il ressort des estimations que ces derniers augmentent la production industrielle, puisque le coefficient qui leur est associé est positif et significatif à court et à long termes au seuil de 1%. Il convient également de mentionner que l'impact positif des crédits à l'économie à court terme est plus important qu'à long terme. En effet, une

augmentation de 1% des crédits à l'économie induit une hausse de 0,22% de l'indice de la production industrielle à court terme et de 0,13% à long terme.

De plus, le coefficient relatif au taux du guichet de prêt marginal affiche le signe attendu à long terme, même s'il ne ressort pas significatif aux seuils conventionnels. Par rapport au coefficient de l'indice du chiffre d'affaires, il est positif à long terme mais ne ressort pas significatif.

Les résultats de la Colonne 2 (Tableau 1) ont été obtenus sans la variable de l'indice du chiffre d'affaires. Le retrait de cette variable n'a pas affecté l'impact des autres variables sur l'IPI. Les coefficients de l'inflation et des crédits à l'économie continuent respectivement par exercer un effet néfaste et un impact positif sur la production industrielle à court et à long termes.

En revanche, lorsque l'indice des prix à la consommation, l'indice du chiffre d'affaires et le taux du guichet de prêt marginal sont les seules variables explicatives du modèle, le coefficient associé au taux du guichet de prêt marginal est négatif et devient significatif au seuil de 10% à long terme (voir Colonne 3), ce qui signifie qu'une baisse du taux directeur permettrait d'augmenter l'IPI, même si l'ampleur de l'impact est faible. De plus, l'ICA affecte positivement et significativement la production industrielle à moyen et long termes. Cependant, le pouvoir explicatif du modèle a fortement baissé, passant de 23,53% à 16%, ce qui justifie le choix des crédits à l'économie comme une variable déterminante de l'IPI. La perte de la significativité du coefficient associé au taux du guichet de prêt marginal avec l'inclusion des crédits à l'économie pourrait se justifier par le fait qu'une partie de l'effet du taux directeur serait véhiculée par les crédits qui constituent un facteur important de variation de la production industrielle.

Tableau 1 : Résultats des estimations de court et de long termes (la variable dépendante est l'indice de la production industrielle dans l'UEMOA)

Variables	[1]	[2]	[3]
	Relation de court terme		
Δlog(IPC)	-1.1587*** (-3.50)	-1.1529*** (-3.53)	-1.1992*** (-3.60)
Δlog(CE)	0.2180*** (2.67)	0.2180*** (2.94)	
Δlog(ICA)	-0.0009 (-0.02)		0.0529* (1.87)
Δ(TGPM)	0.0209 (1.13)	0.0216 (1.19)	0.0108 (0.58)
	Relation de long terme		
$Log(IPI_{(-1)})$	-0.0735*** (-2.64)	-0.0723*** (-2.69)	-0.0770*** (-2.71)
$Log(IPC_{(-1)})$	-0.4265*** (-4.02)	-0.4344*** (-4.49)	-0.1155*** (3.13)
$Log(CE_{(-1)})$	0.1322*** (3.25)	0.1371*** (4.42)	
$Log(ICA_{(-1)})$	0.0062 (0.18)		0.0824*** (3.13)
$(TGPM_{(-1)})$	-0.0051 (-1.49)	-0.0050 (-1.50)	-0.0062* (-1.76)
Constante	0.8839*** (3.08)	0.8624*** (3.30)	0.8934*** (3.05)
R^2	0.2357	0.2353	0.1599
F-Statistic (p-value)	4.9686 (0.0000)	6.4652 (0.0000)	3.9996 (0.0004)

***, **, * désignent les coefficients significatifs respectivement au seuil de 1%, 5% et 10%. Les *t*-statistiques sont entre parenthèses.

5.2. Analyse des résultats par catégorie de produits

Le but poursuivi dans cette section est d'examiner l'impact des variables précédemment utilisées sur l'évolution de l'indice de la production industrielle par catégories de produits. Il s'agit d'analyser comment l'inflation, les crédits, l'ICA et le TGPM affectent la production de certaines catégories de produits dans l'économie. A cet égard, il est utilisé l'IPI correspondant aux produits alimentaires, textiles, ainsi que l'IPI des produits manufacturés, qui constituent des branches de l'activité économique qui pourraient être sensibles aux effets des variables ci-dessus énumérées. Pour isoler l'effet de l'instrument de politique monétaire, chaque estimation a été faite avec ou sans l'instrument. Les résultats du modèle estimé, en tenant compte de l'analyse catégorielle des produits, sont consignés dans le Tableau 2.

Tableau 2 : Résultats des estimations : analyse catégorielle des produits

Variables	Cas de l'UEMOA					
	Relation de court terme					
	Industries Manufacturières		**Produits Alimentaires**		**Produits Textiles**	
ΔLog(IPC)	-1.8143**	-2.0305***	-2.5118	-2.6068*	-19.2068	-21.4332
	(-2.3884)	(-2.6573)	(-1.6292)	(-1.6573)	(-1.2902)	(-1.4189)
Δlog(CE)	0.4126**	0.3821**	0.3384	0.3246	4.3514	4.0205
	(2.1920)	(2.0241)	(0.8860)	(0.8403)	(1.1978)	(1.0991)
Δlog(ICA)	-0.0993	-0.0971	0.4799***	0.4818***	1.2951	1.3268
	(-1.4021)	(-1.3784)	(3.3281)	(3.3182)	(0.9346)	(0.9543)
Δ(TGPM)		0.0657		0.0213		0.5261
		(1.5544)		(0.2426)		(0.6296)
	Relation de long terme					
Log(IPI$_{(-1)}$)	-0.0791***	-0.0858***	-0.2586***	-0.2603***	-0.2818***	-0.2883***
	(-2.8895)	(-3.0308)	(-4.8244)	(-4.7173)	(-4.8486)	(-4.9180)
Log(IPC$_{(-1)}$)	-0.9494***	-1.0744***	-1.8884***	-1.9316***	-11.1957**	-12.2865***
	(-3.9595)	(-4.3343)	(-3.8957)	(-3.8573)	(-2.4444)	(-2.5860)
Log(CE$_{(-1)}$)	0.3000***	0.3308***	0.5269***	0.5328***	3.2888*	3.4602*
	(3.2289)	(3.5056)	(2.8105)	(2.7656)	(1.7993)	(1.8421)
Log(ICA$_{(-1)}$)	0.0299	0.0238	-0.0154	-0.0144	1.1548	1.1534
	(0.4024)	(0.3181)	(-0.1007)	(-0.0925)	(0.7980)	(0.7875)
TGPM$_{(-1)}$		-0.0065		-0.0046		-0.1171
		(-0.9495)		(-0.3311)		(-0.8917
Constante	1.4351***	1.7352***	4.1524***	4.3143***	16.0081***	19.6870***
	(3.5894)	(3.5719)	(4.6279)	(4.1523)	(3.1364)	(3.0901)
R^2	0.2015	0.2208	0.3074	0.3081	0.2134	0.2193
F-Statistic	5.3012	4.5662	9.3219	7.1773	5.6978	4.5270
(p-value)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	0.0000	0.0000

***, **, * désignent les coefficients significatifs respectivement au seuil de 1%, 5% et 10%. Les *t*-statistiques sont entre parenthèses.

Le modèle sans la variable de politique monétaire révèle que le coefficient associé à l'indice des prix à la consommation est négatif et significatif à long terme pour les trois catégories de produits alimentaires, manufacturiers et textiles. En revanche, l'inflation affecte négativement et significativement la production industrielle des produits manufacturés à court terme, le coefficient qui lui est associé étant ressorti certes négatif, mais non significatif pour les produits alimentaires et textiles.

L'analyse sectorielle de l'impact des crédits à l'économie indique que ces derniers ont un effet positif et significatif de long terme sur l'IPI des produits manufacturiers, alimentaires et textiles. Cependant, il ne semble pas exister de relation de court terme entre les crédits à l'économie et l'indice de la production industrielle des catégories de produits ci-dessus mentionnées,

puisque les coefficients ne sont pas significatifs aux seuils conventionnels, même s'ils affichent le signe attendu.

Lorsque le taux de prêt marginal est inclus dans les estimations, les résultats sont restés globalement inchangés par rapport aux variables initialement incluses dans les différents modèles estimés. Il est observé un effet positif persistant des crédits à l'économie à long terme dans les trois catégories de produits. S'agissant de l'impact du taux de prêt marginal, les résultats montrent que le coefficient associé à la variable de politique monétaire affiche le signe négatif attendu à long terme.

Au total, il ressort de l'analyse catégorielle que les crédits à l'économie exercent un impact positif sur la production industrielle des groupes de produits considérés. L'effet direct du taux de prêt marginal sur l'IPI à long terme est négatif mais non significatif. Cependant, la stabilité des prix au sein de l'Union qui constitue l'objectif principal de la politique monétaire de la Banque Centrale a un effet positif aussi bien à court qu'à long terme sur la production industrielle.

5.3. Analyse des résultats par pays

Les résultats des estimations par pays sont résumés dans le Tableau 3. Le premier constat qui se dégage de l'examen de ces résultats est que les tensions inflationnistes affectent négativement et significativement l'IPI dans tous les pays de l'UEMOA, à l'exception du Niger où l'effet à long terme est positif mais non significatif.

Le deuxième constat qu'il conviendrait de souligner, à l'instar des résultats précédents, est que le coefficient du terme d'erreur est négatif et significatif au seuil de 1%, dans toutes les estimations, pour tous les pays, permettant de valider le modèle à correction d'erreur utilisé.

S'agissant du troisième constat, il est indiqué que l'impact des crédits à l'économie, à long terme, est positif et significatif dans trois des sept pays considérés, à savoir le Bénin, le Togo et le Burkina. Pour ce dernier pays, l'effet à court terme est aussi positif et significatif, même s'il est positif mais non significatif pour la Côte d'Ivoire, le Mali et le Sénégal. Ce résultat est intéressant dans la mesure où il indique que tout choc susceptible d'accroître les crédits à l'économie pourrait aussi positivement influer sur l'indice de la production industrielle.

En ce qui concerne le quatrième constat, les résultats révèlent qu'en Côte d'Ivoire, au Mali et au Sénégal, le coefficient de court terme associé à l'indice du chiffre d'affaires est ressorti positif et significatif, indiquant une relation positive entre cette variable et l'indice de la production industrielle. De plus, ce coefficient est ressorti, à long terme, positif et significatif au seuil de 1% pour le Niger.

Enfin, le coefficient du taux du guichet de prêt marginal est certes négatif à long terme en Côte d'Ivoire, au Niger et au Togo, mais ne ressort significatif que pour la Côte d'Ivoire. L'effet du

TGPM est également négatif et significatif à court terme au Sénégal.

Tableau 3 : Résultats des estimations par pays

Variables	Cas des pays membres de l'UEMOA						
	Relation de court terme						
	BENIN	BURKINA	COTE D'IVOIRE	MALI	NIGER	SENEGAL	TOGO
ΔLog(IPC)	-0.8945	-3.2149**	-1.6568**	-3.4734**	-0.1207	-2.8932**	-2.0820***
	(-1.5356)	(-2.0257)	(-2.1025)	(-2.0100)	(-0.3018)	(-3.3196)	(-4.5774)
Δlog(CE)	-0.0118	1.9117***	0.1336	0.4306	-0.0054	0.1507	-0.0074
	(-0.0651)	(3.4397)	(0.7587)	(1.2205)	(-0.0403)	(0.4553)	(-0.0623)
Δlog(ICA)	-0.0506	0.1348	0.3453***	0.3232*	0.0308	0.3517***	-0.0334
	(-1.1340)	(1.0265)	(3.6794)	(1.6743)	(0.7950)	(4.1800)	(-0.5490)
Δ(TGPM)	0.0046	0.1485	-0.0272	0.1370	-0.0036	-0.1428*	0.0219
	(0.0692)	(0.7842)	(-0.4085)	(0.7074)	(-0.0713)	(-1.7340)	(0.3924)
	Relation de long terme						
$Log(IPI_{(-1)})$	-0.1361***	-0.2349***	-0.2753***	-0.3698***	-0.2079***	-0.6673***	-0.1744***
	(-2.9627)	(-4.3597)	(-4.3419)	(-5.6944)	(-4.6881)	(-8.7947)	(-3.6681)
$Log(IPC_{(-1)})$	-0.2610	-1.7879***	-0.4026**	-0.9087**	0.0541	-0.5353*	-0.1764
	(-1.1209)	(-2.6088)	(-2.1277)	(-2.1468)	(0.3117)	(-1.7458)	(-1.3920)
$Log(CE_{(-1)})$	0.0720	0.5546**	0.0571	0.3136	-0.0149	0.0351	0.0632*
	(0.9622)	(2.1585)	(0.5656)	(1.4424)	(-0.4261)	(0.4208)	(1.6925)
$Log(ICA_{(-1)})$	0.0132	0.0140	0.0532	0.1087	0.1296***	0.1088	0.0392
	(0.3262)	(0.1234)	(0.5656)	(0.7639)	(2.7992)	(1.2575)	(0.6021)
$(TGPM_{(-1)})$	0.0043	0.0284	-0.0352**	0.0448	-0.0060	0.0279	-0.0004
	(0.3282)	(0.6257)	(-2.3186)	(1.0393)	(-0.6860)	(1.5582)	(-0.0437)
Constante	1.2374**	4.2820***	2.7330***	2.9606**	0.8532	5.0150***	1.1262**
	(2.3818)	(2.8629)	(3.1772)	(2.3990)	(1.5198)	(5.3858)	(2.1654)
R^2	0.1154	0.2712	0.3186	0.2402	0.1528	0.4922	0.1944
F-Statistic	2.1025	5.9954	7.5353	5.0941	2.9073	15.6207	3.8887
(p-value)	(0.0328)	(0.0000)	(0.0000)	(0,0000)	(0.0034)	(0.0000)	(0.0001)

***, **, * désignent les coefficients significatifs respectivement au seuil de 1%, 5% et 10%. Les *t*-statistiques sont entre parenthèses. La Guinée Bissau n'est pas incluse dans les estimations parce que certaines données, concernant ce pays, sont indisponibles sur la période de l'étude. Les résultats sont obtenus en utilisant les valeurs déflatées de l'indice du chiffre d'affaires et des crédits à l'économie de chaque pays.

5.4. Le modèle VAR

Cette section met en exergue les fonctions de réponses impulsionnelles et la décomposition de la variance de l'erreur de prévision issues des résultats du modèle VAR.

5.4.1. Les fonctions de réponses impulsionnelles (FRI)

Pour dériver les fonctions de réponses impulsionnelles qui sont présentées à l'Annexe 2, nous avons estimé un modèle VAR d'ordre 1 sur les variables stationnaires, en vue de corroborer

les résultats précédemment obtenus.[5] Les résultats permettent de déterminer le délai et l'ampleur des chocs sur l'inflation, les crédits et le taux du guichet de prêt marginal, ainsi que leur persistance sur la production industrielle.

Le test de causalité de Granger[6] a permis de déterminer l'ordre des variables ci-après définies : TGPM → ICA → IPC → CE → IPI.

Les FRI montrent qu'un choc positif des crédits, de l'inflation et du taux de guichet de prêt marginal dans l'Union se traduit, un mois plus tard, par un accroissement de l'indice de la production industrielle. En effet, les résultats indiquent qu'une augmentation de 1% de l'écart-type du volume des crédits induit une hausse de la production industrielle dont l'effet maximal est atteint au bout de deux mois. L'impact des crédits demeure positif et amorce sa baisse pour atteindre son niveau initial au bout de seize mois environ.

Il ressort également de l'analyse des FRI qu'une augmentation du taux d'inflation se traduit par une baisse de la production industrielle. Un accroissement de 1% de l'écart-type du taux d'inflation induit une baisse de l'IPI dont l'ampleur est maximale à la fin du premier trimestre. Après cette période, l'IPI commence à augmenter avant de tendre vers son niveau d'équilibre.

Enfin, un choc positif sur le taux du guichet de prêt marginal, caractérisé par sa baisse, fait augmenter l'indice de la production industrielle qui atteint son niveau le plus élevé au bout de trois mois. Après cette phase, l'impact positif du taux directeur s'atténue pour amorcer sa baisse vers son niveau d'équilibre au bout de seize mois.

5.4.2. La décomposition de la variance

L'analyse de la décomposition de l'erreur de prévision sur une période de 12 mois a été résumée à l'Annexe 5. Les résultats ont permis de montrer la contribution des innovations des crédits à l'économie, de l'inflation, du taux de guichet de prêt marginal et de l'indice de la production industrielle à la variance de l'erreur de prévision de chacune de ces variables.

D'abord, il est indiqué que 3,54% de la variance de l'erreur de prévision de l'indice de la production industrielle provient des innovations de l'indice des prix à la consommation, 0,68% résulte des innovations des crédits à l'économie et 0,48% de celles du taux du guichet de prêt marginal. Par ailleurs, 95,28% de la variance de l'erreur de prévision de l'indice de la production industrielle est due à ses propres innovations.

Ensuite, les résultats de décomposition de la variance de l'erreur de prévision des crédits à l'économie dans l'Union montrent que 14,43% de cette variance découle des innovations de l'indice de la production industrielle, 0,15% et 0,06% respectivement de celles du taux du guichet de prêt marginal et de l'indice des prix à la consommation. Il est observé que l'erreur

5 L'ordre a été obtenu à partir du critère de Schwarz.

6 Les résultats du test de causalité de Granger sont résumés à l'Annexe 3.

de prévision des crédits à l'économie est expliquée à 85,35% par ses propres innovations.

De plus, la variance de l'erreur de prévision de l'indice des prix à la consommation dans l'Union est expliquée à 87,50% par ses propres innovations, à 8,94% par l'évolution de l'indice de la production industrielle, à 2,88% par la variation des crédits à l'économie et à 0,67% par les innovations du taux du guichet de prêt marginal.

Enfin, s'agissant du taux du guichet de prêt marginal, la variance de l'erreur de prévision est expliquée à 97,03% par ses propres innovations, à 0,36% par celles de l'indice de la production industrielle, à 1,68% par les innovations des crédits à l'économie et à 0,91% par celles de l'indice des prix à la consommation.

5.5. Estimation par la méthode de GMM en système

Les résultats des estimations obtenues avec la méthode de GMM en système sont résumés dans le Tableau 4. Ils indiquent que le test de Hansen ne permet pas de rejeter l'hypothèse de validité des variables retardées en niveau et en différences utilisées comme instruments pour corriger les problèmes potentiels de biais d'endogénéité et de simultanéité entre la variable dépendante et certaines variables explicatives. De plus, le test d'autocorrélation de Arellano et Bond permet d'accepter l'hypothèse d'absence d'autocorrélation de second ordre.

Le modèle de la Colonne 1 (Tableau 4) inclut la variable dépendante retardée et l'indice des prix à la consommation comme variables explicatives de l'indice de la production industrielle. Il ressort que le coefficient associé à la variable dépendant retardée est positif et statistiquement significatif au seuil de 1%, ce qui signifie que la variable retardée est un bon déterminant de la valeur contemporaine de l'indice de la production industrielle. La significativité de ce coefficient dans toutes les équations estimées (voir Colonnes 1 à 4 du Tableau 4) permet de valider l'utilisation du modèle dynamique estimé par la méthode GMM en système. De plus, le coefficient relatif à l'inflation est encore ressorti négatif et significatif, impliquant toujours l'effet néfaste de l'inflation sur la production industrielle.

L'insertion de la variable crédits à l'économie a réduit les coefficients associés à l'indice des prix à la consommation et la variable dépendante retardée. En outre, le coefficient des crédits est apparu positif et significatif, indiquant toujours l'effet positif que les crédits exercent sur la production industrielle.

La Colonne 4 (Tableau 4) présente les résultats où toutes les variables ont été incluses dans le modèle. Il ressort, une fois encore, que les crédits à l'économie et l'indice du chiffre d'affaires exercent un impact positif et significatif sur l'IPI. L'inflation affecte négativement la production industrielle. Le coefficient associé au taux du guichet de prêt marginal ressort négatif, même s'il n'est pas statistiquement significatif au seuil de 10%. Tous ces résultats obtenus avec le modèle GMM en système corroborent ceux précédemment estimés avec le

modèle à correction d'erreur.

Tableau 4 : Résultats des estimations de GMM système

Variables	[1]	[2]	[3]	[4]
Log(IPI$_{(t-1)}$)	0,8689*** (23,20)	0,6686*** (12,60)	0,6088*** (8,07)	0,611*** (6,22)
Log(IPC$_t$)	-13,37083** (-2,60)	-7,0954*** (-3,05)	-3,9937* (-1,70)	-7,7028** (-2,09)
Log(CE$_t$)		1,4737* (1,86)	1,2538** (2,24)	0,8169* (1,76)
Log(ICA$_t$)			0,2490*** (3,37)	0,0426 (0,61)
TGPM$_t$				-0,0396 (-1,22)
Constante	0,6608*** (3,89)	1,5996*** (6,39)	1,7823*** (5,30)	2,0458*** (3,71)
Observations	1085	1085	1085	1085
AR(1)	0,087	0,047	0,071	0,078
AR(2)	0,196	0,291	0,217	0,199
Test de Hansen (p-value)	0,579	0,622	0,982	0,821

***, **, * désignent les coefficients significatifs respectivement au seuil de 1%, 5% et 10%. Les *t*-statistiques sont entre parenthèses. AR(1) et AR(2) sont les tests d'autocorrélation de premier et second ordres d'Arellano et Bond.

5.6. Relation entre le taux directeur de la BCEAO et les crédits à l'économie : Modèle VAR sur panel

Cette section a pour objectif d'examiner le canal par lequel la politique monétaire affecte l'activité du secteur secondaire. A cet égard, elle analyse la réaction des crédits à l'économie au choc de politique monétaire, à travers la variation du taux du guichet de prêt marginal de la BCEAO. En suivant l'approche développée dans Love et Zicchino (2006), nous avons utilisé le modèle VAR sur panel. Selon ces auteurs, cette technique a l'avantage de se reposer sur l'approche traditionnelle VAR qui considère toutes les variables du système comme étant endogènes. De plus, elle permet de traiter le problème d'hétérogénéités individuelles inobservées. En suivant le critère de Schwarz, le nombre optimal de retards retenu pour dériver la fonction de réponse impulsionnelle issue du modèle VAR sur panel est 4. Le test de stationnarité sur données de panel indique que les crédits à l'économie sont intégrés d'ordre 1 et la variable TGPM est stationnaire en niveau. De plus, le test de cointégration de Johansen

et Fisher a conduit à l'absence de relation de cointégration entre les deux variables.

Le graphique de l'Annexe 6 montre les résultats de la FRI des crédits à l'économie au choc du taux du guichet de prêt marginal. Il révèle qu'une baisse du taux directeur impacte positivement les crédits à l'économie. Cet impact positif du TGPM est maximal au bout de deux mois et se maintient jusqu'à la fin du premier trimestre. L'effet s'estompe pour tendre vers son niveau d'équilibre à partir de 12 mois environ.

La décomposition de la variance de l'erreur de prévision des crédits à l'économie dans l'Union sur une période de 12 mois indique que 89,61% de cette variance découle de ses propres innovations et que 10,39% est expliquée par celles du taux du guichet de prêt marginal. Le test de stabilité du modèle VAR sur panel montre que les racines inversées du polynôme caractéristique autorégressif appartiennent au cercle unité du plan complexe (voir Annexe 6).

Au total, ces différents résultats montrent clairement que la politique monétaire a un impact sur la production industrielle. Cet effet est véhiculé par le canal des crédits et la transmission se présente comme suit : une baisse du taux du guichet de prêt marginal accroît les crédits à l'économie. Cette augmentation des crédits induit un impact positif sur l'indice de la production industrielle.

VI. CONCLUSION

La présente étude a pour objectif d'analyser l'impact de l'inflation, des crédits à l'économie, de l'indice du chiffre d'affaires et du taux de guichet de prêt marginal sur l'indice de la production industrielle. Les résultats ont montré qu'une augmentation de 1% des crédits à l'économie se traduit par une augmentation, à long terme, de 0,13% de l'indice de la production industrielle. Ce résultat suggère que, lorsque le taux directeur de la Banque Centrale baisse, les banques commerciales peuvent emprunter à moindre coût, ce qui leur permet d’accorder des prêts, à des coûts raisonnables, aux entreprises ou aux particuliers qui empruntent pour financer leur activité économique.

Les résultats de l'Union ont également indiqué, dans la quasi totalité des estimations, que le coefficient du taux d'inflation est ressorti négatif et statistiquement significatif. Cela signifie que les tensions inflationnistes induisent un impact négatif et significatif sur la production industrielle. Le modèle à correction d'erreur révèle qu'une augmentation de 1% de l'inflation se traduit par une baisse de l'indice de la production industrielle de 1,15% à court terme et de 0,42% à long terme. L'analyse par pays a montré que ces effets persistent également au Bénin, au Burkina, en Côte d'Ivoire, au Mali, au Sénégal et au Togo, même si pour le Togo, le coefficient n'est pas statistiquement significatif à long terme.

L'effet positif du taux du guichet de prêt marginal sur l'IPI est véhiculé par le canal des crédits puisqu'une baisse du taux directeur de la Banque Centrale accroît les crédits à l'économie, qui

induisent une augmentation de la production industrielle. Cet effet dépend également des variantes de modèle, des pays et de l'horizon considérés. Par exemple, lorsque le TGPM et les crédits ne sont pas simultanément inclus dans le modèle, le coefficient associé au TGPM ressort négatif et significatif à long terme. En ce qui concerne l'analyse des pays, l'instrument de la politique monétaire affecte positivement la production industrielle en Côte d'Ivoire à long terme et au Sénégal à court terme.

Les résultats des fonctions de réponses impulsionnelles ont corroboré les estimations obtenues par le modèle à correction d'erreur, ce qui pourrait signifier que le canal du crédit serait celui qui semble s'opérer le mieux dans l'Union.

Les résultats de cette étude militent en faveur de mesures de stabilité des prix et d'accroissement modéré des crédits à l'économie dont les effets sur l'indice de la production industrielle sont positifs. Ces résultats, très intéressants, permettent de mettre en exergue le bien-fondé de l'objectif principal de stabilité des prix que poursuivent les Autorités monétaires de la BCEAO qui doivent poursuivre les efforts pour garantir cette stabilité indispensable au développement de l'activité économique.

Enfin, compte tenu de la structure des économies des Etats membres de l'Union, caractérisée par la prédominance du secteur primaire, les réflexions futures seraient d'étendre cette analyse aux autres secteurs, notamment agricole et des services, en vue d'évaluer l'impact de la politique monétaire sur ces secteurs.

VII- BIBLIOGRAPHIE

Abdel-Baki, M. (2010) : « The effects of bank reforms on the monetary transmission mechanism in emerging markets economies : Evidence from Egypt », *African Development Review*, vol 22, n°4, p. 526-539.

Ary Tanimoune, N. et K. Tenou (2010) : « Les effets de seuil dans le canal strict du crédit : une analyse empirique appliquée à l'UEMOA », Document présenté au 5ème Colloque Bceao - Universités et Centre de recherche, Dakar (Sénégal), les 24 et 25 mai 2010.

Banque de France (2010) : « De la crise financière à la crise économique », Chapitre 3 : L'action des Banques Centrales, Documents et Débats, 3.

Bernanke, B. S. (1993) : « Credit in the macroeconomy », Quarterly Review, 18(1).

Bernanke, B. S. et A. Blinder (1992) : « The federal fund rate and the channels of monetary transmission », *American Economic Review*, 82(4), pp. 901-921.

Bernanke, B. S. et M. Gertler (1995) : « Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission », *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), pp. 27-48.

Blinder, A. et L. Maccini (1991) : « Taking stock : A critical assessment of recent research on inventories », Journal of Economic Perspectives, 5, pp. 73-96.

Blundell, R. et S. Bond (1998) : « Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models », *Journal of Econometrics*, 87, pp. 115-143.

Boldin, M. (1994) : « Econometric analysis of the recent downturn in housing : Was it a credit crunch? », mimeo, Federal Reserve Bank of New York.

Chirinko, R. (1993) : « Business fixed investment spending : A critical survey of modeling strategies, empirical results, and policy implications », *Journal of Economic Literature*, 31, pp. 1875-1911.

Dabla-Norris, E. et H. Floerkemeier (2006) : « Transmission Mechanisms of Monetary Policy in Armenia: Evidence from VAR Analysis », IMF Working Paper No. 06/248 (Washington: International Monetary Fund).

Dembo Toe, M. et M. Hounkpatin (2007) : « Lien entre la masse monétaire et l'inflation dans les pays de l'UEMOA », Document d'Etude et de Recherche, DER/07/02, BCEAO, Mai 2007.

Diagne, A. et F. B. Doucouré (2000) : « Les canaux de transmission de la politique monétaire dans les pays de l'UEMOA », Mimeo, CREA et FASEG, Université Cheikh Anta DIOP, Dakar, Sénégal.

Diop, P. L. (1998) : « L'impact des taux directeurs de la BCEAO sur les taux débiteurs des banques », Document d'Etude et de Recherche, DER/98/01, BCEAO.

Johansen, S. (1991) : « Estimating and testing cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models, *Econometrica*, 59, 1551-1580.

Engle, R. (1982) : « Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U.K. Inflation », *Econometrica*, 50(4), 987–1008.

Engle, R. et C. W. J. Granger (1987) : « Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing », *Econometrica*, 55(2), 251–276.

Gerlach, S. et F. Smets (1995) : « The Monetary Transmission Mechanism : Evidence from the G7 Countries », B.I.S. Working Paper, N° 26, april.

Harris, E. S., Boldin, M. et M. D. Flaherty (1994) : « The Credit Crunch and the Construction Industry », Federal Reserve Bank of St. Louis.

Kone, S. (2000) : « L'impact des politiques monétaire et budgétaire sur la croissance économique dans les pays de l'UEMOA », Document d'Etude et de Recherche, DER/98/03, BCEAO.

Kashyap, A., O. Lamont et J. Stein (1994) : « Credit Conditions and the cyclical behavior of inventories », *Quarterly Journal of Economics*, 109, pp. 565-592.

Love, I. et L. Zicchino (2006) : « Financial Development and Dynamic Investment Behavior : Evidence from Panel VAR », *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 46, pp. 190-210.

Mishkin, F., Bordes, C., Hautcoeur, P-C., Lacoue-Labarthe, D. et X. Ragot (2010) : « Monnaie, banque et marchés financiers », 9è édition, Pearson.

Mishra, P., Montiel, P. J. et A. Spilimbergo (2012) : « Monetary transmission in Low-Income Countries : Effectiveness and policy implications », *IMF Economic Review*, vol 60, n°2.

Nubukpo, K. K. (2002) : « L'impact de la variation des taux d'intérêt directeurs de la BCEAO sur l'inflation et la croissance dans l'UMOA », Document d'Etude et de Recherche, DER/01/07, BCEAO.

Papadamou, S. et G. Oikonomou (2007) : « The monetary transmission mechanism : Evidence from eight economies in transition », *International Economic Journal*, vol. 21, n°4, p. 559 – 576.

Perron, P. et S. Ng (1996) : « Useful modifications to some unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties », *Review of Economic Studies*, 63(3), 435–465.

Pruteanu-Podpiera, A. M. (2007) : « The role of banks in the Czech monetary policy transmission mechanism », *Economics of Transition*, 15(2), pp. 393-428.

Rault, C. (2007) : « Une synthèse de l'exogénéité dans les modèles vectoriels à correction d'erreurs », Document de Recherche, Laboratoire d'Economie d'Orléans.

Samba Mamadou, O. (1998) : « Modèle intégré de projection Macro-économétrique et de Simulation pour les Etats membres de l'UEMOA (PROMES) : cadre théorique », Document d'Etude et de Recherche, DER/98/05, BCEAO, Août 1998.

Services de la BCEAO (2012) : « Analyse des liens entre l'inflation et d'autres variables économiques, monétaires et financières », Document de travail, BCEAO.

Sharpe, S. (1990) : « Asymmetric information, bank lending and implicit contracts: a stylized model of customer relationships », *Journal of Finance*, 45, 1069-87.

Sheefeni, J. P. S. et M. K. Ocran (2012) : « Monetary policy transmission in Namibia : A review of the interest rate channel », *Journal for Studies in Economics & Econometrics*, vol 36, n°3, pp. 47-63.

Stiglitz et Weiss (1981) : « Credit rationing in markets with imperfect information », *American Economic Review*, 71(3), pp. 93-410.

Taylor, J. (1995) : « The monetary transmission mechanism : An empirical framework », *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), pp. 11-26.

Tenou, K. (1998) : « Les Déterminants de la croissance à long terme dans les pays de l'UEMOA », Document d'Etude et de Recherche, DER/98/07, BCEAO.

Sites Consultés :

Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques (INSEE, 2014) http://www.insee.fr/fr/bases-de-donnees/bsweb/theme.asp?id=07.

ANNEXE

Annexe 1 : Résultats des tests de racine unitaire et de cointégration des variables

Tableau A1 : UEMOA : Test de racine unitaire

	En Niveau		En Différence		Conclusion
	Valeur		Valeur		
Variables	Empirique	Probabilité	Empirique	Probabilité	
IPC	-1.003006	0.7516	-10.69244	0.0000	I(1)
IPI	-1.626058	0.4667	-3.174803	0.0236	I(1)
ICA	1.364332	0.9989	-3.959573	0.0022	I(1)
CE	3.257699	1.000	-15.97853	0.0000	I(1)
TGPM	-1.526602	0.5176	-8.925525	0.0000	I(1)
IPI produits alimentaires	-1.142703	0.6978	-4.142689	0.0011	I(1)
IPI industries manufacturières	-1.545802	0.5076	-2.670736	0.0817	I(1)
IPI produits textiles	-1.247884	0.6525	-12.11185	0.0000	I(1)

Source : BCEAO.

Tableau A2 : UEMOA : Résultats des tests de Cointégration de Johansen

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.486076	142.9007	69.81889	0.0000
At most 1	0.142843	40.38603	47.85613	0.2090
At most 2	0.072375	16.64938	29.79707	0.6658
At most 3	0.028769	5.079769	15.49471	0.8003
At most 4	0.003787	0.584306	3.841466	0.4446

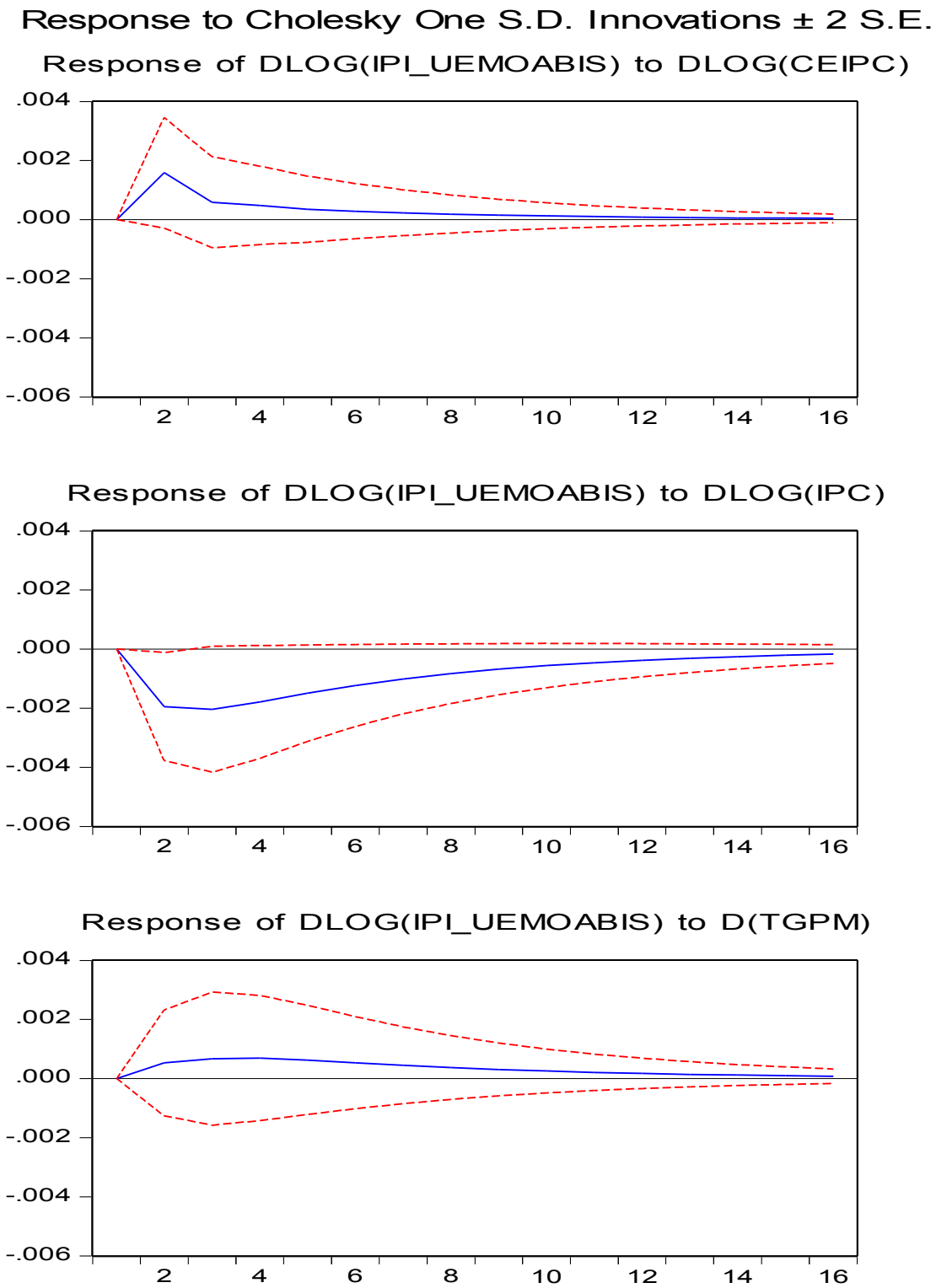
Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.486076	102.5147	33.87687	0.0000
At most 1	0.142843	23.73665	27.58434	0.1442
At most 2	0.072375	11.56961	21.13162	0.5904
At most 3	0.028769	4.495463	14.26460	0.8037
At most 4	0.003787	0.584306	3.841466	0.4446

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Annexe 2 : UEMOA : Les fonctions de réponses impulsionnelles de l'indice de la production industrielle à la suite du choc sur les crédits, l'inflation et le taux du guichet de prêt marginal.



Annexe 3

Tableau A3: Test de causalité de Granger

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LOG(IPC) does not Granger Cause LOG(CE)	155	7.88930	0.0056
LOG(CE) does not Granger Cause LOG(IPC)		3.96926	0.0481
LOG(ICA) does not Granger Cause LOG(CE)	155	1.21951	0.2712
LOG(CE) does not Granger Cause LOG(ICA)		30.2061	2.E-07
LOG(IPI_UEMOA) does not Granger Cause LOG(CE)	155	3.11616	0.0795
LOG(CE) does not Granger Cause LOG(IPI_UEMOA)		0.28738	0.5927
LOG(TGPM) does not Granger Cause LOG(CE)	155	0.97830	0.3242
LOG(CE) does not Granger Cause LOG(TGPM)		0.54994	0.4595
LOG(ICA) does not Granger Cause LOG(IPC)	155	3.24838	0.0735
LOG(IPC) does not Granger Cause LOG(ICA)		21.8832	6.E-06
LOG(IPI_UEMOA) does not Granger Cause LOG(IPC)	155	1.03831	0.3098
LOG(IPC) does not Granger Cause LOG(IPI_UEMOA)		0.00025	0.9874
LOG(TGPM) does not Granger Cause LOG(IPC)	155	1.39807	0.2389
LOG(IPC) does not Granger Cause LOG(TGPM)		0.00481	0.9448
LOG(IPI_UEMOA) does not Granger Cause LOG(ICA)	155	1.15363	0.2845
LOG(ICA) does not Granger Cause LOG(IPI_UEMOA)		1.22466	0.2702
LOG(TGPM) does not Granger Cause LOG(ICA)	155	5.45955	0.0208
LOG(ICA) does not Granger Cause LOG(TGPM)		0.02399	0.8771
LOG(TGPM) does not Granger Cause LOG(IPI_UEMOA)	155	0.35741	0.5508
LOG(IPI_UEMOA) does not Granger Cause LOG(TGPM)		1.28985	0.2579

Annexe 4

Stationnarité en panel des variables en niveau

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)
Series: LOG(Credits)
Date: 12/16/14 Time: 18:27
Sample: 1 1092
Exogenous variables: Individual effects
User-specified lags: 12
Total (balanced) observations: 1001
Cross-sections included: 7

Method	Statistic	Prob.**
Im, Pesaran and Shin W-stat	1.31125	0.9051

** Probabilities are computed assuming asympotic normality

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)
Series: LOG(ICA)
Date: 12/16/14 Time: 18:30
Sample: 1 1092
Exogenous variables: Individual effects
User-specified lags: 12
Total (balanced) observations: 1001
Cross-sections included: 7

Method	Statistic	Prob.**
Im, Pesaran and Shin W-stat	-1.67157	0.0473

** Probabilities are computed assuming asympotic normality

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)
Series: TGPM
Date: 12/16/14 Time: 18:31
Sample: 1 1092
Exogenous variables: Individual effects
User-specified lags: 12
Total (balanced) observations: 1001
Cross-sections included: 7

Method	Statistic	Prob.**
Im, Pesaran and Shin W-stat	-2.65175	0.0040

** Probabilities are computed assuming asympotic normality

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)
Series: LOG(IPC)
Date: 12/16/14 Time: 18:36
Sample: 1 1092
Exogenous variables: Individual effects
User-specified lags: 12
Total (balanced) observations: 1001
Cross-sections included: 7

Method	Statistic	Prob.**
Im, Pesaran and Shin W-stat	0.93498	0.8251

** Probabilities are computed assuming asympotic normality

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)
Series: LOG(IPI_DES)
Date: 12/16/14 Time: 18:38
Sample: 1 1092
Exogenous variables: Individual effects
User-specified lags: 12
Total (balanced) observations: 1001

Cross-sections included: 7

Method	Statistic	Prob.**
Im, Pesaran and Shin W-stat	-0.31884	0.3749

** Probabilities are computed assuming asympotic normality

Stationnarité en panel des variables en différences

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)
Series: D(LOG(IPI))
Date: 12/16/14 Time: 18:29
Sample: 1 1092
Exogenous variables: Individual effects
User-specified lags: 12
Total (balanced) observations: 994
Cross-sections included: 7

Method	Statistic	Prob.**
Im, Pesaran and Shin W-stat	-14.1307	0.0000

** Probabilities are computed assuming asympotic normality

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)
Series: D(LOG(IPC))
Date: 12/16/14 Time: 18:37
Sample: 1 1092
Exogenous variables: Individual effects
User-specified lags: 12
Total (balanced) observations: 994
Cross-sections included: 7

Method	Statistic	Prob.**
Im, Pesaran and Shin W-stat	-15.6047	0.0000

** Probabilities are computed assuming asympotic normality

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)
Series: D(LOG(IPI_DES))
Date: 12/16/14 Time: 18:39
Sample: 1 1092
Exogenous variables: Individual effects
User-specified lags: 12
Total (balanced) observations: 994
Cross-sections included: 7

Method	Statistic	Prob.**
Im, Pesaran and Shin W-stat	-14.1307	0.0000

** Probabilities are computed assuming asympotic normality

Annexe 5 : Résultats de décomposition de la variance de l'erreur

Variance Decomposition of DLOG(IPI):

Period	S.E.	DLOG(IPI)	DLOG(CEIPC)	DLOG(IPC)	D(TGPM)
1	0.011793	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.016098	97.45666	0.966485	1.467795	0.109055
3	0.018403	96.58781	0.840346	2.355128	0.216718
4	0.019834	96.06579	0.781987	2.843732	0.308488
5	0.020746	95.76465	0.743360	3.119697	0.372290
6	0.021339	95.58235	0.720040	3.283155	0.414459
7	0.021731	95.46878	0.705359	3.383992	0.441866
8	0.021991	95.39627	0.695966	3.448054	0.459708
9	0.022165	95.34916	0.689856	3.489580	0.471401
10	0.022281	95.31819	0.685836	3.516860	0.479119
11	0.022359	95.29765	0.683169	3.534940	0.484244
12	0.022412	95.28395	0.681391	3.546993	0.487664

Variance Decomposition of DLOG(CE):

Period	S.E.	DLOG(IPI)	DLOG(CEIPC)	DLOG(IPC)	D(TGPM)
1	0.024276	13.86346	86.13654	0.000000	0.000000
2	0.024551	13.57104	86.27875	0.000598	0.149610
3	0.024626	13.92288	85.90966	0.017404	0.150051
4	0.024651	14.08591	85.73471	0.029626	0.149748
5	0.024670	14.20732	85.60350	0.038908	0.150272
6	0.024683	14.28706	85.51681	0.045146	0.150982
7	0.024691	14.34100	85.45804	0.049351	0.151607
8	0.024697	14.37729	85.41846	0.052176	0.152070
9	0.024701	14.40176	85.39177	0.054077	0.152394
10	0.024703	14.41825	85.37378	0.055358	0.152616
11	0.024705	14.42937	85.36164	0.056221	0.152767
12	0.024706	14.43687	85.35346	0.056803	0.152869

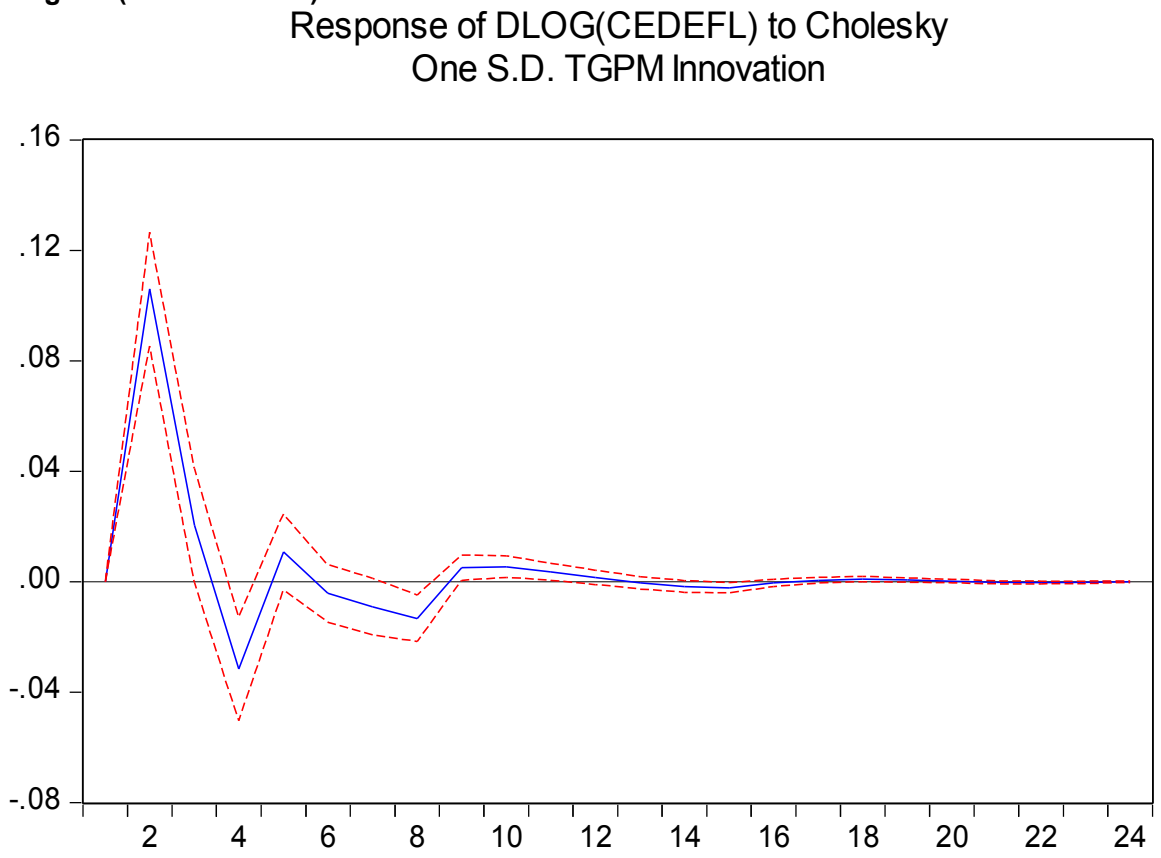
Variance Decomposition of DLOG(IPC):

Period	S.E.	DLOG(IPI)	DLOG(CEIPC)	DLOG(IPC)	D(TGPM)
1	0.005477	8.526602	0.109704	91.36369	0.000000
2	0.005746	8.139186	2.886894	88.57982	0.394102
3	0.005778	8.431606	2.887651	88.07185	0.608895
4	0.005787	8.597508	2.889867	87.85175	0.660872
5	0.005791	8.715026	2.885351	87.72624	0.673386
6	0.005794	8.793480	2.882560	87.64735	0.676610
7	0.005796	8.846527	2.880815	87.59502	0.677636
8	0.005797	8.882290	2.879680	87.55998	0.678047
9	0.005798	8.906413	2.878928	87.53641	0.678252
10	0.005799	8.922682	2.878424	87.52052	0.678370
11	0.005799	8.933655	2.878085	87.50982	0.678445
12	0.005799	8.941055	2.877857	87.50259	0.678493

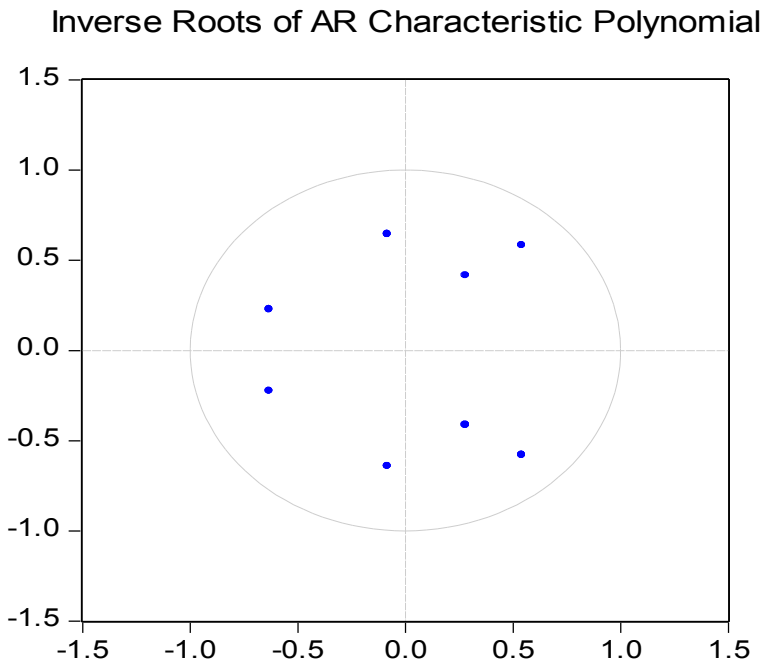
Variance Decomposition of D(TGPM):

Period	S.E.	DLOG(IPI)	DLOG(CEIPC)	DLOG(IPC)	D(TGPM)
1	0.088819	0.382492	0.197364	0.826336	98.59381
2	0.094263	0.353858	1.660801	0.906351	97.07899
3	0.094823	0.356213	1.676240	0.915638	97.05191
4	0.094890	0.359003	1.683206	0.916301	97.04149
5	0.094899	0.362262	1.683373	0.916173	97.03819
6	0.094901	0.364598	1.683346	0.916157	97.03590
7	0.094902	0.366247	1.683312	0.916200	97.03424
8	0.094903	0.367374	1.683291	0.916248	97.03309
9	0.094903	0.368139	1.683279	0.916287	97.03230
10	0.094903	0.368656	1.683271	0.916315	97.03176
11	0.094904	0.369005	1.683266	0.916334	97.03140
12	0.094904	0.369241	1.683262	0.916347	97.03115

Annexe 6 : FRI des crédits à l'économie suite au choc du taux du guichet de prêt marginal (modèle PVAR)



Stabilité du modèle PVAR : Racines inversées du polynôme caractéristique autoregressif



PUBLICATIONS DE LA SERIE "DOCUMENT D'ETUDE ET DE RECHERCHE" DE LA BANQUE CENTRALE DES ETATS DE L'AFRIQUE DE L'OUEST

---

1. « Ratios simples de mesure de l'impact de la politique monétaire sur les prix », par Diop, P. L. et C. Adoby, Document d'Etude et de Recherche, DRS/SR/97/01, BCEAO, Juin 1997.

2. « Prévision à court terme des agrégats monétaires dans les pays de l'UEMOA », par Koné, S. et O. Samba Mamadou, Document d'Etude et de Recherche, DRS/SR/97/02, BCEAO, Juin 1997.

3. « Analyse de la compétitivité dans les pays membres de l'UEMOA », par Tenou, K. et P. L. Diop, Document d'Etude et de Recherche, DRS/SR/97/03, BCEAO, Juillet 1997.

4. « Evolution du taux de liquidité dans les pays de l'UEMOA », par Adoby, C. et S. Diarisso, Document d'Etude et de Recherche, DRS/SR/97/04, BCEAO, Juillet 1997.

5. « De l'origine de l'inflation dans les pays de l'UEMOA » par Doe, L. et S. Diarisso, Document d'Etude et de Recherche, DER/97/05, BCEAO, Octobre 1997.

6. « L'impact des taux directeurs de la BCEAO sur les taux débiteurs des banques » par Diop, P. L. Document d'Etude et de Recherche, DER/98/01, BCEAO, Mars 1998.

7. « La demande de monnaie dans les pays de l'UEMOA » par Diarisso, S. et K. Tenou, Document d'Etude et de Recherche, DER/98/02, BCEAO, Mai 1998.

8. « L'impact des politiques monétaire et budgétaire sur la croissance économique dans les pays de l'UEMOA » par Kone S. Document d'Etude et de Recherche, DER/98/03, BCEAO, Juin 1998.

9. « La demande de monnaie régionale dans l'UEMOA » par Diarisso, S. Document d'Etude et de Recherche, DER/98/04, BCEAO, Août 1998.

10. « Modèle intégré de projection Macro-économétrique et de Simulation pour les Etats membres de l'UEMOA (PROMES) : cadre théorique » par Samba Mamadou O., Document d'Etude et de Recherche, DER/98/05, BCEAO, Août 1998.

11. « Modèle intégré de projection Macro-économétrique et de Simulation pour les Etats membres de l'UEMOA (PROMES) : Estimation et application à la Côte d'Ivoire » par Samba Mamadou O., Document d'Etude et de Recherche, DER/98/06, BCEAO, Août 1998.

12. « Les Déterminants de la croissance à long terme dans les pays de l'UEMOA » par Tenou K., Document d'Etude et de Recherche, DER/98/07, BCEAO, Septembre 1998.

13. « Modèle de prévision à court terme des facteurs autonomes de la liquidité bancaire dans les Etats de l'UEMOA » par Kone S. Document d'Etude et de Recherche, DER/99/01, BCEAO, Mars 1999.

14. « Modèle de prévisions de billets valides et de demande de billets aux guichets de l'Agence Principale d'Abidjan » par Timité K. M. Document d'Etude et de Recherche, DER/99/02, BCEAO, Mars 1999.

15. « Les conditions monétaires dans l'UEMOA : confection d'un indice communautaire » par Diarisso, S. et O. Samba Mamadou, Document d'Etude et de Recherche, DER/99/03, BCEAO, Mai 1999.

16. « La production potentielle de l'UEMOA » par Diop P. L., Document d'Etude et de Recherche, DER/00/01, BCEAO, Août 2000.

17. « La règle de Taylor : un exemple de règle de politique monétaire appliquée au cas de la BCEAO » par Tenou K., Document d'Etude et de Recherche, DER/00/02, BCEAO, Novembre 2000.

18. « L'évolution structurelle récente des économies de l'UEMOA : la production » par Samba Mamadou O., Document d'Etude et de Recherche, DER/00/03, BCEAO, Décembre 2000.

19. « Modèle intégré de projection Macro-économétrique et de Simulation pour les Etats membres de l'UEMOA (PROMES) : Estimation et application au Bénin » par Tenou K., Document d'Etude et de Recherche, DER/01/01, BCEAO, Janvier 2001.

20. « Modèle intégré de projection Macro-économétrique et de Simulation pour les Etats membres de l'UEMOA (PROMES) : Estimation et application au Burkina » par Kone S., Document d'Etude et de Recherche, DER/01/02, BCEAO, Janvier 2001.

21. « Modèle intégré de projection Macro-économétrique et de Simulation pour les Etats membres de l'UEMOA (PROMES) : Estimation et application au Mali » par Diop P. L., Document d'Etude et de Recherche, DER/01/03, BCEAO, Janvier 2001.

22. « Modèle intégré de projection Macro-économétrique et de Simulation pour les Etats membres de l'UEMOA (PROMES) : Estimation et application au Niger » par Samba Mamadou O., Document d'Etude et de Recherche, DER/01/04, BCEAO, Janvier 2001.

23. « Modèle intégré de projection Macro-économétrique et de Simulation pour les Etats membres de l'UEMOA (PROMES) : Estimation et application au Sénégal » par Diarisso S., Document d'Etude et de Recherche, DER/01/05, BCEAO, Janvier 2001.

24. « Modèle intégré de projection Macro-économétrique et de Simulation pour les Etats membres de l'UEMOA (PROMES) : Estimation et application au Togo » par Doe L. et Tenou K., Document d'Etude et de Recherche, DER/01/06, BCEAO, Janvier 2001.

25. « L'impact de la variation des taux d'intérêt directeurs de la BCEAO sur l'inflation et la croissance dans l'UMOA » par Nubukpo K., Document d'Etude et de Recherche, DER/01/07, BCEAO, Août 2001.

26. « Evolution structurelle des économies de l'UEMOA : les finances publiques » par Sinzogan J. Y., Document d'Etude et de Recherche, DER/02/01, BCEAO, Mars 2002.

27. « Modèle intégré de projection Macro-économétrique et de Simulation pour les Etats membres de l'UEMOA (PROMES) : Estimation et application à la Guinée-Bissau », par Cissé A., Document d'Etude et de Recherche, DER/02/02, BCEAO, Avril 2002.

28. « Construction d'un indicateur synthétique d'opinion sur la conjoncture » par Kamaté M., Document d'Etude et de Recherche, DER/02/03, BCEAO, Mai 2002.

29. « Calcul d'indicateurs d'inflation sous-jacente pour les pays de l'UEMOA » par Pikbougoum G. D., Document d'Etude et de Recherche, DER/02/04, BCEAO, Mai 2002.

30. « Convergence nominale et convergence réelle : une application des concepts de Béta-convergence et de Sigma-convergence aux économies de la CEDEAO », par Diop P., Document d'Etude et de Recherche, DER/02/05, BCEAO, Décembre 2002.

31. « L'impact de l'offre locale des produits vivriers sur les prix dans l'UEMOA » par Diallo M. L. A., Document d'Etude et de Recherche, DER/03/01, BCEAO, Septembre 2003.

32. « Pauvreté et exclusion sociale dans l'UEMOA : l'initiative PPTE est-elle une réponse ? » par Thiam T. M., Document d'Etude et de Recherche, DER/04/01, BCEAO, Novembre 2004.

33. « Constrution d'un indicateur synthétique de mesure de la convergence des économies de l'Union au regard du pacte de convergence, de stabilité, de croissance et de solidarité » par Ngoran C. O., Document d'Etude et de Recherche, DER/05/01, BCEAO, Janvier 2005.

34. « La filière coton dans l'UEMOA : diagnostic organisationnel et propositions de pistes d'actions », par Mensah R., Document d'Etude et de Recherche, DER/05/02, BCEAO, Octobre 2005.

35. « Mondialisation et fondement du développement des pays de l'UMOA », par Sow O., Document d'Etude et de Recherche, DER/05/03, BCEAO, Décembre 2005.

36. «Amélioration de la mesure de l'inflation sous-jacente dans les pays de l'Union », par Pikbougoum G. D., Document d'Etude et de Recherche, DER/05/04, BCEAO, Décembre 2005

37. « Le rôle des relations sociales dans le financement du secteur informel dans les pays de l'UEMOA », par Yattassaye P. W., Document d'Etude et de Recherche, DER/06/01, BCEAO, Janvier 2006.

38. « L'UEMOA et la perspective d'une zone monétaire unique de la CEDEAO : les enseignements d'un modèle de gravité », par DIOP C. A., Document d'Etude et de Recherche, DER/07/01, BCEAO, Avril 2007.

39. «Lien entre la masse monétaire et l'inflation dans les pays de l'UEMOA », par DEMBO TOE M. et HOUNKPATIN M, Document d'Etude et de Recherche, DER/07/02, BCEAO, Mai 2007.

40. « Les déterminants des investissements directs étrangers dans les pays en développement : leçons pour l'UEMOA », par DJE P, Document d'Etude et de Recherche, DRS/07/03, BCEAO, Septembre 2007.

41. « Structure des dépenses publiques, investissement privé et croissance dans l'UEMOA », par N'GUESSAN B. A., Document d'Etude et de Recherche, DRS/07/04, BCEAO, Septembre 2007.

42. « Les déterminants du différentiel des taux d'intérêt débiteurs entre les pays de l'UEMOA», par KOFFI S. K., Document d'Etude et de Recherche, DER/07/05, BCEAO, Novembre 2007.

43. « Endettement extérieur et croissance dans les pays membres de l'UEMOA », par Mor DIOP, Document d'Etude et de Recherche, DRS/07/06, BCEAO, Novembre 2007.

44. « Estimation et prévision de l'indice de la production industrielle dans l'UEMOA à travers l'étalonnage des soldes d'opinion des chefs d'entreprises dans l'industrie », par Rabé DJIBRIL, Document d'Etude et de Recherche, DRS/08/01, BCEAO, Août 2008.

45. « Analyse comparée des évolutions du crédit et de l'activité économique dans l'UEMOA », par ABOU N. B., Document d'Etude et de Recherche, DRS/10/01, BCEAO, juin 2010.

46. « Modèle de prévision de l'inflation dans les pays membres de l'UEMOA », par DEMBO TOE M., Document d'Etude et de Recherche, DRS/10/03, BCEAO, décembre 2010.

47« Estimation d'une règle de ciblage d'inflation pour la BCEAO », par DIANE B., Document d'Etude et de Recherche, DRS/10/04, BCEAO, décembre 2010.

48. « Modélisation du comportement de soumission des banques aux opérations d'open-market de la BCEAO », par MELESSE F., Document d'Etude et de Recherche, DRS/11/01, BCEAO, juillet 2011.

49. « Prévision de l'inflation dans la Zone UEMOA : une approche par composantes », par DEMBO TOE M., Document d'Etude et de Recherche, DRS/11/02, BCEAO, octobre 2011.

50. « Détermination du niveau cible pour le taux interbancaire dans l'UEMOA » par DIANE B., Document d'Etude et de Recherche, DRS/12/01, BCEAO, juin 2012.

51. « Calcul de l'indice des conditions monétaires dans l'UEMOA », par DEMBO TOE M., Document d'Etude et de Recherche, DRS/12/02, BCEAO, juin 2012.

52. « Evaluation du PIB potentiel et l'écart de production de l'UEMOA », par ABOU N. B. et MELESSE F., Document d'Etude et de Recherche, DRS/12/04, BCEAO, décembre 2012.

53. « Résilience aux chocs des pays de l'UEMOA : Etude de cas par les approches SUR et VAR », par ADOM A. D., Document d'Etude et de Recherche, DER/14/01, BCEAO, décembre 2014.

54.« Efficacité des investissements publics et privés dans l'UEMOA », par SOUMAILA I., Document d'Etude et de Recherche, DER/14/02, BCEAO, décembre 2014.

55.« Impacts macroéconomiques des transferts de fonds des migrants dans les pays de l'UEMOA », par GBENOU K. D. A., Document d'Etude et de Recherche, DER/14/03, BCEAO, janvier 2015.

56.« Impacts économiques du développement du secteur minier dans l'UEMOA », par AMEGANVI K., Document d'Etude et de Recherche, DER/14/04, BCEAO, janvier 2015.

IMPRIMERIE BCEAO

BCEAO
BANQUE CENTRALE DES ETATS
DE L'AFRIQUE DE L'OUEST

Avenue Abdoulaye Fadiga
BP 3108 - Dakar - Sénégal
www.bceao.int