

REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE

N° 18 - Décembre 2015

SPECIAL PRIX ABDOULAYE FADIGA, 4^e EDITION



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



BCEAO

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

Siège - Avenue Abdoulaye FADIGA
BP : 3108 - DAKAR (Sénégal)
Tél. : +221 33 839 05 00
Télécopie : +221 33 823 93 35
Site internet : <http://www.bceao.int>

Directeur de Publication
Clément ADOBY

*Directeur des Etudes
et de la Recherche*

*Emails : courrier.zder@bceao.int
rem@bceao.int*

Impression :
Imprimerie de la BCEAO
BP : 3108 - DAKAR

REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE



N° 18 – décembre 2015

SPECIAL PRIX ABDOULAYE FADIGA, 4^e EDITION



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

Les opinions exprimées dans cette revue sont publiées sous la responsabilité exclusive de leurs auteurs et ne constituent, en aucun cas, la position officielle de la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO).

La reproduction intégrale ou partielle des articles ne peut être faite qu'avec l'autorisation préalable des auteurs. Les demandes sont adressées à la BCEAO à qui une copie du document contenant les articles reproduits sera remise.

Toutefois, sont autorisées les reproductions destinées à un usage strictement personnel et privé ou les analyses et courtes citations justifiées par le caractère scientifique ou d'information de l'œuvre dans laquelle elles sont incorporées, à condition d'en mentionner la source.

LISTE DES MEMBRES DES ORGANES DE LA REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE

La REM est dotée d'organes conformes aux standards internationaux, à savoir un Secrétariat d'Edition, un Comité Editorial, un Comité Scientifique et un Directeur de Publication.

Le **Comité Editorial** est un organe interne à la Banque Centrale composé comme suit :

- le Directeur Général de l'Economie et de la Monnaie, Président ;
- le Directeur des Etudes et de la Recherche ;
- le Directeur des Statistiques ;
- le Directeur de la Conjoncture Economique et des Analyses Monétaires ;
- le Directeur de la Stabilité Financière ;
- le Directeur des Activités Bancaires et du Financement des Economies ;
- le Directeur du Centre Ouest Africain de Formation et d'Etudes Bancaires.

Le **Comité Scientifique** regroupe des membres externes à la Banque Centrale, en l'occurrence des universitaires et des chercheurs de renom, reconnus pour leur expertise dans le domaine des sciences économiques et de la monnaie. Il est composé comme suit :

- Professeur Fulbert AMOUSSOUGA GERO, Université d'Abomey-Calavi de Cotonou (Bénin), Président ;
- Professeur Adama DIAW, Université Gaston Berger de Saint-Louis (Sénégal), membre ;
- Professeur Ahmadou Aly MBAYE, Université Cheikh Anta DIOP de Dakar (Sénégal), membre ;
- Professeur Egnonto KOFFI-TESSIO, Université de Lomé (Togo), membre ;
- Professeur Idrissa OUEDRAOGO, Université de Ouaga II (Burkina Faso), membre ;
- Professeur Jean-Paul POLLIN, Université d'Orléans (France), membre ;
- Professeur Mama OUATTARA, Université Félix Houphouët Boigny (Côte d'Ivoire), membre ;
- Professeur Michel NORMANDIN, HEC Montréal (Canada), membre ;
- Professeur Nasser Ary TANIMOUNE, Université d'Ottawa (Canada), membre ;
- Professeur Velayoudom MARIMOUTOU, Université d'Aix Marseille II (France), membre.

Le **Secrétariat d'Edition** est assuré par la Direction des Etudes et de la Recherche de la BCEAO.

Le **Directeur de Publication** de la Revue Economique et Monétaire (REM) est le Directeur des Etudes et de la Recherche.

SOMMAIRE

AVANT-PROPOS.....	7
IMPACT DES CHOCS DES TAUX D'INTERETS DE LA BCEAO SUR L'EVOLUTION DE L'INFLATION DANS LA ZONE UMOA : IMPLICATIONS POUR LA POURSUITE DUN OBJECTIF DE « STABILITE DES PRIX »	9
RISQUE DE CREDIT BANCAIRE ET POLITIQUE MONETAIRE DANS L'UNION ECONOMIQUE ET MONETAIRE OUEST AFRICAINE (UEMOA)	49

AVANT-PROPOS

La Revue Economique et Monétaire (REM) est une revue scientifique éditée et publiée par la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO), dans le cadre de ses actions destinées à promouvoir la recherche au sein de l'Institut d'émission et dans les Etats membres de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA). Cette revue a pour vocation de constituer un support de référence pour les publications des universitaires et chercheurs de l'UEMOA, mais aussi pour les travaux de recherche qui s'intéressent aux économies en développement en général et à celles de l'Union en particulier.

Ce dix-huitième numéro de la Revue est un numéro spécial dédié à l'édition 2014 du Prix Abdoulaye FADIGA pour la Promotion et la Recherche Economique. Ce Prix, institué par la BCEAO en 2008, vise à favoriser l'émergence de travaux de recherche de qualité sur la formulation et la mise en œuvre de politiques économiques pertinentes pour le développement des Etats membres de l'UEMOA. Il récompense, tous les deux ans, les jeunes chercheurs ressortissants de l'UEMOA, résidant ou non sur le territoire de l'Union et évoluant dans les universités et centres de recherche régionaux ou internationaux dont les travaux apportent un éclairage supplémentaire et permettent un élargissement des limites de la connaissance économique des pays de l'Union.

Ce numéro comprend deux études, notamment l'article intitulé « Chocs de taux d'intérêt de la BCEAO et évolution de l'inflation dans la zone UMOA : implications pour la poursuite d'un objectif de stabilité des prix » qui a valu à son auteur Monsieur Yao Dossa TADENYO d'être désigné Lauréat de l'édition 2014 du Prix, ainsi que l'article ayant reçu le prix d'encouragement et qui porte sur le thème « Risque de crédit bancaire et politique monétaire dans l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) » réalisé par Messieurs Charlemagne Babatoundé IGUE et Mathieu Gbêmèho TRINNOU.

Le premier article analyse, à travers une méthodologie novatrice, notamment un modèle VAR à facteur augmenté dont les coefficients varient dans le temps (TVP-FAVAR), l'impact de la politique monétaire sur plusieurs variables macroéconomiques et tout spécialement l'inflation dans les pays de l'UEMOA. Il se propose de voir, plus spécifiquement, si le lien entre les variations du taux directeur de la Banque Centrale et l'inflation a significativement changé dans le temps. Les résultats indiquent que le taux directeur de la Banque Centrale est adapté à la poursuite de l'objectif de stabilité des prix dans l'espace UEMOA. Toutefois, l'ampleur de l'impact d'une modification de ce taux sur l'inflation varie dans le temps et reste faible, ce qui pourrait soutenir l'hypothèse d'une mauvaise transmission aux prix des signaux émis par les autorités monétaires.

Quant au second article, il examine l'influence de l'exposition du risque de crédit des banques sur le fonctionnement du canal du crédit bancaire dans l'UEMOA. Les auteurs ont eu recours à la méthodologie de détermination des seuils endogènes de Hansen sur les données de sept (7) pays de l'UEMOA couvrant la période 1995-2012. Les résultats des estimations indiquent que l'efficacité de la politique monétaire par le canal du crédit bancaire dépend du niveau de risque atteint par les banques. Ainsi, pour des valeurs du risque de crédit bancaire inférieures à 18,8%, il existe une relation décroissante et significative entre le taux de prise en pension et l'offre de crédit. Cependant, lorsque les valeurs du risque de crédit bancaire sont supérieures à ce seuil, le coefficient associé n'est pas significatif, même avec un seuil de significativité de 10%.

Au total, ce dix-huitième numéro de la REM permet d'apprécier l'efficacité de la politique monétaire vis-à-vis de son objectif et du canal du crédit bancaire.

IMPACT DES CHOC DES TAUX D'INTERETS DE LA BCEAO SUR L'EVOLUTION DE L'INFLATION DANS LA ZONE UMOA¹ : IMPLICATIONS POUR LA POURSUITE DUN OBJECTIF DE « STABILITE DES PRIX »

Yao Dossa TADENYO*

Résumé

Dans ce papier, nous examinons la capacité de la politique monétaire de la BCEAO à atteindre l'objectif de « stabilité des prix » défini par la Réforme institutionnelle de 2007. Pour ce faire, nous analysons l'impact d'une augmentation du taux du marché interbancaire sur l'inflation à l'échelle de l'UMOA en nous appuyant sur un modèle VAR à facteur augmenté dont les paramètres sont susceptibles de varier dans le temps.

Les simulations suggèrent qu'un choc positif sur le taux d'intérêt du marché interbancaire affecte négativement et de façon significative l'inflation au niveau moyen de l'Union. Le taux d'intérêt apparaît comme un instrument globalement adapté à la poursuite de l'objectif de « stabilité des prix » dans l'espace UMOA. Toutefois, l'impact d'une variation de la position du taux d'intérêt interbancaire sur l'inflation semble d'amplitude faible. Par ailleurs, l'amplitude de l'impact varie selon les sous-périodes considérées. Ces résultats soutiennent l'hypothèse d'une mauvaise transmission aux prix des signaux émis par les autorités monétaires et d'une évolution des effets de la politique monétaire de la BCEAO au fil du temps.

Classification JEL : C3, C5, E31, E52, E58

Mots clés : inflation, taux d'intérêt de la banque centrale, choc de politique monétaire, BCEAO, UMOA, Réforme institutionnelle, modèle TVP-FAVAR.

¹ L'UMOA signifie l'Union Monétaire Ouest-Africaine et regroupe le Bénin, le Burkina Faso., la Côte d'Ivoire, la Guinée Bissau., le Mali, le Niger, le Sénégal et le Togo.

* Doctorant à la Faculté des Sciences Economiques et de Gestion. Université Cheikh Anta Diop de Dakar (Sénégal).

Abstract

In this paper, we examine the ability of the BCEAO monetary policy to achieve the "price stability" goal defined by the 2007 Institutional Reform. To do this, we analyze the impact of an interbank market rate increase on inflation at the WAMU level by relying on a factor-augmented VAR model whose parameters may vary over time.

Simulations suggest that a positive shock to the interbank market interest rate affects negatively and significantly the WAMU average inflation. The interest rate globally appears as a suited instrument to pursue the price stability objective in the WAMU space. However, the impact magnitude of a change in the position of interbank interest rate on inflation seems weak. Furthermore, the impact magnitude varies depending on the sub-periods. These results support the hypothesis of a poor transmission of signals from the monetary authorities to prices and an evolution over time of BCEAO's monetary policy effects

JEL Classification : C3, C5, E31, E52, E58

Key words : Inflation, Central bank's interest rates, Monetary policy shock, BCEAO, WAMU, Institutional reform, TVP-FAVAR model.

I - INTRODUCTION

1.1 Contexte de l'étude

Depuis son adoption par la Banque de réserve de la Nouvelle-Zélande en 1990, puis par la Banque du Canada et la Banque d'Angleterre respectivement en 1991 et 1992, le régime de ciblage de l'inflation connaît un engouement croissant en tant que cadre de politique monétaire. En effet, le nombre de pays l'ayant mis en place s'est considérablement accru. Le régime de ciblage de l'inflation s'est répandu des pays industrialisés aux pays en développement. Un tel intérêt est même encouragé par le Fonds Monétaire International (FMI) en raison de la nette amélioration qu'un tel cadre de politique monétaire a apportée aux performances d'inflation des pays l'ayant adopté. Une autre justification de l'intérêt croissant pour ce système réside dans la simplicité de son cadre de mise en œuvre, sa prévisibilité et sa flexibilité.

De tels avantages du régime de ciblage de l'inflation semblent avoir convaincu les autorités de la zone UMOA qui l'ont adopté en 2007 à la faveur de la réforme du cadre institutionnel de la politique monétaire au sein de la zone UMOA. En effet, la Réforme institutionnelle entrée en vigueur en Avril 2010 inscrit la politique monétaire de la BCEAO² dans la mouvance des nouvelles orientations des grandes banques centrales à travers le monde. Un objectif explicite de « stabilité des prix » est défini pour la politique monétaire de la BCEAO ; il est assorti d'une cible de taux d'inflation de 2%. Par la même occasion, une plus grande indépendance est accordée aux autorités monétaires dans la formulation de la politique monétaire et dans le choix des moyens nécessaires pour atteindre un tel objectif.

Le nouveau cadre institutionnel de la politique monétaire au sein de l'UMOA rapproche les statuts de la BCEAO des principes directeurs de l'action de la BCE³. Ainsi, à certains égards, l'adoption d'une cible de taux d'inflation pour la politique monétaire de la BCEAO semble constituer une mise en cohérence de la politique monétaire au sein de l'UMOA - en tant que zone monétaire périphérique - vis-à-vis des règles de gestion monétaire de la zone euro qui lui sert d'ancre monétaire. Le nouveau cadre institutionnel vise également à prendre en compte les mutations majeures au plan international et régional, notamment, les « conditions d'exercice des missions des banques centrales ». Les innovations intervenues dans l'environnement international procèdent principalement de l'accélération du processus de libéralisation financière et de la globalisation croissante de l'économie mondiale. Au plan domestique, la Réforme de 2007 prolonge la série d'innovations apportées au cadre opérationnel de la politique monétaire dans l'UMOA depuis la fin des années 1980. Les considérations domestiques procèdent également d'une mise en harmonie de la politique monétaire commune avec les programmes d'ajustement structurel, la restructuration et la convergence des économies membres de l'UMOA.

L'adoption de la Réforme traduit l'adhésion des autorités de l'UMOA à l'idée que les mutations intervenues au plan international et domestique sont susceptibles d'affecter les mécanismes de transmission des décisions de la politique monétaire à l'activité et aux prix au sein de la zone. Ainsi, la redéfinition du cadre institutionnel et opérationnel de la politique monétaire dans l'UMOA vise à assurer une plus grande efficacité des interventions de la BCEAO. Plus particulièrement, l'adoption d'un objectif explicite de « stabilité des prix » vise à assurer un meilleur contrôle de l'inflation.

1.2. Problématique de l'étude

Les décisions des autorités monétaires influent sur l'activité et les prix au terme de processus complexes dénommés « mécanismes de transmission de la politique monétaire ». Ces processus dépendent de nombreux facteurs. Il s'agit principalement du cadre opérationnel de

² La BCEAO ou Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest est l'Institut d'émission de l'UMOA.

³ Il s'agit notamment de l'indépendance de la BCE, des principes de responsabilité et de transparence de la BCE, des règles de vote au sein du conseil des gouverneurs.

mise en œuvre ainsi que de la capacité de l'instrument de la politique monétaire utilisé à affecter les variables macroéconomiques clés, des structures économiques et financières en place, de la conjoncture économique, etc. Une telle dépendance des effets de la politique monétaire de nombreux facteurs entretient une incertitude sur sa capacité à servir d'outil de politique fiable et efficace⁴. Par ailleurs, ces facteurs sont dynamiques ; il est alors probable que la façon dont la politique monétaire agit sur l'économie change dans le temps. Un tel changement peut être mû par des réformes de politique (Gonzalez et Gonzalez-Garcia, 2006), la globalisation des échanges, les innovations financières ou une modification de la formation des anticipations (Gerke, et al., 2009 ; Boivin, et al., 2010). Une intégration économique plus grande (Juselius, 1998 ; Juselius et Toro, 2005) ou une crise financière (Kazi et al., 2013) peuvent également induire un tel changement.

Selon la critique de Lucas (1976), les paramètres par lesquels des politiques spécifiques affectent l'évolution de l'économie changent non seulement en raison des changements exogènes de leurs déterminants structurels, mais aussi de façon endogène à la manière dont les politiques sont gérées. De ce point de vue, les réformes de politique majeures⁵ menées dans l'UMOA rendent probable l'hypothèse d'une évolution dans le temps de la façon dont la politique monétaire est transmise à l'activité et aux prix.

L'adoption d'un cadre de ciblage du taux d'inflation par la BCEAO réactualise la problématique de la transmission de la politique monétaire dans l'UMOA. Ce faisant, la BCEAO s'engage à assurer la « stabilité des prix » dans sa zone d'émission en ajustant ses taux d'intérêt directeurs à l'évolution de l'inflation. Le succès d'une telle option de politique suppose l'existence de canaux fonctionnels permettant une transmission efficace des impulsions des variations des taux d'intérêt à l'activité, puis aux prix. En général, le régime de ciblage d'inflation requiert la réunion de certaines conditions clés. Certes, les évolutions macroéconomiques positives récentes enregistrées dans la zone UMOA créent des conditions favorables à l'adoption d'un régime de ciblage de l'inflation. En effet, les efforts entrepris dans le cadre du PCSCS⁶ ont permis de brider la politique budgétaire des Etats membres de l'Union dans une certaine mesure et de contenir le niveau d'endettement dans des proportions acceptables. Le ratio Solde budgétaire/ PIB est passé de -3,2% sur la période 1991-1999 à -2,3% sur la période 2000-2012. Sur ces périodes respectives, le ratio Dette totale/ PIB a chuté de 139,2% à 52,1%⁷. De même, le financement des déficits budgétaires - à travers le mécanisme des concours monétaires directs de la BCEAO aux Trésors nationaux - a été abandonné au profit de financements alternatifs tels que les emprunts obligataires.

Bien qu'elles soient nécessaires, de telles avancées ne suffisent pas pour assurer un succès du cadre de ciblage du taux d'inflation. Il importe également que la BCEAO dispose d'une capacité d'influence significative sur la demande globale. L'existence d'un marché financier suffisamment développé est alors nécessaire. En effet, dans un cadre de politique monétaire basé sur le pilotage des taux d'intérêt, les décisions des autorités monétaires n'influent pas directement sur l'objectif fixé. Leur impact s'opère via l'effet des variations des taux d'intérêt bancaires sur les composantes de la demande globale. Le degré de transmission entre les taux d'intérêt constitue alors la clé de voûte de l'efficacité de la politique monétaire et repose sur l'état du système financier en place. La banque centrale ne peut réussir à ajuster ses taux d'intérêt directeurs au taux d'inflation objectif - renforçant ainsi sa crédibilité et son efficacité - que si le mécanisme de transmission entre les taux d'intérêt fonctionne bien. Des dysfonctionnements au sein du système financier ou son faible niveau de développement peuvent affaiblir le mécanisme de transmission entre les taux d'intérêt et entraîner une inefficacité de la politique monétaire.

⁴ Cf. Sims, 1992 ou Bernanke et Gertler, 1995.

⁵ Par exemple, les ajustements structurels, l'adoption des réformes de la politique monétaire en 1989, la libéralisation commerciale et financière, la dévaluation de la monnaie locale en 1994, l'adoption du Traité de l'UEMOA et du PCSCS, la Réforme institutionnelle de 2007, etc.

⁶ Le PCSCS signifie le Pacte de convergence, de stabilité, de croissance et de solidarité.

⁷ Calcul de l'auteur à partir des données disponibles sur le site de la Banque de France.

De ce point de vue, l'état encore embryonnaire du système financier en place dans les pays de l'UMOA - en limitant le rôle de levier des facteurs financiers - pourrait altérer la transmission des signaux émis par les variations des taux d'intérêt de la banque centrale. Ainsi, la poursuite d'un objectif de « stabilité des prix » par ajustement des taux d'intérêt directeurs à l'évolution du taux d'inflation pourrait s'avérer d'efficacité limitée.

Or, tous les pays ayant adopté un régime de ciblage de l'inflation n'avaient initialement pas satisfait pleinement les préalables préconisés au plan théorique. Selon Battini et al. (2005), ces préalables ne semblent pas empiriquement indispensables au succès du régime de ciblage de l'inflation. La mise en œuvre de la stratégie de ciblage de l'inflation peut même aider à rapprocher l'économie des conditions préalables souhaitées.

Le ciblage du taux d'inflation dans la zone UMOA peut-il être couronné de succès en dépit des faiblesses du système financier en place ? La réponse à cette question paraît d'ordre empirique. Il s'avère alors pertinent d'évaluer dans quelle mesure les interventions de la BCEAO sur son instrument principal de politique monétaire - les taux directeurs - peuvent aider à atteindre la cible d'inflation fixée par la BCEAO.

Bien entendu, après seulement trois années d'exercice de la politique monétaire essentiellement tournée vers la poursuite de la stabilité des prix, une appréciation des résultats de la Réforme de 2007 peut sembler prématurée. Néanmoins, une information utile peut être obtenue de façon prospective sur la capacité de la BCEAO à contenir des pressions inflationnistes dans la zone UMOA en répondant à la question suivante. Les variations des taux d'intérêt directeurs de la BCEAO exercent-elles une influence significative sur l'évolution de l'inflation dans l'UMOA ?

1.3. Apports de l'étude

La présente étude tente d'examiner la capacité de la politique monétaire de la BCEAO à affecter significativement l'évolution du niveau général des prix dans l'UMOA. Plus spécifiquement, l'étude apporte une réponse à la question suivante. Les variations des taux d'intérêt directeurs de la BCEAO influent-elles de façon significative sur l'inflation dans l'UMOA ?

Un tel objectif situe notre étude à la charnière des thématiques des mécanismes de transmission monétaire (MTM) et des déterminants de l'inflation. Les résultats de nos investigations empiriques viennent compléter la littérature disponible sur les effets de la politique monétaire dans l'UMOA. En dépit de leur grande importance pour le fonctionnement des économies, les MTM ont été empiriquement très peu explorés dans l'UMOA. Les deux travaux les plus connus qui abordent la question sont ceux de Diagne et Doucouré (2000) et de Nubukpo (2002). A ceux-ci se sont ajoutées récemment les analyses de Diaw et Tadenyo (2012) et Tadenyo (2012). Les investigations empiriques précédentes partagent un certain nombre de traits communs. Elles comparent les effets de la politique monétaire dans les économies membres de l'UMOA en s'appuyant sur la méthodologie VAR (Vectorielle Auto-Régressive) standard. Ainsi, les interrelations entre un nombre limité de variables sont analysées en supposant leur invariabilité dans le temps.

L'analyse menée dans la présente étude introduit une nouveauté méthodologique en s'appuyant sur l'approche « Time-varying parameters factor augmented VAR » (TVP-FAVAR). Une telle approche utilise un ensemble d'informations plus riche permettant de corriger le biais d'omission de variables généralement observé dans le cas des modèles VAR standards. En outre, l'approche TVP-FAVAR permet de capter les effets non-linéaires des interactions entre la politique monétaire et les structures économiques et financières en place. La prise en compte des réformes entreprises dans l'UMOA depuis les années 80 justifie ce choix méthodologique.

Par ailleurs, notre étude complète les résultats disponibles sur les déterminants de l'inflation dans l'UMOA en s'appesantissant sur le rôle des taux d'intérêt directeurs. Elle va au-delà de l'identification des déterminants de l'inflation en s'interrogeant sur l'adéquation entre le cadre

d'adoption des taux d'intérêt directeurs comme instrument principal de politique monétaire et la poursuite de l'objectif explicite de « stabilité des prix » dans l'UMOA. En effet, pour que les banques centrales soient en mesure d'atteindre leur objectif, « les instruments de la politique à leur disposition doivent être efficaces pour influencer la demande globale » (Mishra et Montiel, 2013). La poursuite d'un objectif de « stabilité des prix » constitue une stratégie efficace pour atteindre la stabilité financière et macroéconomique dans l'UMOA. Cependant, certaines caractéristiques du cadre de mise en œuvre de la politique monétaire de la BCEAO sont susceptibles d'altérer l'efficacité de la transmission des impulsions des variations des taux d'intérêt directeurs à la demande globale et aux prix. Ces caractéristiques procèdent, par exemple, de la structure embryonnaire et oligopolistique du secteur bancaire ainsi que du faible niveau de développement du marché financier et du marché interbancaire de la sous-région. Comme le souligne le FMI (2013)⁸, l'absence d'un marché de titres publics efficient dans l'UMOA pourrait affaiblir le canal de taux d'intérêt. De même, Guillaumont (2013) note que la fragmentation du marché interbancaire de la zone rend probable une « mauvaise transmission des taux directeurs de la Banque centrale aux conditions de Banque ».

Certes, les faiblesses du système financier en place peuvent s'avérer préjudiciables à l'efficacité de la politique monétaire de la BCEAO. Une évaluation empirique est nécessaire et fournit des indications utiles sur l'impact vraisemblable des variations des taux d'intérêt directeurs de la Banque centrale sur l'évolution de l'inflation dans l'UMOA en considérant différents régimes de politique monétaire. Ce faisant, elle participe à l'évaluation prospective de la capacité de la BCEAO à atteindre l'objectif principal de sa politique monétaire, celui de la « stabilité des prix » dans l'UMOA.

Le reste de l'article est organisé comme suit. La Section 2 est dédiée à une revue de la littérature sur les mécanismes de transmission de la politique monétaire. Les faits stylisés de l'UMOA sont examinés dans la Section 3. La spécification du modèle et les données utilisées pour son estimation sont présentées dans la Section 4. La Section 5 est consacrée aux simulations des réponses aux chocs de politique monétaire. Sur la base des résultats des simulations, nous tirons des implications et recommandations de politique. La dernière section porte sur la conclusion de l'étude.

II - LA REVUE DE LA LITTÉRATURE

La présente revue de la littérature expose succinctement les conceptions théoriques des principaux canaux de transmission de la politique monétaire et des résultats de leur évaluation empirique en Afrique sub-saharienne, notamment dans la zone UMOA.

Les processus par lesquels la politique monétaire influe sur l'activité et les prix - les mécanismes de transmission monétaire - font l'objet de plusieurs classifications dans la littérature. En nous inspirant de Mishkin et al. (2010), nous distinguons deux catégories de canaux de transmission monétaire. Dans la première catégorie, les marchés financiers sont supposés parfaits. La deuxième catégorie de canaux se distingue par la considération des imperfections⁹ existant sur les marchés financiers. Ainsi, les conditions prévalant sur les marchés financiers et du crédit devraient avoir une incidence sur l'activité réelle.

Les canaux de transmission monétaire supposant l'existence de marchés financiers parfaits considèrent l'impact de la politique monétaire sur l'investissement, la consommation et le commerce international. Selon la conception du canal de taux d'intérêt basée sur l'investissement, par exemple, les variations des taux d'intérêt peuvent affecter l'investissement en empruntant deux canaux principaux. Le premier est plus direct ; il met l'accent sur l'impact direct des variations des taux d'intérêt sur le coût du capital et ses répercussions sur les décisions d'investissement. Le coût d'usage du capital constitue donc un maillon essentiel de cette relation (Cf. par exemple, Jorgenson, 1963). Le second canal est indirect. Il est étroitement

⁸ Rapport du FMI N° 13/92, avril 2013

⁹ Il s'agit d'autres imperfections en dehors de celles liées aux rigidités nominales des prix et des salaires.

lié à l'évolution du ratio q de Tobin. Il considère l'incidence des effets des variations de la politique monétaire sur les décisions d'investissement via les prix des actions (Cf. Tobin, 1969).

La conception du canal de taux d'intérêt basée sur la consommation distingue deux types d'effets. Il s'agit en premier lieu des effets de richesse mis en lumière dans les modèles pionniers de cycle de vie de Brumberg et Modigliani (1954) ou d'Ando et Modigliani (1963). En deuxième lieu, il y a les effets de substitution traduisant un arbitrage intertemporel des décisions de consommation.

Le taux de change peut également offrir à la politique monétaire un canal de transmission supplémentaire de ses effets dans le cas d'une petite économie ouverte (Mundell, 1963 ; Fleming, 1962 ; Adolfson, 2001). Ce lien repose sur la sensibilité du taux de change à une modification des taux d'intérêt ou à une intervention directe sur le marché des changes (Dabla-Norris et Floerkemeier, 2006). Le canal du taux de change se base sur l'idée qu'une dépréciation du taux de change réel améliore la compétitivité internationale des produits domestiques et stimule les exportations nettes. L'augmentation de la demande globale qui en découle est favorable à la croissance du PIB (voir par exemple, Mishkin, 1996 ; Kandil, 2004 ; etc.).

De leur côté, les canaux de transmission monétaire supposant l'existence d'imperfections sur les marchés financiers confèrent aux asymétries d'information et au crédit un rôle macroéconomique important dans les fluctuations de l'activité et des prix. Deux canaux prenant en compte l'existence des imperfections sur les marchés financiers sont explorés. Il s'agit du canal de crédit bancaire et du crédit de bilan des entreprises. Bernanke et Blinder (1988) fournissent un cadre d'analyse du canal de crédit bancaire. Selon l'hypothèse du canal de crédit bancaire, un choc monétaire expansif « qui contribue à accroître les réserves et les dépôts bancaires, augmente la quantité de prêts bancaires disponibles. Compte tenu du rôle spécifique des banques en tant que prêteurs à certaines catégories d'emprunteurs, cette augmentation du volume de prêts conduira à une hausse des dépenses d'investissement (et éventuellement de consommation) », Mishkin (1996, Page 95). Le choc monétaire expansif augmente l'offre de crédit en complément de l'effet induit par la baisse des taux d'intérêt sur la demande globale. Cet effet sur l'offre de prêts est à distinguer de la hausse de la demande de prêts et de la modification des prévisions de demande de prêts qu'entraîneraient des taux d'intérêt moins élevés et un accroissement conséquent de la production (Gertler et Gilchrist, 1993). Ainsi, la politique monétaire aura donc un impact sur la demande et l'offre globales (Bernanke et Blinder, 1988, et 1992 ; Oliner et Rudebusch, 1996 ; Ashcraft, 2006).

Selon l'hypothèse du canal de bilan, une politique d'expansion monétaire au sens d'une baisse des taux d'intérêt peut entraîner une amélioration des bilans des entreprises. Cet effet s'explique par le fait que l'expansion monétaire accroît les revenus d'exploitation (baisse des charges d'intérêt) des emprunteurs, réduisant ainsi les problèmes de sélection adverse et d'aléa de moralité (Mishkin, 1996). Par conséquent, une modification des taux d'intérêt de la banque centrale tend à faire varier la prime de financement externe dans la même direction. L'effet de réduction du coût d'usage du capital (consécutif à la baisse des taux d'intérêt) ajouté à l'effet de la baisse de la prime de financement externe (en raison de l'amélioration des bilans) amplifie les effets réels de la politique monétaire initiale. En d'autres termes, l'hypothèse du canal de bilan soutient que les modifications de la politique monétaire affectent non seulement les taux d'intérêt en soi mais influencent également directement et indirectement la situation financière des emprunteurs. Les chocs que subissent les bilans des entreprises sont alors propagés et amplifiés au niveau de la sphère réelle de l'économie (Bernanke et Gertler, 1989 ; Bernanke, et al. 1996).

Il apparaît que le degré de répercussion des variations des taux d'intérêt directeurs de la banque centrale sur les taux du marché interbancaire et sur les taux bancaires revêt une importance cruciale pour l'efficacité de la politique monétaire (Marotta, 2009 ; Rocha, 2012). Autrement dit, la qualité de la transmission monétaire dépend alors de l'existence ou non d'un système financier fonctionnant bien. De ce fait, le degré de répercussion des variations des taux d'intérêt apparaît incomplet dans les pays où le système financier repose principalement sur les banques (Kwapil et Scharler, 2010). La faiblesse du système financier apparaît comme un facteur nuisant à l'efficacité de leur transmission monétaire. A ce propos, Mishra et Montiel

(2013) relèvent que le développement limité des marchés obligataire et boursier des pays en développement réduirait l'efficacité du canal du taux d'intérêt et du canal des actifs respectivement. Une telle situation expliquerait les résultats contre-intuitifs ou le canal de taux d'intérêt de faible intensité auxquels aboutissent souvent les investigations empiriques portant sur les PED (Mishra et al., 2010).

Des preuves d'une efficacité limitée de la transmission monétaire sont rapportées dans les études portant sur les pays d'Afrique sub-saharienne. Par exemple, l'étude d'Abradu-Otoo et al. (2003) conclut à un résultat statistiquement non significatif dans le cas du Ghana. Au cours de la période 1969-2002, un choc positif sur le taux d'intérêt entraîne un impact négatif sur le PIB réel conformément aux attentes théoriques. Mais, l'effet reste non significatif. Dans le cas du Kenya, les résultats rapportés par Cheng (2006) indiquent que le canal de taux d'intérêt ne semble pas fonctionner. Un choc monétaire, simulé à travers un modèle VAR estimé avec des données mensuelles de 1997 à 2005, entraînerait une hausse exogène des taux d'intérêt à court terme. Elle est suivie d'un déclin des prix et d'une appréciation du taux de change nominal. Mais, la hausse du taux d'intérêt n'a pas d'impact significatif sur le PIB en raison des faiblesses structurelles du système financier kenyan. Celles-ci bloqueraient la transmission de la politique monétaire au secteur réel.

Peu d'analyses empiriques portent sur la zone UMOA. Diop (1998) utilise des données mensuelles de juin 1996 à octobre 1997 pour explorer la relation entre le taux d'intérêt débiteur et le taux du marché monétaire. Il obtient une élasticité de court terme de l'ordre de 104%. A long terme, la relation n'est pas significative. En revanche, les conditions débitrices des établissements de crédit sont influencées par le taux de prise en pension aussi bien à court et qu'à long terme avec des élasticités respectives de 42% et 97%. Du point de vue de l'intensité, ces résultats contrastent avec ceux de Diaw et Tadenyo (2012). Ceux-ci trouvent qu'un choc positif sur le taux du marché monétaire se traduit par un ajustement à la hausse du taux débiteur moyen des banques sauf dans le cas de la Guinée Bissau. D'un point de vue statistique, l'impact n'est pas statistiquement distinct de zéro lorsque l'analyse porte sur les pays de l'UMOA pris individuellement. A l'opposé, les estimations basées sur des données de panel indiquent qu'une augmentation du taux du marché monétaire de 100 points par rapport à son niveau de base entraînerait une augmentation du taux débiteur des banques d'au plus 7 points par rapport à son niveau initial. L'effet s'amenuise progressivement et disparaît au bout du 16^e trimestre. Dans une étude récente, Sodokin et Gammadigbé (2013) suggèrent que les conditions interbancaires sont plus susceptibles d'affecter les banques de la zone que ne le font les changements des taux directeurs de la BCEAO. Par ailleurs, leur étude conclut à une hétérogénéité des réponses des différentes places bancaires aux chocs sur les taux directeurs et à une faible sensibilité des taux débiteurs.

Il convient de relever que la faiblesse du mécanisme de transmission entre les taux d'intérêt n'est pas une singularité de la zone UMOA. Mishra et al. (2010) montrent que la corrélation entre le taux du marché monétaire et le taux des crédits bancaires est significativement faible dans le groupe des pays à faible revenu, notamment à court terme. Dans le cas du Ghana, Kovanen (2011) constate également que les taux d'intérêt de détail s'ajustent aux variations des taux de marché. Mais, l'ajustement s'opère avec une vitesse faible et apparaît incomplet dans le long terme.

D'autres analyses empiriques portant sur l'UMOA se sont intéressées aux effets de la politique monétaire de la BCEAO sur l'activité et sur prix. Par exemple, Diagne et Doucouré (2000) soutiennent qu'un choc positif sur le taux d'intérêt réel affecte de façon significative le PIB, l'investissement privé et le niveau des prix dans tous les pays de l'Union. Un canal de taux d'intérêt actif serait donc à l'œuvre. Ces résultats sont en partie confirmés par Nubukpo (2002). En s'appuyant sur l'estimation d'un modèle à correction d'erreur avec des données 1989:4 à 1999:4, ce dernier trouve qu'un choc positif sur les taux d'intérêt de la BCEAO se traduit par un effet négatif sur la croissance de l'output. Les réponses apparaissent différenciées par pays. Ces deux études font ressortir une faible sensibilité de la croissance de l'output et de l'inflation au choc de politique monétaire. Les conclusions des études de Diaw et Tadenyo (2012) et de Tadenyo (2012) partagent les caractéristiques de faible amplitude et d'hétérogénéité des réponses de l'output à une variation positive des taux d'intérêt directeurs de la BCEAO. Cependant, les résultats ne sont pas significatifs.

Au demeurant, les analyses précédentes concluent à un impact limité des variations de la position de la politique monétaire sur l'activité et les prix. Les effets des variations des taux directeurs de la BCEAO seraient limités à court terme, voire nuls à long terme (Voir Nubukpo, 2002 ou Fielding et al., 2004). L'évolution de l'inflation semble plus déterminée par sa composante inertielle [voir Diaw et Sall (2012) ou Ehrhart et al. (2012)] et sa composante importée [Diallo et Doé (1997), Doé et Diarisso (1997), Nubukpo (2002), Toe (2010) ou Diaw et Sall (2012)]. De tels résultats peuvent s'expliquer par les spécificités des économies de l'UMOA.

III - LES FAITS STYLISES DE L'UMOA

Avant d'analyser l'impact des variations des taux d'intérêt directeurs sur l'évolution des prix dans l'UMOA, il nous semble important d'analyser le cadre institutionnel et l'évolution de la politique monétaire ainsi que les performances en matière d'inflation.

3.1. Le cadre institutionnel de la politique monétaire dans l'UMOA

Le cadre institutionnel de la politique monétaire au sein l'UMOA est régi par quatre textes fondamentaux. Il s'agit du Traité de l'UMOA du 14 novembre 1973 et des statuts de la BCEAO (révisés en janvier 2007) et de l'Accord de coopération et la Convention de compte d'opérations du 04 décembre 1973 entre la France et les Etats de l'UMOA. Le Traité de l'UMOA institue une monnaie unique et une banque centrale commune (la BCEAO) au sein de la zone. La valeur externe de la monnaie émise par la BCEAO - le franc FCFA - est définie par rapport au franc français puis à l'euro à partir de 1999. Ce rattachement du franc FCFA à la monnaie ayant cours légal en France s'inscrit dans le cadre d'une coopération monétaire gouvernée par quatre principes fondamentaux. Ce sont la garantie de convertibilité illimitée apportée par le Trésor français, la fixité des parités, la libre transférabilité et la centralisation des réserves de change.

Au plan opérationnel, les nouveaux statuts de la BCEAO, notamment l'Article 66, confient au Comité de Politique Monétaire (CPM) la définition de la politique monétaire au sein de l'UMOA, ainsi que de ses instruments, dans le cadre des directives du Conseil des Ministres de l'Union. Auparavant, cette charge revenait au Conseil d'administration de la Banque (Article 71). Les nouveaux statuts définissent pour la BCEAO un objectif prioritaire consistant à assurer la « stabilité des prix ». Un objectif intermédiaire est également défini en termes de rapport entre le montant moyen des avoirs extérieurs de la BCEAO et le montant moyen de ses engagements à vue (Article 76). Pour atteindre son objectif principal, la BCEAO s'appuie actuellement sur un dispositif de taux d'intérêt directeurs secondés par un système de réserves obligatoires.

Le rôle primordial joué par les taux d'intérêt directeurs n'a pas toujours été le même au fil du temps. La politique des taux d'intérêt de la BCEAO a évolué au fil du temps tant dans sa conception que dans la place qu'elle occupe au sein du dispositif de gestion de la monnaie et du crédit.

3.2. Evolution de la politique des taux d'intérêt dans l'UMOA

L'évolution de la politique des taux d'intérêt dans l'UMOA peut être analysée à travers trois grandes périodes : 1975-1982, 1983-1989 et 1989 à nos jours. De 1975 à 1982, la politique des taux d'intérêt s'est reposée sur un dispositif de taux d'intérêt directeurs différenciés. La BCEAO disposait de deux taux de réescompte : le Taux d'Escompte Préférentiel (TEP) et le Taux d'Escompte Normal (TEN). Le TEP répondait au souci de mettre à disposition des financements à coût réduit dans les secteurs considérés comme prioritaires. Quant au TEN, il répondait au souci de permettre une rémunération des capitaux à un taux analogue à celui pratiqué sur les marchés monétaires extérieurs. Le TEN jouait le rôle de taux directeur pour les prêts ordinaires des banques de second rang et s'appliquait à toutes les opérations non éligibles aux crédits assortis du TEP. Un troisième taux d'intérêt a été également institué, le taux du marché monétaire. Il n'était pas défini comme un taux d'intérêt directeur mais servait d'indexation à d'autres conditions. Au niveau du marché monétaire, deux types de taux d'intérêt se distinguaient : les taux d'intérêt appliqués aux placements et ceux appliqués aux

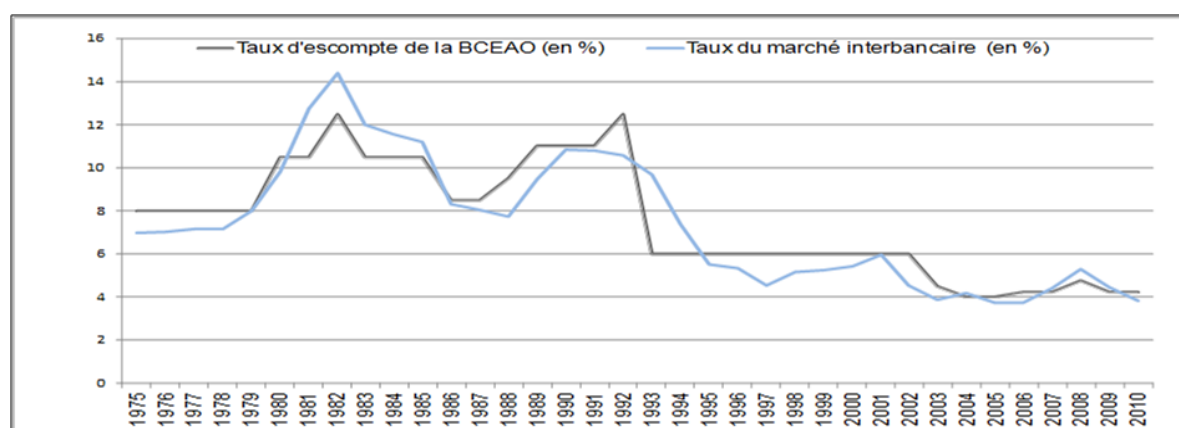
demandes d'avances. Une telle politique de taux d'intérêt, suivie jusqu'en 1982, fut d'application difficile. En effet, il n'a pas toujours été possible d'éviter que les crédits ne soient utilisés à d'autres fins, ni que les banques ne financent le déficit des entreprises publiques par des crédits dont il leur était très difficile de se désengager par la suite.

La période 1983-1989 est contemporaine des déséquilibres macroéconomiques sévères et de la mise en œuvre des politiques d'ajustement structurel dans la plupart des pays. Cette situation a conduit à un renversement de l'orientation de la politique monétaire. Ainsi, sur ladite période, la BCEAO a cherché à renforcer les crédits ordinaires sans modifier ses instruments d'intervention. Une telle politique visait à modérer la distribution du crédit et à contenir l'endettement du secteur bancaire dans des limites compatibles avec les objectifs de la politique monétaire. Un rôle plus actif a été conféré aux taux d'intérêt à l'effet d'ajuster les balances de paiements des Etats et de reconstituer progressivement les réserves de change à moyen terme. Pour inciter à un maintien des capitaux sur-place, le TEN et le taux du marché monétaire (TMM) étaient déterminés en tenant compte des conditions pratiquées sur les marchés extérieurs et notamment sur le marché français.

La période qui s'ouvre à partir d'octobre 1989 inaugure la fin des politiques de sélection des crédits et d'administration des taux d'intérêt. Les inefficiences de ces politiques ont pesé sur la santé du secteur bancaire de l'Union. Les réformes menées pour résorber la crise du secteur bancaire ont conduit à un réaménagement complet du dispositif de gestion de la monnaie et du crédit ainsi qu'à l'adoption de mécanismes de marché plus souples à partir d'octobre 1993. A cet effet, la régulation indirecte de la liquidité globale repose sur l'utilisation des taux directeurs et sur les opérations d'open-market. Ce dispositif est complété par un système de contrôle de la qualité du crédit distribué et un système de réserves obligatoires.

Une question qui mérite d'être posée est de savoir dans quelle mesure les différentes options de politique monétaire mises en œuvre ont permis une meilleure influence de la politique monétaire sur les variables macroéconomiques clés, notamment l'inflation. En fait, dans un tel cadre opérationnel, le lien entre l'instrument de politique de la banque centrale – les taux d'intérêt directeurs – et les taux du marché interbancaire est crucial pour l'efficacité de la politique monétaire. En d'autres termes, ce lien détermine l'influence que la banque centrale pourrait exercer sur les sphères financière et réelle de l'économie. Le Graphique 1 donne un aperçu du lien entre le taux d'escompte de la BCEAO (supprimé depuis décembre 2010) et le taux du marché interbancaire à échéance d'une semaine. L'analyse visuelle suggère que le taux du marché interbancaire suit globalement la même tendance que le taux d'escompte avec toutefois une plus grande variabilité dans le temps.

Graphique 1 : Evolution du taux d'escompte et du taux du marché interbancaire



Source : l'auteur¹⁰.

¹⁰ La série du taux d'escompte est tirée des publications statistiques de la BCEAO ; celle du taux interbancaire est obtenue de l'article de Toe (2012).

3.3. Evolution des objectifs de politique monétaire de la BCEAO

L'adoption d'un objectif explicite de « stabilité des prix » pour la politique monétaire dans l'UMOA est récente. Cet objectif est annoncé pour la première fois pour l'exercice de politique monétaire de 2009. Depuis la dévaluation du franc CFA en janvier 1994, la BCEAO a toujours poursuivi un objectif de lutte contre l'inflation. Toutefois, il convient de relever que la politique monétaire et du crédit dans l'UMOA a été affectée à des objectifs multiples dont principalement la sauvegarde de la valeur externe de la monnaie, la préservation des équilibres financiers internes et externes, etc. (Cf. Rapport Zone Franc, de 1995 à 2009). La lutte contre l'inflation est restée un objectif vague sans cible précise jusqu'à la fin de l'année 1998. La définition d'une cible d'inflation (3%) est annoncée pour la première fois pour l'exercice de la politique monétaire de 1999. La poursuite d'un tel objectif s'inscrit dans le cadre de l'adoption du Pacte de convergence, de solidarité, de croissance et de stabilité au sein de la zone. A partir de 2000, une cible de taux d'inflation égale à 2% est retenue par la BCEAO.

Au regard du niveau de développement des économies membres de l'Union, l'adoption d'un objectif de « stabilité des prix » pour la politique monétaire pourrait susciter des interrogations légitimes. L'option d'affecter principalement la politique monétaire de la BCEAO à la poursuite d'un objectif de « stabilité des prix » comporte un coût en termes de perte de croissance.

Le choix des autorités de l'Union n'est certainement pas fortuit. La Réforme de 2007 met la BCEAO en phase avec le consensus de la Conférence de Jackson Hole en 1996. En effet, depuis lors le consensus est établi entre les banquiers centraux et les milieux académiques et financiers que « l'inflation faible ou nulle constitue l'objectif de long terme pour la politique monétaire » (Kahn, 1996). Selon la sagesse conventionnelle dans les milieux des banques centrales, la poursuite d'un objectif de « stabilité des prix » semble contribuer à la stabilité macroéconomique. Cette pensée s'appuie sur des fondements théoriques selon lesquels la politique monétaire n'affecte l'offre réelle qu'à court terme. A moyen et long terme, les fluctuations du niveau de l'output imputables aux variations de la politique monétaire sont gommées tandis que celles des prix sont pleinement ressenties. Une affectation de la politique monétaire à la lutte contre l'inflation aide donc à assurer un contrôle efficace du niveau des prix sur le moyen et le long terme. Au plan de la politique économique, l'adoption d'un objectif de « stabilité de prix » se justifie par le fait qu'en réduisant l'incertitude sur les décisions d'investissement et de consommation, la « stabilité des prix » contribue également à réduire la volatilité de la production. Par ailleurs, une stabilité des prix permet d'éviter la pénalisation des titulaires de revenus fixes ainsi que l'émergence des effets de redistribution des revenus (des prêteurs vers les emprunteurs, des propriétaires de logement et de titres financiers vers les ménages endettés¹¹). Cependant, il demeure qu'un taux d'inflation positif relativement faible pourrait aider à « graisser les roues de l'économie et de la politique monétaire » en période de stress économique (Fischer et Summers cités par Kahn, 1996). Par exemple, les employeurs pourraient réduire les salaires réels sans avoir à recourir à une baisse des salaires nominaux. En outre, une faible inflation présente des « propriétés lubrifiantes » pour la politique monétaire en suscitant des taux d'intérêt réels négatifs. Ces derniers peuvent aider à sortir une économie d'une phase de récession. De même, l'inflation favorise un gonflement des recettes publiques pouvant aller de paire avec l'allègement du poids de la dette dans le budget de l'Etat.

Au regard des avantages d'une inflation à taux réduit, il convient donc réexaminer soigneusement la balance des effets possibles de l'inflation. Plus particulièrement, « il serait bon de se demander si ces coûts sont plus que compensés par la plus grande marge de manœuvre qui serait disponible en période de crise moyennant un niveau d'inflation légèrement plus élevé », Blanchard (2010). Selon la sagesse conventionnelle suivie par les grandes banques centrales à travers le monde, les vertus d'une stabilité des prix l'emportent sur les avantages d'une inflation même à taux réduit.

¹¹ Raveaud, Gilles, Alternatives Economiques n° 290 - avril 2010.

3.4. Evolution des performances d'inflation dans la zone UMOA

Les analyses empiriques s'accordent à reconnaître la relative stabilité des prix dans les pays de l'UMOA comparés aux autres pays d'Afrique subsaharienne (ASS) comme un avantage du contrôle strict exercé sur l'émission monétaire dans le cadre la coopération monétaire au sein de la Zone franc. Les performances d'inflation notées dans l'UMOA à partir des années 80 ont été relativement meilleures comparées à celles d'autres pays d'ASS (Cf. le Tableau 1).

Le recours au taux d'intérêt comme instrument de politique monétaire commune rend non seulement la maîtrise de l'inflation souhaitable mais essentielle pour l'efficacité de la politique monétaire. Pour l'heure, les observations suggèrent des performances quelque peu mitigées par rapport aux cibles définies pour la politique monétaire, notamment en ce qui concerne la période 1999-2013 (Cf. Tableau 2). Les interventions des autorités monétaires n'ont pas permis de maintenir durablement les taux d'inflation à l'échelle de la zone en dessous de 2%. De façon générale, les épisodes de taux d'inflation élevés semblent être associés aux tensions internes telles que l'insuffisance de l'offre alimentaire, notamment des céréales, ou aux tensions externes liées à la flambée du prix du pétrole sur les marchés internationaux¹².

Dans la section suivante, nous menons une analyse économétrique aux d'exploration de l'influence des variations des taux d'intérêt directeurs de la BCEAO sur l'évolution de l'inflation dans l'UMOA.

Tableau 1 : Evolution des taux d'inflation dans l'UMOA et dans d'autres pays africains

	1975-1980	1980-1993	1994-1996	1997-2011
	<i>Variation moyenne (en pourcentage)</i>			
Afrique subsaharienne	13,8	10,3	15,0	6,3
Gambie	12,7	15,1	3,2	5,5
Ghana	61,3	36,7	42,9	17,1
Pays à forte croissance non exportateurs de pétrole dont :				
Botswana	11,9	11,4	10,4	8,4
Cap Vert	-	-	5,9	2,9
Maurice	12,4	6,9	5,6	
UMOA	13,3	3,6	15,0	2,6

Source : Calcul de l'auteur à partir de l'indice des prix à la consommation. Pour la zone UMOA, les données utilisées sont extraites de la base statistique en ligne de la BCEAO et de la Banque mondiale pour ce qui concerne respectivement la zone UMOA et les autres pays africains.

Tableau 2 : Objectifs de la politique monétaire de la BCEAO et performance d'inflation de 1999 à 2013

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Objectif d'inflation annoncé	3%	2%	2%	2%	2%	2%	2%	2%	2%	2%	2%	2%	2%	2%	2%
Taux d'inflation en fin d'année	0,2	1,8	4,1	2,9	1,3	0,5	4,4	2,3	2,4	7,4	0,4	1,4	3,9	2,4	1,5
Date de modification de la politique monétaire	4 janv. 99	19 juin 00			7 juil. et 20	22 mars 04		24 août 06		16 août 08	16 juin 09			16 juin 12	16 mars 13
Variation des taux d'intérêt directeurs	-	+			-	-		+		+	-			-	-

Notes : Les informations sont tirées des Rapports annuels de la Zone franc pour les années citées. Le taux d'inflation est calculé à partir de l'indice des prix à la consommation. Les données utilisées sont celles disponibles dans la base statistique de la BCEAO en ligne. Les signes (-) et (+) signifient respectivement baisse et hausse des taux directeurs.

¹² Cf. Rapport Zone Franc, 2005 et 2008.

IV - METHODOLOGIE DE L'ETUDE

4.1 Justification de l'approche méthodologique

La littérature empirique liée à l'évaluation des effets de la politique monétaire s'est largement appuyée sur la méthodologie VAR (Vectorielle Auto-Régressive). Depuis les travaux pionniers de Sims (1980), cette méthodologie s'est imposée comme un cadre bien indiqué pour étudier les effets des chocs de politique monétaire sur les variables macroéconomiques (Bernanke et al., 2005 ; Belviso et Milani, 2006). Les modèles VAR apparaissent comme une alternative crédible aux modèles macro-économiques standards. Plus particulièrement, les modèles VAR permettent de lever une partie des critiques formulées à l'endroit des modèles structurels, notamment en ce qui concerne l'existence des *a priori* théoriques dans la relation entre la variable expliquée et les variables explicatives en leur donnant toutes le même statut.

Les avantages indéniables des modèles VARs ont donné lieu à une littérature abondante¹³. Cependant, l'approche VAR n'est pas à l'abri des critiques. Une limite principale concerne le nombre relativement restreint d'informations utilisées dans les modèles VAR standards¹⁴ (Belviso et Milani, 2006). La réalité économique étant complexe, un nombre limité de variables aura du mal à en rendre fidèlement compte. Deux problèmes peuvent en résulter. En premier lieu, l'omission de certaines informations pertinentes peut bien biaiser la mesure des innovations de politique. En deuxième lieu, seules les réponses aux chocs des variables incluses dans le système VAR peuvent être appréhendées. Or, l'inclusion de variables supplémentaires dans un modèle VAR standard se heurte au problème de degré de liberté. Une autre critique, et non des moindres, porte sur la difficulté des modèles VAR à prendre en compte la non-linéarité pouvant éventuellement exister dans la relation entre les variables économiques.

L'approche utilisée dans la présente étude compense ces deux limites des modèles VAR standards. Le problème du biais d'omission de certaines variables pertinentes est résolu par le recours à une approche Factor Augmented VAR (voir Bernanke et al., 2005 ; Vargas-Silva, 2008 ; Rangan, 2010). Ainsi, l'impact d'un choc de la politique est analysé à partir d'un ensemble plus riche d'informations. Par ailleurs, les relations non-linéaires éventuelles entre les variables économiques sont prises en compte en utilisant une extension proposée par Koop et Korobilis (2010). Une telle spécification autorise une variabilité dans le temps des paramètres principaux du modèle Factor-augmented VAR (coefficients et matrice de covariance-variance). Ainsi, l'impact des changements de régime de politique et/ou des mutations intervenues dans l'environnement opérationnel de la politique monétaire peut être mieux mesuré.

La méthodologie choisie nous paraît plus appropriée pour analyser les effets de la politique monétaire dans le contexte de l'UMOA pour deux raisons principales. En premier lieu, la spécification FAVAR aide à prendre en compte des « concepts économiques diffus » tels que l'activité économique ou l'inflation en résumant une large quantité d'informations disponibles sur l'économie réelle ou sur les prix. Ces concepts peuvent être difficilement reflétés par un seul indicateur. D'un point de vue économétrique, leur omission dans la liste des variables incluses dans le modèle VAR pourrait bien biaiser la mesure des innovations de politique ou expliquerait l'énigme des prix (Bernanke et al., 2005 ; et Belviso et Milani, 2006). Dans le cas des études précédentes portant sur l'UMOA¹⁵, une telle omission pourrait expliquer certaines réponses contre-intuitives de l'output à un choc de taux d'intérêt. En deuxième lieu, l'extension « Time Varying-Parameters » FAVAR permet de rendre compte de la variabilité dans le temps des coefficients et de la matrice de covariance-variance du modèle. Ainsi, l'opportunité est donnée de mesurer l'impact des changements de régime de politique et/ ou des mutations intervenues dans l'environnement opérationnel de l'exercice de la politique monétaire. Or,

¹³ Voir Christiano et al., 1999 ; Angeloni et al., 2003 ; Christoffensen et al., 2001 ; Gottschalk et Moore, 2001 ; Creel et Levasseur, 2005 ; Hericourt et Matei, 2007 pour une littérature.

¹⁴ Dans le cas exceptionnel de la spécification de Leeper et al. (1996) où le nombre de variables incluses est relativement plus élevé, les systèmes VAR contiennent moins de 20 variables.

¹⁵ Cf. par exemple, Diagne et Doucouré (2000), Nubukpo (2002), Diaw et Tadenyo (2012) ou Tadenyo (2012), etc.

l'occurrence des effets non-linéaires de la politique monétaire est probable dans la zone UMOA au regard des réformes qui y ont été opérées. Dans ces conditions, le recours à un modèle VAR standard pourrait conduire à une évaluation biaisée des effets de la politique monétaire. A l'opposé, une spécification Time Varying-Parameters FAVAR nous semble posséder l'avantage de rendre un meilleur compte des modifications dans le temps des réponses aux chocs de politique monétaire.

4.2. La spécification du modèle Time Varying-Parameters VAR (TVP-FAVAR)

La spécification TVP-FAVAR part du cadre de facteurs structurels dynamiques de Stock et Watson (2005) ainsi que de Bernanke et al. (2005). Ces derniers abordent le modèle factoriel dynamique comme une généralisation directe à grande échelle des modèles VAR structurels. Le modèle fait l'hypothèse explicite que la transmission des chocs monétaires et non monétaires peut varier à chaque période du temps. Le modèle TVP-FAVAR estimé dans la présente étude s'inspire de Korobilis (2009, 2013). La spécification du modèle part de la représentation structurelle VAR suivante :

$$y_t = b_1 y_{t-1} + \dots + b_p y_{t-p} + v_t \quad (1)$$

avec $y'_t = [x'_t, r_t]$;

- x_t est un vecteur de dimension $(n \times 1)$ de variables représentant l'économie (telles que les prix, l'output, les taux d'intérêt, les agrégats de monnaie, etc.). n est élevé, de l'ordre de plusieurs dizaines ;

- r_t est l'instrument de politique monétaire, ie., la variable de contrôle de la banque centrale. r_t est de dimension (1×1) ;

- b_i sont des coefficients de dimension $(n \times n)$, avec $i = 1, \dots, p$;

- v_t est le terme d'erreur. $v_t \sim N(0, \Omega_t)$ et $E(v' v) = \Omega$ pour $t = 1, \dots, T$.

Le modèle FAVAR est dérivé du VAR structurel en utilisant une décomposition en k facteurs des n variables observables de x_t . k , le nombre de facteurs latents est défini très petit par rapport à n ($k \ll n$).

Notre modèle TVP-FAVAR s'écrit :

$$y_t = b_{1,t} y_{t-1} + \dots + b_{p,t} y_{t-p} + v_t \quad (2)$$

avec $y'_t = [f'_t, r_t]$, et

- f_t un vecteur de facteurs latents de dimension $(k \times 1)$;

- $b_{i,t}$ sont des matrices $k \times k$ des coefficients pour $i = 1, \dots, p$ et $t = 1, \dots, T$.

- v_t est le terme d'erreur. $v_t \sim N(0, \Omega_t)$, Ω_t est une matrice de covariance complète pour $t = 1, \dots, T$.

A l'instar du modèle de Bernanke et al. (2005), le lien entre les séries observées x_t et les facteurs ainsi que l'instrument de politique monétaire est cerné par la relation :

$$x_t = \lambda_t^f f_t + \lambda_t^r r_t + u_t \quad (3.a)$$

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \dots + \rho_q u_{t-q} + \varepsilon_t \quad (3.b)$$

- λ_t^f est une matrice des pondérations des facteurs, elle est de dimension $(n \times k)$;

- λ_t^r est une matrice de dimension $(n \times 1)$; $u_t \sim N(0, H_t)$ avec $H_t = \text{diag}(\exp(h_{1,t}), \dots, \exp(h_{n,t}))$ de dimension $(n \times n)$ pour chaque $t = 1, \dots, T$.

Pour chaque série x_{it} ($i = 1, \dots, n$), l'équation (3) peut être réécrite comme suit :

$$x_{it} = \lambda_{i,t}^f f_t + \lambda_{i,t}^r r_t + u_{it} \quad (4.a)$$

avec
$$u_{it} = \rho_{i1} u_{it-1} + \dots + \rho_{iq} u_{it-q} + \varepsilon_{it} \quad (4.b)$$

Pour toutes les périodes avancées ou retardées, les erreurs ε_{it} sont supposées non corrélées avec les facteurs et mutuellement non corrélées. Ce qui veut dire :

$$E(\varepsilon_{i,t} f_t) = 0 \text{ et } E(\varepsilon_{i,t} \varepsilon_{j,t}) = 0 \text{ pour tout } i \neq j \text{ et } s \neq t, i, j = 1, \dots, N \text{ et } t, s = 1, \dots, T.$$

Une transformation de l'équation (3.a) est utile afin de disposer d'un modèle dont les erreurs ne sont pas corrélées. Ainsi, l'équation (3.a) devient :

$$x_t = \lambda_t^f f_t + \lambda_t^r r_t + \gamma(L)x_t + \varepsilon_t \quad (3'.a)$$

où $\gamma(L) = \text{diag}(\rho^1(L), \dots, \rho^n(L))$;

$$\rho^i(L) = \rho_{i1}L + \dots + \rho_{iq}L^q ;$$

$$\lambda^j = (I_n - \gamma(L))\lambda^j ; \text{ pour } j = f \text{ et } r ;$$

$\varepsilon_t \sim N(0, H_t)$ avec $H = \text{diag}(\exp(h_{1t}), \dots, \exp(h_{nt}))$ où les log-volatilités individuelles évoluent comme une marche aléatoire sans dérive de la forme :

$$h_{it} = h_{it-1} + \eta_t^h$$

avec $\eta_t^h \sim N(0, \sigma_h)$.

Le système formé par les équations (2) et (3'.a) constitue notre modèle TVP-FAVAR.

Une variabilité temporelle est introduite dans le modèle par la caractérisation de ses paramètres (ses coefficients et la matrice de covariance de ses résidus) et de leur dynamique. En raison de l'hypothèse de la diagonalité de la matrice de covariance, les paramètres de l'équation (3'.a) peuvent être estimés équation par équation pour $i = 1, \dots, n$ en utilisant la régression univariée suivante :

$$x_{it} = \lambda_i^f f_t + \lambda_i^r r_t + u_{it} \quad (4.a)$$

où $u_{i,t} \sim N(0, \exp(h_{i,t}))$

L'équation (2) est un système VAR des facteurs latents (f_t) et de l'instrument de politique monétaire (r_t) avec des paramètres changeants et présentant une volatilité stochastique dans le temps. Par conséquent, un traitement spécial doit être apporté à la matrice des coefficients moyens et de la covariance de l'équation. L'estimation du modèle utilise une décomposition de

la matrice de covariance des erreurs inspirée de Primiceri (2005), Cogley et Sargent (2005) ainsi que Canova et Gambetti (2009) de la forme :

$$A_t \Omega_t A_t' = \Sigma_t \Sigma_t' \quad (5)$$

$$\Sigma_t = \text{diag} (\sigma_{1,t}, \dots, \sigma_{k+1,t})$$

A_t une matrice triangulaire inférieure de diagonale constituée de 1.

$$A_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ a_{21,t} & 1 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ a_{m1,t} & \dots & a_{m(m-1),t} & 1 \end{bmatrix} \quad (6)$$

Désignons par B_t le vecteur des coefficients $b_{i,t}$ de l'équation (2) :

$$B_t = (\text{vec}(b_{1,t})', \dots, \text{vec}(b_{p,t})')',$$

où vec est l'opérateur de vectorisation

$$\log \sigma_t = \log \sigma'_{1t}, \dots, \log \sigma'_{pt}$$

$$\alpha_t = a'_{j1,t}, \dots, a'_{j(j-1),t} \text{ pour } j = 1, \dots, k+1.$$

Korobilis (2009) suppose que les paramètres variants $\lambda_{i,t}$, $h_{i,t}$, B_t , α_t , et $\log \sigma_t$ suivent des marches aléatoires augmentées d'une spécification d'un mélange flexible d'innovations à la Giordani et Kohn (2008). Pour chaque période, l'innovation de l'évolution de la marche aléatoire est définie comme un mélange de deux composantes normales (Voir aussi Koop et al., 2009).

$$\lambda_{i,t} = \lambda_{i,t-1} + J_{i,t}^\lambda \eta_t^\lambda \quad (7)$$

$$h_{i,t} = h_{i,t-1} + J_{i,t}^h \eta_t^h \quad (8)$$

$$B_t = B_{t-1} + J_{i,t}^B \eta_t^B \quad (9)$$

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + J_{i,t}^\alpha \eta_t^\alpha \quad (10)$$

$$\log \sigma_t = \log \sigma_{t-1} + J_{i,t}^\sigma \eta_t^\sigma \quad (11)$$

Les $\eta_t^\theta \sim N(0, Q_\theta)$ sont des vecteurs de perturbations indépendantes l'une de l'autre, aussi bien que de u_t et v_t ; avec $\theta \in \{\lambda_i, h_i, \alpha, B, \sigma\}$. Les Q_θ sont des matrices de covariance des innovations associées à chacun des paramètres $\lambda_{i,t}$, $h_{i,t}$, α_t , B_t , $\log \sigma_t$.

Les J_t^θ sont des variables aléatoires prenant des valeurs 0/1 et contrôlent les ruptures structurelles dans l'erreur d'innovation de chacun des paramètres variant dans le temps. [Pour plus de détails sur les J_t^θ voir Korobilis (2009) à la page 6. D'autres détails sont également disponibles dans l'annexe technique de Korobilis (2009)].

En l'état, le modèle ne peut être estimé. Des préalables sont nécessaires en ce qui concerne l'extraction des facteurs latents, la définition et l'identification du choc de politique monétaire, le choix du nombre de facteurs et de retards à considérer.

4.3. Les préalables liés à l'estimation du modèle TVP-FAVAR

4.3.1. La méthode d'extraction des facteurs

Dans leur étude Bernanke et al. (2005) considèrent deux procédures d'estimation du modèle FAVAR. Chacune d'elles présente ses avantages et ses inconvénients. La première procédure - en une étape - est une approche de vraisemblance bayésienne. La seconde méthode comporte deux étapes et se base sur une approximation des facteurs à partir des composantes principales des indicateurs contenus dans X_t . Bien qu'elle soit plus intuitive et d'une simplicité de calcul, une telle procédure n'exploite pas la « structure de l'équation de transition pour l'estimation des facteurs »¹⁶. Autrement dit, les facteurs latents sont estimés indépendamment de l'équation (2). A l'instar de Korobilis (2013) et de Kazi et al. (2013), nous utilisons la procédure d'estimation en deux étapes. En procédant ainsi, les facteurs latents apparaissent comme des régresseurs générés. L'estimation des paramètres du modèle TVP-FAVAR risque d'être biaisée. Chaque paramètre variant dans le temps est alors estimé de façon séquentielle en utilisant la méthode d'échantillonnage de Gibbs. n régressions univariées sont alors effectuées à partir de l'équation (4) et du VAR à paramètres variant dans le temps de l'équation (2). D'autres détails supplémentaires sont disponibles dans Korobilis (2009, 2013) ainsi que dans Koop et Korobilis (2010).

4.3.2. Les a priori sur l'équation du VAR

L'approche bayésienne est appliquée au modèle VAR. Elle s'appuie généralement sur un a priori non informatif ou informatif pour obtenir une meilleure précision des paramètres estimés. Plus généralement, le cadre bayésien permet de traiter les paramètres du modèle comme des variables aléatoires et des probabilités a priori leur sont assignées. Plusieurs a priori sont utilisés dans le cadre des modèles VAR intégrant une variabilité temporelle des paramètres. Par exemple, dans l'étude de Primiceri (2005), les observations des quarante premiers trimestres sont utilisées pour calibrer les distributions a priori. Les clivages marqués entre les orientations et les instruments de la politique monétaire de la BCEAO au fil du temps rendent ce choix peu pertinent dans le contexte de la zone UMOA. Par exemple, jusqu'en octobre 1989, les taux d'intérêt n'étaient pas l'instrument principal de la BCEAO. Une calibration basée sur cette période peut biaiser les résultats de l'estimation. Par ailleurs, l'a priori de Primiceri (2005) basé sur la calibration est fortement paramétrisé. Nous suivons l'option de Korobilis (2013) en estimant le modèle TVP-FAVAR à l'aide de l'information a priori de Minnesota. Il s'agit d'un a priori non-informatif selon lequel les retards de chaque variable prennent un poids plus grand, tandis que des retards plus longs et des retards sur d'autres variables sont escomptés devenant un priori moins important.

Ainsi, les densités a priori sur les paramètres (non nuls) de l'équation du modèle des facteurs sont supposées être : $[\lambda_i^f, \lambda_i^r] \sim N(0_{1 \times m}, 10I_m)$, $\gamma_i(L) \sim N(0_{1 \times q}, 10I_q)$, $h_{i0} \sim N(0, 4)$, $\sigma_h^{-1} \sim \text{Gamma}(0,01; 0,01)$ pour chaque variable $i = 1, \dots, n$.

Pour les paramètres du modèle FAVAR,

$$B_0 \sim N(\underline{B}, \underline{V}) ; \alpha_0 \sim N(0, 4I) ; \log \sigma_0 \sim N(0, 4I) ;$$

$$Q_B^{-1} \sim W(0,005 \times (\dim(B) + 1) \times \underline{V}, (\dim(B) + 1));$$

$$Q_\alpha^{-1} \sim W(0,01 \times (\dim(\alpha) + 1) \times I, (\dim(\alpha) + 1));$$

$$Q_\sigma^{-1} \sim W(0,0001 \times (\dim(\sigma) + 1) \times I, (\dim(\sigma) + 1))$$

¹⁶ Pour rappel, l'équation de transition désigne l'expression (2).

où $\dim(B) = m \times m \times p$, $\dim(\alpha) = m(m - 1)/2$ et $\dim(\sigma) = m$. $\underline{B}$ est fixé à 0,9 sur le coefficient du premier retard de chaque variables et 0 autrement, et $\underline{V}$ est une matrice diagonale des covariances a priori avec les éléments diagonaux définis à partir d'une spécification de type Minnesota de la forme :

$$\underline{V}_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{c^2} & \text{pour les paramètres des retards propres} \\ \frac{0,001 s_i^2}{c^2 s_j^2} & \text{pour les paramètres sur la variable } j \neq i \end{cases} \quad \text{pour un retard } c = 1, \dots, p \quad (12)$$

où s_i^2 est la variance des résidus obtenue à partir de l'autorégression univariée d'ordre p pour la variable dépendante i , et $i = 1, \dots, m$, $j = 1, \dots, mp$.

Les paramètres non standards du modèle sont ceux liés à l'extension des innovations combinées.

Les variables J_t^0 sont considérées comme des tirages aléatoires à partir d'une distribution de Bernoulli, $p(J_t^0 = 1) = \pi_0 = 1 - p(J_t^0 = 0)$, pour $\theta \in \{\lambda_i, h_i, B, \alpha, \log \sigma\}$. La probabilité π_0 contrôle la transition de l'indice J_t^0 entre les deux états possibles (1 : rupture – 0 : pas de rupture), et un a priori hiérarchique est introduit afin de les actualiser par rapport à l'information contenue dans les données. Un a priori Beta de la forme $\pi_0 \sim \text{Beta}(\tau_0, \tau_1)$ est placé sur cet hyper-paramètre qui contrôle la croyance antérieure sur le nombre de ruptures à travers le choix de τ_0 et τ_1 . Pour des raisons de simplicité et en absence d'information préalable, τ_0 et τ_1 sont supposés identiques pour tous les paramètres définis dans les équations 7 à 11. Ainsi, $(\tau_0, \tau_1) = (1, 1)$ et $E(\pi_0) = 0,5$ et Ecart-type $(\pi_0) \cong 0,29$.

4.3.3. Définition et identification du choc de politique monétaire

L'identification du choc de politique monétaire est faite en supposant une structure récursive des chocs. L'instrument de politique monétaire - approximé par le taux d'intérêt du marché interbancaire - apparaît donc en fin de liste des régresseurs de l'équation (13) et ses innovations sont traitées comme des chocs de politique monétaire. Ainsi, les facteurs latents ne répondent pas aux innovations de politique de façon contemporaine mais avec un retard. Dans l'application empirique du modèle de base de Bernanke et al. (2005) et ceux qui s'en sont inspiré, cette hypothèse est empiriquement prise en compte par la définition de deux catégories de variables. Il s'agit d'une part des variables réagissant avec une lenteur relative au choc ("slow-moving") et d'autre part, de celles dont la réponse est contemporaine aux changements non anticipés de la politique monétaire ("fast-moving"). Les variables de la première catégorie ne répondent pas de façon contemporaine aux chocs non anticipés de politique monétaire tandis que celles variant rapidement sont hautement sensibles aux chocs et aux informations économiques contemporains. Ces deux catégories de variables sont définies dans l'Annexe 2. Le choc de politique monétaire est défini en termes d'un écart-type de l'instrument de politique monétaire, approximé par le taux d'intérêt interbancaire.

4.3.4. Le choix du nombre de facteurs et de retards à inclure dans le modèle

Le choix du nombre de retards de l'équation (1) est une préoccupation importante dans l'analyse VAR (Cf. Braun et Mitnik, 1993 ou Lutkepohl, 2005). Bernanke et al. (2005) constatent que les résultats du modèle FAVAR sont très semblables lorsque le nombre de retards (p) est de 7 ou 13. De même, Shibamoto (2007) note que les résultats sont globalement similaires lorsque la valeur de p est comprise entre 6 et 10. Gupta et al. (2010) fixent p égal à 4. Le nombre de retard optimal est déterminé dans la présente étude en se référant aux critères d'information d'Akaike et de Schwarz. Une longueur de retard de deux périodes est considérée (voir Annexe 3).

Le choix du nombre de facteurs statiques et dynamiques suffisants pour synthétiser adéquatement les informations pertinentes contenues dans les indicateurs inclus dans X_t est une

tâche difficile. Bai et Ng (2002) fournissent un critère de sélection. Mais, un tel critère fonctionne bien uniquement lorsque N et T tendent vers l'infini. Selon Blaes (2009), un tel critère ne marche pas pour des échantillons de taille plus petite. Plusieurs études déterminent alors le nombre de facteurs de façon ad hoc en explorant alternativement la sensibilité des résultats au nombre de facteurs [Cf. Bernanke et al., 2005 ; Shibamoto, 2007 ; McCallum et Smets, 2007 ; Kazi et al., 2013 ; Korobilis, 2009, 2013]. Dans la présente étude, le nombre de facteurs est déterminé en menant une analyse en composantes principales (ACP) des indicateurs inclus dans X_t . Une spécification ordinaire de type covariance est choisie pour l'ACP. Les résultats sont affichés à l'Annexe 4. Les résultats de l'ACP indiquent que les deux premières composantes principales des indicateurs de la matrice X_t ont une proportion cumulative de plus de 86%. Le gain marginal lié à l'introduction d'un troisième facteur est négligeable. Sur la base des résultats de l'ACP, deux premiers facteurs latents sont inclus dans le modèle.

D'autres détails liés aux soubassements des estimations des différents éléments et la définition des fonctions de réponse aux impulsions du TVP-FAVAR peuvent être trouvés dans Korobilis (2009, Pages 7 à 9).

En résumé, nous recourons à l'analyse en composantes principales pour extraire les facteurs latents f_t . L'estimation du modèle TVP-FAVAR est faite en considérant deux facteurs latents et une longueur des retards de deux périodes. L'identification des chocs de politique monétaire est faite en supposant une structure récursive à la Choleski. Le choc de politique monétaire est défini en considérant une variation d'un écart-type du taux du marché interbancaire par rapport à son niveau initial.

4.3.5 Les données utilisées pour les estimations

Les données nécessaires à l'estimation du modèle sont tirées des bases statistiques de la BCEAO, de la Banque mondiale et du FMI (voir l'Annexe 2 pour le détail). Trente indicateurs décrivant la conjoncture domestique au sein de l'UMOA sont retenus. A l'instar de Blaes (2009), nous avons également considéré des variables retraçant la dépendance de la zone UMOA de la conjoncture internationale (41 au total). Pour ce faire, le PIB réel de la France et de l'Allemagne, l'indice des prix à la consommation en France, le taux du marché monétaire et le taux d'escompte en France sont ajoutés à la liste de variables incluses dans X_t . De même, nous considérons des taux de change définis à l'incertain du franc CFA vis-à-vis de certaines devises et des indices de prix des matières premières. En somme, l'ensemble de données porte sur 71 indicateurs.

L'instrument de politique monétaire de la BCEAO est approximé par le taux d'intérêt moyen de court terme des opérations à échéance d'une semaine du marché interbancaire. En effet, la plupart des investigations portant sur les effets de la politique monétaire américaine utilise le taux d'intérêt des fonds fédéraux - « Federal funds rate » - pour approximer le taux d'intérêt de court terme de la Réserve fédérale. Il s'agit du taux d'intérêt auquel les institutions de dépôt se prêtent des fonds détenus à la Réserve fédérale. Son équivalent le plus proche dans le cas de l'UMOA est le taux d'intérêt des prêts directs sur le marché interbancaire. En outre, le taux d'intérêt interbancaire est retenu parce que les prêts directs de la banque centrale aux banques commerciales sont souvent utilisés comme instrument de politique dans les pays en développement (Burgstaller et Scharler, 2010). Ceci est vrai dans le cas de la zone UMOA. Les prêts directs sur le marché interbancaire de l'UMOA sont largement plus fréquents que les recours des banques à l'escompte auprès de l'Institut d'émission (Cf. aussi Diop, 1998 ou Toe, 2012). Par ailleurs, le taux interbancaire à une semaine constitue le principal taux d'intérêt piloté par la BCEAO à travers ses opérations d'open market. La série relative au taux du marché interbancaire est obtenue à partir de la série des valeurs réelles de ce taux d'intérêt disponible dans l'article de Toe (2012, Page 18). La série du taux d'inflation utilisée à cet effet est déterminée à partir de la série de l'indice des prix à la consommation.

Toutes les données utilisées ont une périodicité annuelle. Nous les avons converties en données trimestrielles en utilisant le module de conversion des séries disponible sous l'application Eviews.

Pour les besoins du modèle, les données sont rendues stationnaires (Voir l'Annexe 2 pour les détails). Après transformation, les données couvrent la période 1976:Q1 - 2011:Q4.

Par ailleurs, toutes les données ont été réduites et normalisées par rapport à leur écart-type. Du fait de cette normalisation, les réponses de chaque variable au choc de politique monétaire peuvent être interprétées comme des variations en pourcentage de l'écart-type de la variable considérée (Lutkepohl, 2005).

4.3.6. Les autres considérations liées à l'estimation du modèle

Précisons également que l'estimation du modèle est faite en utilisant un échantillonneur de Gibbs basé sur 10 000 itérations dont 2 000 premières sont écartées pour convergence. En portant le nombre d'itérations à 30 000 (avec 10 000 rejets), le résultat ne change pas de façon significative.

Les réponses aux impulsions de politique monétaire sont calculées en considérant des intervalles de confiance de 90% des réponses des indicateurs économiques au choc de politique monétaire. Ainsi, les réponses des indicateurs sont des valeurs médianes (50^e centiles) des réponses aux impulsions alors que les intervalles de confiance sont construits en considérant les valeurs des 10^e et 90^e centiles des réponses aux impulsions. Les simulations sont effectuées sur un horizon de vingt-et-une périodes.

V - RESULTATS DES SIMULATIONS, IMPLICATIONS ET RECOMMANDATIONS DE POLITIQUE

La plupart des analyses précédentes portant sur les effets de la politique monétaire dans l'UMOA se sont basées sur l'approche VAR standard. La contribution marginale de la spécification TVP-FAVAR est mise en lumière en estimant deux versions du modèle. Dans la première (notre modèle FAVAR), les paramètres sont supposés invariants dans le temps. Il s'agit d'une dérivation de la spécification ci-dessus en imposant $J_t^B = J_t^{\alpha} = J_t^{\sigma} = 0$ pour toute période. La seconde version (notre modèle TVP-FAVAR) autorise une variation dans le temps des paramètres du modèle.

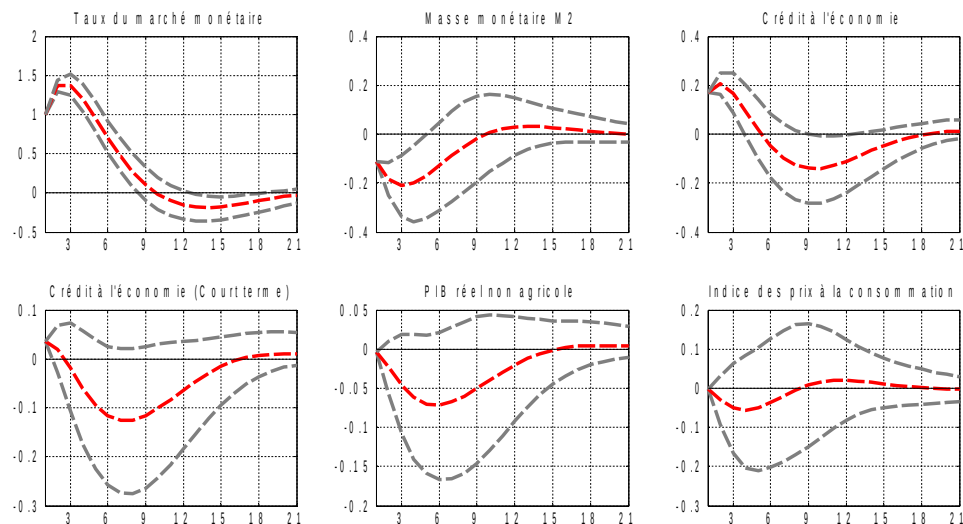
5.1. Résultats des simulations des réponses au choc de politique monétaire à l'aide du modèle FAVAR

Une première préoccupation concerne la mesure dans laquelle une spécification FAVAR permet de mieux capter l'impact vraisemblable des effets de la politique monétaire de la BCEAO. Les simulations menées à l'aide du modèle FAVAR montrent que les réponses des variables macroéconomiques clés sont conformes aux attentes théoriques (Graphique 2). En effet, à la suite d'un choc de politique monétaire restrictive, le taux d'intérêt du marché interbancaire (TMI) augmente de façon significative. Par ailleurs, le crédit à l'économie, la masse monétaire ainsi que l'output se contractent. En conséquence, l'inflation recule. De ces résultats constituent une amélioration par rapport à certaines contre-intuitions obtenues par Diagne et Doucouré (2000), Nubukpo (2002), Diaw et Tadenyo (2012) ou Tadenyo (2012). Cependant, les réponses de certains indicateurs présentent une instabilité et ressortent non significatives sur l'horizon de simulation. De telles caractéristiques peuvent être liées à des problèmes de spécification.

En effet, selon Bernanke et al. (2005), les contre-intuitions - connues dans la littérature comme des énigmes - sont inhérentes aux limites des spécifications économétriques pour retracer toute la complexité de la réalité économique. Le nombre très réduit de variables incluses dans les VARs standards est en disproportion par rapport au large éventail ensemble d'information sur lequel se basent les décisions des banques centrales. Il peut en découler une mesure incorrecte des innovations en matière de politique monétaire (Bernanke, 2005 ; et Belviso et Milani, 2006). De même, la non prise en compte de certaines informations pertinentes non reflétées par les variables incluses dans le modèle VAR peut bien biaiser la mesure des innovations de politique. S'agissant particulièrement des résultats sur la zone UMOA, une autre clé d'explication des énigmes peut tout aussi bien se trouver dans la qualité des spécifications notamment l'omission des ruptures structurelles caractérisant la période d'étude. Les VAR standards supposent une linéarité de la relation entre les variables endogènes et une

constance des coefficients et de la variance des résidus des équations. Or, les périodes sur lesquelles portent ces études comportent des mutations ou des chocs susceptibles d'induire des changements structurels. En outre, la transition vers la nouvelle approche de contrôle monétaire pourrait induire des changements dans la règle de politique monétaire. Ainsi, l'hypothèse d'une présence de ruptures structurelles a justifié notre spécification TVP-FAVAR.

Graphique 2 : Simulations des réponses au choc monétaire à l'aide du FAVAR

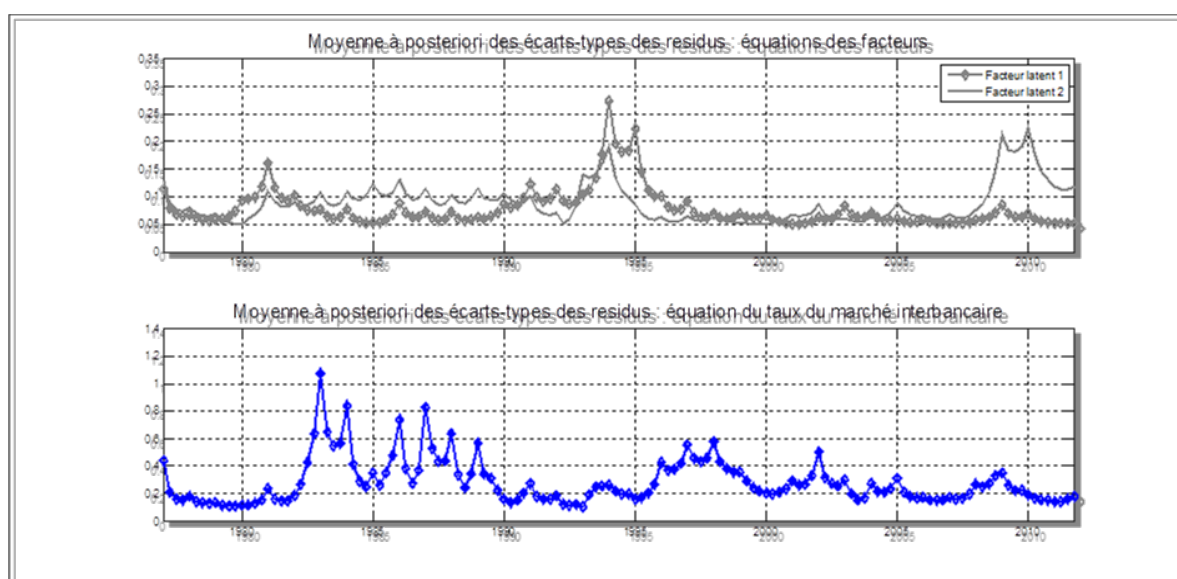


5.2. Résultats des simulations des réponses à un choc de politique monétaire restrictive à l'aide du modèle TVP-FAVAR

Les simulations des réponses au choc de politique monétaire restrictive à l'aide du modèle TVP-FAVAR semblent apporter un soutien empirique à la pertinence de l'approche méthodologique utilisée. L'hypothèse d'une évolution dans le temps des effets de la politique monétaire est confortée en analysant l'évolution des écarts-types moyens a posteriori des résidus des équations du TMI et des facteurs latents du modèle. L'attention est d'abord portée sur la politique monétaire non systématique, ie., les variations du TMI dues aux chocs exogènes et non aux variations de la structure de l'économie.

Le Graphique 3 montre que l'écart-type moyen a posteriori des résidus de l'équation du TMI connaît une évolution non stable dans le temps. Une forte volatilité est observable sur les périodes 1981:Q4 - 1990:Q2 et 1992:Q3 - 1999:Q4. De façon générale, des écarts-types élevés des résidus de l'équation des taux d'intérêt de la banque centrale refléteraient des erreurs de politique monétaire plus importantes ou des changements majeurs de la position de la politique monétaire (Cf. Korobilis, 2013 ou Kazi et al., 2013). L'ampleur de telles erreurs de politique monétaire pourrait être mesurée par une estimation d'une fonction de réaction de la banque centrale. Notre cadre d'analyse ne fournit pas d'éléments permettant d'affirmer ou d'infirmer que la conduite de la politique monétaire dans la zone UMOA fut entachée d'erreurs sur les sous-périodes de volatilité sus-indiquées. L'hypothèse peut toutefois être émise que les volatilités notées sont associées aux réformes du cadre opérationnel de politique monétaire. Par ailleurs, le contexte de régime de change fixe laisse entrevoir l'hypothèse d'une volatilité résultant des ajustements des taux d'intérêt directeurs de la BCEAO aux taux d'intérêt de la Banque de France. En effet, le franc français (FF) a connu dans les années 80 plusieurs ajustements monétaires directs (en octobre 1981 et en juin 1982) et indirects via la réévaluation du mark allemand et du florin néerlandais (en mars 1983) contre toutes les monnaies du système monétaire européen. Ces soubresauts du franc français constituent une source potentielle de volatilité des taux d'intérêt directeurs de la BCEAO en raison de leur ajustement aux taux d'intérêt français.

Graphique 3 : Evolution de l'écart-type des facteurs et des résidus de l'équation du taux du marché interbancaire



Certes, une évolution instable des écarts-types des résidus de l'équation du TMI due aux chocs exogènes laisse envisager des effets non linéaires de la politique monétaire non systématique. Cependant, une évolution dans le temps de l'impact des modifications de la position de la politique monétaire en raison d'une évolution des paramètres structurels de l'économie ne peut être exclue. L'examen des écarts-types des résidus des équations des facteurs latents permet de conclure également à l'existence d'une certaine volatilité sur des intervalles temporels qui ne coïncident pas nécessairement avec ceux du TMI. Dans le cas des facteurs latents, il s'agit principalement des sous-périodes : 1980:Q1 - 1982:Q2, 1992:Q2 - 1996:Q3 et 2007:Q4 - 2011:Q2. Sur la première sous-période, la volatilité peut être associée aux chocs négatifs ayant conduit à la stagnation de 1981-1986 et la dépression de 1987-1993 dans l'UMOA. Ces chocs négatifs procèdent de la conjoncture internationale défavorable de la fin des années 70 et de la première moitié de la décennie 80 pour les économies de l'Union. La chute des prix des biens primaires exportés par les pays de la zone combinée à l'augmentation de la facture pétrolière ont négativement agi sur les conditions d'offre (hausse des taux d'intérêt et des coûts de l'énergie). S'agissant de la volatilité notée sur la sous-période 1992:Q2 - 1996:Q3, elle peut être expliquée par trois facteurs majeurs. Il s'agit des difficultés ayant justifié la mise en œuvre des programmes d'ajustement structurel dans les économies de l'Union, les effets de leur libéralisation ou l'impact de la dévaluation du franc CFA. Les perturbations notées entre 2007:Q4 et 2011:Q2 laissent penser aux effets potentiels de la crise économique mondiale récente, de la flambée des prix des matières premières et des denrées alimentaires ainsi que du conflit politico-social en Côte d'Ivoire sur la production et les prix.

Au total, des volatilités existent aussi bien dans l'évolution des résidus de l'équation du TMI que de celle des facteurs latents. Ainsi, dans l'éventualité d'une évolution au fil du temps des réponses au choc de politique monétaire, celle-ci devrait être attribuée à l'effet conjugué des innovations de l'instrument de politique monétaire et des chocs affectant les économies de l'Union. Il serait peut-être utile de démêler les contributions relatives des facteurs sous-jacents à l'évolution dans le temps des réponses au choc de politique monétaire de la BCEAO. Mais, un tel exercice ne nous semble pas apporter plus d'éléments explicatifs que ceux fournis par l'analyse des écarts-types a posteriori des équations du TMI et des facteurs latents.

L'analyse de l'évolution des écarts-types médians a posteriori apporte des éléments empiriques de justification de la pertinence d'une évaluation des effets de la politique monétaire sur des sous-périodes présentant une certaine stabilité. Par conséquent, nous simulons des réponses au choc de politique monétaire restrictive en focalisant l'attention sur les sous-périodes 1993:Q4 - 1998:Q4, 1998:Q4 - 2000:Q2, 2000:Q2 - 2008:Q3 et 2008:Q3 -

2011:Q2. Ces dates sont choisies en référence aux événements marquant l'histoire de l'UMOA. L'entrée en vigueur en octobre 1993 des mesures des réformes instituant les taux d'intérêt comme instrument principal de gestion de la liquidité globale est retenue comme repère historique important. De même, nous estimons que la dévaluation du franc CFA et l'adoption du Traité de l'UEMOA (en janvier 1994), l'adoption des mesures de convergence du PCSCS (en décembre de 1999) ainsi que les effets de la crise financière et économique récente constituent des vecteurs potentiels de changements des réponses de l'inflation aux chocs de politique monétaire. Par souci de simplicité, ces sous-périodes ci-dessus retenues seront désignées par leur date finissant.

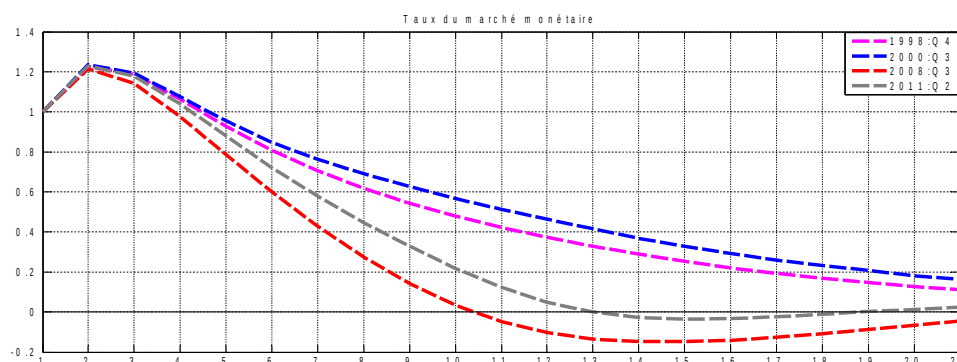
L'analyse visuelle des simulations des réponses au choc de politique monétaire restrictive sur les sous-périodes sus-indiquées révèle une certaine évolution au fil du temps (voir Graphiques 4 à 7). Ainsi, une omission de la dynamique des paramètres des modèles d'évaluation des effets de la politique monétaire dans l'UMOA conduirait à des résultats erronés.

Nos simulations se concentrent sur les réponses du taux du marché interbancaire, de l'output ainsi que de l'IPC au choc de politique monétaire restrictive. Les réponses d'autres indicateurs économiques clés sont également affichées à des fins de vérification de la conformité de nos simulations aux effets théoriques attendus.

5.2.1. Réponse du taux d'intérêt du marché interbancaire

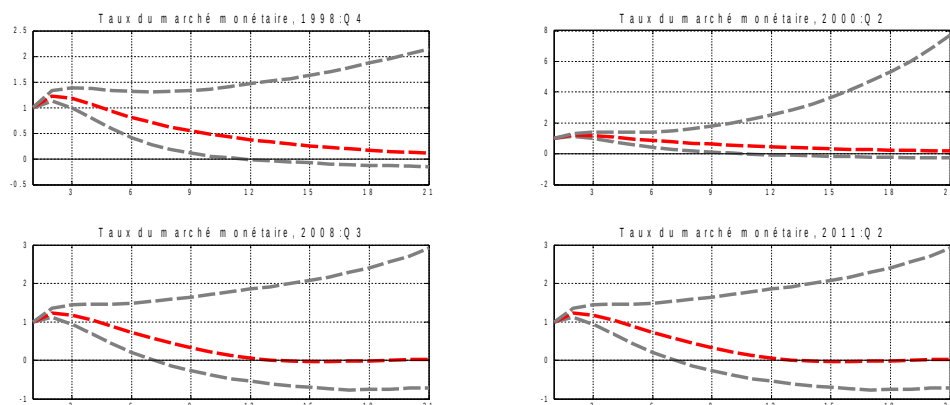
Nous simulons un choc de politique monétaire restrictive équivalent à une variation positive d'un écart-type du taux d'intérêt du marché interbancaire¹⁷. A la suite du choc de politique monétaire restrictive, le TMI répond positivement conformément aux attentes théoriques. Il augmente instantanément jusqu'à atteindre un maximum (environ 1,25% de son écart-type), deux trimestres après le choc initial. Par la suite, l'intensité de la réponse du TMI s'amenuise progressivement jusqu'à s'annuler sur l'horizon de simulation. D'un point de vue statistique, la réponse du TMI est significative mais son profil présente de légères nuances sur les sous-périodes considérées. Au cours des sous-périodes 1998:Q4 et 2000:Q3, la réponse reste positive sur l'ensemble de l'horizon de simulation du choc à l'opposé des sous-périodes 2000:Q2 et 2008:Q3 (Cf. Graphique 4.a et 4.b). Ces différences soutiennent l'idée qu'une prise en compte de la variabilité dans le temps des paramètres principaux du modèle est nécessaire pour mieux appréhender les effets de la politique monétaire dans l'UMOA.

Graphique 4.a : Réponses du taux d'intérêt du marché interbancaire



¹⁷ Soit une hausse de 1% du TMI par rapport à son niveau de base en raison de la normalisation des données.

Graphique 4.b : Réponses du taux d'intérêt du marché interbancaire (Suite)

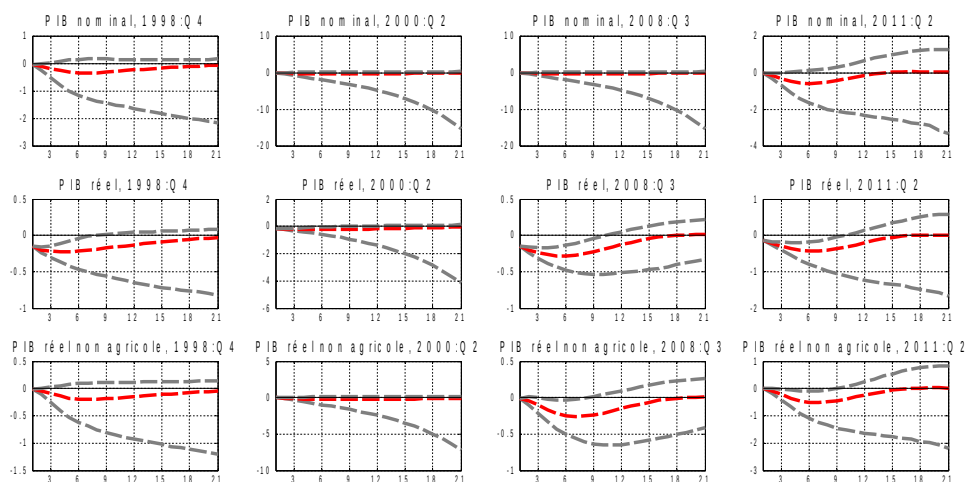


5.2.2. Réponses de la croissance de l'output et de l'inflation

Le choc de resserrement monétaire simulé entraîne une contraction de l'output. Une telle réponse est conforme aux attentes théoriques. L'effet négatif du choc sur l'output est perceptible aussi bien lorsque le PIB nominal, le PIB réel ou l'output des secteurs de l'industrie et des services est considéré. A la suite du choc, le PIB diminue ; l'amplitude de la réponse atteint un palier puis s'amenuise progressivement jusqu'à retrouver son niveau d'avant le choc. Des écarts d'amplitude et de délai d'apparition de l'effet maximum du choc sont observables dans les réponses de l'output. D'un point de vue statistique, la réponse de l'output est significative notamment au cours des sous-périodes 2008:Q3 et 2011:Q2. La contraction de l'output ressort plus prononcée sur la dernière sous-période. L'amplitude de la contraction du PIB nominal et le PIB réel atteint un maximum d'environ 0,61% et 0,43% de variation de leur écart-type respectif par rapport au niveau de base. L'effet du choc apparaît plus important lorsque la production réelle des secteurs de l'industrie et des services est considérée (soit une variation de -0,52% de son écart-type) [voir le Graphique 5].

Selon Mishra et Montiel (2013), les banques centrales sont en mesure d'atteindre leur objectif lorsque les instruments de politique à leur disposition sont efficaces pour influencer la demande globale. Les réponses du PIB laissent entrevoir une influence significative sur l'évolution de l'inflation dans l'UMOA.

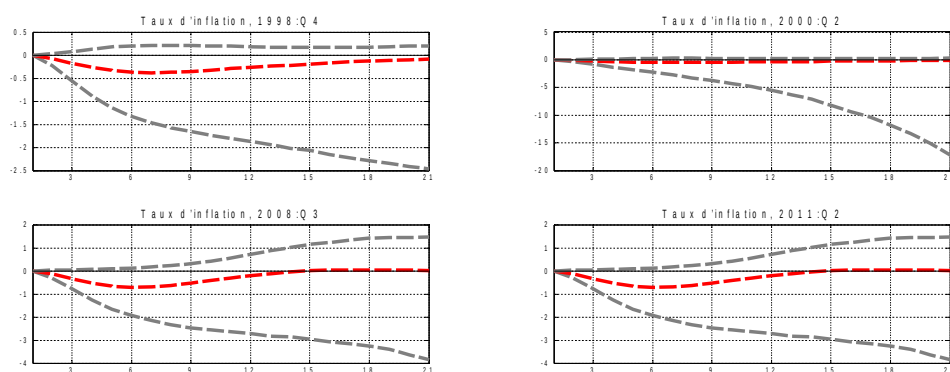
Graphique 5 : Réponses de la croissance de l'output



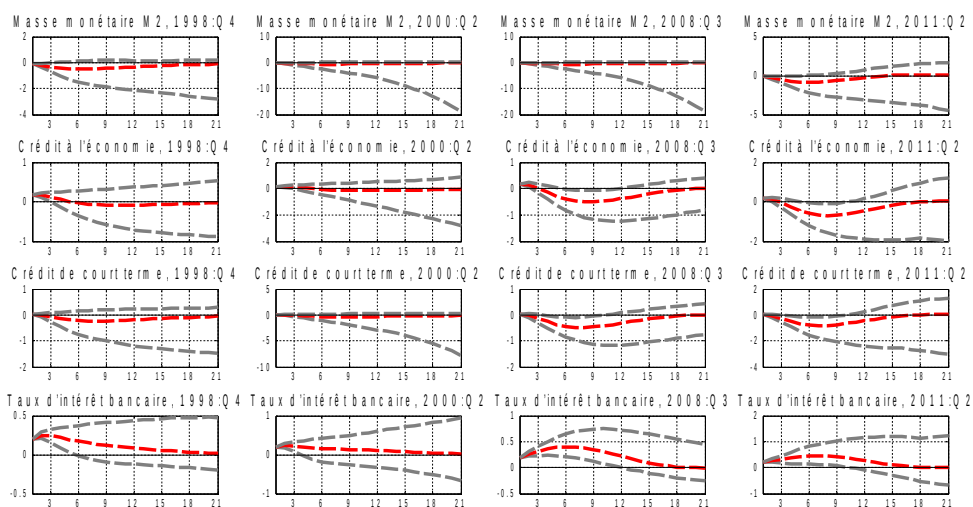
En effet, en réaction à la contraction de l'output, l'inflation recule sur toutes les sous-périodes de simulation considérées conformément aux attentes théoriques. La réponse de l'inflation s'amplifie jusqu'à atteindre un seuil, puis l'effet diminue progressivement et s'annule au bout de l'horizon de simulation suivant un timing varié d'une sous-période à une autre. Le recul de l'inflation ressort non significatif sur la sous-période 1998:Q4. En cohérence avec la réponse de l'output, l'évolution de l'inflation ressort relativement plus sensible au choc de politique monétaire restrictive sur la sous-période 2011:Q2. Dans cet intervalle temporel, l'effet maximum du choc de resserrement monétaire correspond à une variation d'environ -0,71% de l'écart-type du taux d'inflation par rapport à son niveau de base. L'impact maximum est relevé six trimestres après le choc initial (voir le Graphique 6).

Au total, les simulations effectuées suggèrent qu'un choc de politique monétaire restrictive exerce une influence négative sur l'activité et les prix. Au vu des réponses de l'inflation sur les périodes récentes (ie. de 1999 à 2011), il peut être admis que l'instrument de politique monétaire - approximé par le TMI - semble adapté à la poursuite de l'objectif de « stabilité des prix ». Cependant, l'intensité de l'impact du choc de politique monétaire restrictive sur l'inflation apparaît relativement faible (Cf. le Graphique 6). Un tel résultat laisse entrevoir l'existence de facteurs perturbant la transmission des décisions des autorités monétaires aux économies de l'Union. Les simulations suggèrent également une évolution dans le temps des effets de la politique monétaire de la BCEAO sur la croissance de l'output et l'inflation.

Graphique 6 : Réponses de l'inflation



Graphique 7 : Réponse d'autres indicateurs économiques



Une telle variabilité au fil du temps des réponses au choc de politique monétaire est également notée en considérant d'autres indicateurs tels que la masse monétaire, le taux d'intérêt moyen des prêts bancaires, ou le crédit à l'économie. L'impact du choc ressort également plus important sur la sous-période 2011:Q2 lorsque ces indicateurs sont considérés (Cf. les Graphiques 7). La réponse des agrégats de crédit est conforme aux attentes théoriques. A la suite du choc monétaire restrictif, le crédit à l'économie se contracte et entraîne la masse monétaire dans ce mouvement.

Les effets du choc de resserrement monétaire sur le taux d'intérêt des prêts bancaires et le crédit à l'économie fournissent de précieuses informations sur l'intermédiation bancaire au sein de l'Union. Les banques ajustent leurs taux d'intérêt débiteurs à la hausse lorsque le coût des ressources augmente sur le marché interbancaire. Sur la sous-période 2011:Q2, où les effets du choc ressortent relativement plus importants, le taux d'intérêt s'élève de façon instantanée à la suite du choc (soit environ +0,20% de l'écart-type par rapport au niveau de base). L'amplitude de la réponse s'accroît jusqu'à atteindre un maximum (+0,46%), puis l'effet diminue progressivement jusqu'à se dissiper. Le crédit à l'économie réagit en se contractant.

Ces observations sont cohérentes avec la conclusion de Diaw et Tadenyo (2012) ou de Sodokin et Gammadigbé (2013). Ceux-ci notent une faible sensibilité des taux d'intérêt débiteurs aux taux d'intérêt directeurs de la BCEAO. De tels résultats traduisent une répercussion incomplète des variations des taux d'intérêt de la banque centrale sur les taux d'intérêt bancaires. Autrement dit, les impulsions des décisions des autorités ne sont que partiellement transmises au coût du crédit bancaire. Or, dans un cadre de politique monétaire basée sur un mécanisme indirect de marché, l'efficacité avec laquelle les décisions de la banque centrale affectent la demande globale dépend de la mesure dans laquelle les taux d'intérêt bancaires réagissent aux modifications des taux d'intérêt de la banque centrale. En fait, les variations des taux d'intérêt n'influencent pas directement le niveau général des prix. Leur impact transite par l'effet des variations des taux d'intérêt bancaires sur la demande globale. Ainsi, l'amplitude limitée de la réponse de la demande globale et des prix au choc de politique monétaire restrictive pourrait s'expliquer par l'incomplétude de la répercussion des variations du TMI sur les taux bancaires.

En somme, les simulations des réponses de l'inflation au choc adverse de politique supportent l'idée que l'instrument principal de politique de la BCEAO semble adapté à la poursuite de l'objectif de « stabilité des prix ». Ce résultat est cohérent avec ceux de Diagne et Doucouré (2000) et de Nubukpo (2002). Selon ce dernier, « les économies de l'Union réagissent positivement aux décisions des autorités monétaires ». Une augmentation des taux d'intérêt directeurs de la BCEAO entraîne une diminution de l'inflation dans l'ensemble des pays de l'UMOA. De même, les résultats de Diaw et Tadenyo (2012) ou Tadenyo (2012) suggèrent un impact négatif de l'augmentation du taux du marché monétaire sur l'inflation dans les pays de l'UMOA. Cet impact est significatif au niveau agrégé de l'Union et individuel des pays sauf dans le cas du Burkina Faso.

5.3. Implications de politique monétaire

Avec l'entrée en vigueur de la Réforme institutionnelle de 2007, l'objectif principal de la politique monétaire de la BCEAO consiste désormais à maintenir la « stabilité des prix » dans l'ensemble des économies de la zone UMOA. La priorité de la BCEAO est donc de s'assurer que ses décisions de politique monétaire influent significativement sur l'évolution du niveau général des prix au sein de sa zone d'émission. La poursuite d'un tel objectif fait donc dépendre l'efficacité de la politique monétaire de la BCEAO du lien entre son instrument principal - les taux d'intérêt directeurs - et l'évolution de l'inflation à l'échelle de l'Union.

Les réponses de l'inflation au choc de politique monétaire restrictive présentent des caractéristiques qui ont des implications majeures pour la poursuite d'un objectif de « stabilité des prix » dans l'UMOA. En effet, les simulations suggèrent qu'une modification de la position de l'instrument de politique monétaire, approximé par le taux interbancaire, entraîne une inflexion de l'évolution de l'inflation. La BCEAO dispose alors d'un instrument de politique

monétaire lui permettant d'influer sur l'évolution du niveau général des prix dans sa zone d'émission. En outre, la réponse de l'inflation à la suite d'une augmentation du taux interbancaire montre des signes d'une variabilité au fil du temps, notamment en ce qui concerne son amplitude. La relation entre l'instrument de politique monétaire et les variables macroéconomiques clés semble non-linéaire. L'impact d'un choc de politique monétaire restrictive sur l'activité et les prix apparaît plus important au cours des années récentes. Il peut être admis que les interventions des autorités monétaires connaissent une amélioration relative de leur efficacité.

Une autre implication des résultats de nos simulations réside dans l'amplitude des réponses au choc de politique monétaire. En particulier, l'intensité de la réponse de l'inflation ressort significative mais reste faible. De même, Nubukpo (2002) trouve que la variance de l'erreur de prévision de l'inflation expliquée par les innovations du TMI et du taux de prise en pension est faible respectivement, 8% et 3 %. Cette part s'élève à 19% pour l'inflation importée et à 66% en ce qui concerne l'inflation inertielle. Bref, les variations des taux d'intérêt de la BCEAO ne semblent pas constituer le déterminant principal des fluctuations du niveau général des prix au sein de l'UMOA. Une telle situation peut être expliquée par la répercussion très incomplète des variations du taux d'intérêt interbancaire sur les taux des prêts bancaires. Dans un contexte de gestion indirecte de la liquidité globale basée sur le pilotage des taux d'intérêt directeurs, l'impact des décisions de la Banque centrale sur l'économie réelle transite par l'influence des variations des taux d'intérêt des opérations de détail bancaires sur la demande globale. Un dysfonctionnement du mécanisme de transmission entre les taux d'intérêt réduit l'efficacité avec laquelle la Banque centrale devrait influencer sur l'économie réelle.

Au-delà des résultats de la présente étude, des facteurs structurels pourraient également jouer un rôle déterminant. En effet, comme le souligne Barjou (2001), l'activité d'un pays est d'autant plus sensible à une variation de la politique monétaire que la part des secteurs dont la demande est sensible aux taux d'intérêt (ceux de la construction ou des biens durables) est plus importante. De ce point de vue, la faible sensibilité de l'activité aux variations des taux d'intérêt pilotés par la BCEAO pourrait bien être imputée à l'état encore embryonnaire du secteur industriel et à l'accès limité aux services financiers des acteurs opérant dans le secteur dominant, ie. le secteur agricole.

En somme, nos résultats suggèrent que les autorités monétaires ne peuvent compter uniquement sur le pilotage des taux d'intérêt directeurs pour influencer sur l'évolution du niveau général des prix dans l'UMOA. A l'état actuel des structures économiques et financières des pays de l'Union, la Banque centrale devra faire varier largement la position de ses taux d'intérêt directeurs pour obtenir un impact plus significatif sur l'inflation. Un tel choix pourrait gravement nuire à la stabilité économique et financière des économies de la zone déjà éprouvées par la fréquence des chocs exogènes. D'autres alternatives doivent être explorées pour atteindre une plus grande efficacité dans la poursuite de l'objectif de « stabilité des prix ».

5.4. Recommandations de politique économique

Les résultats de notre étude montrent que les signaux émis par les variations des taux d'intérêt directeurs sont faiblement transmis à l'activité et aux prix. Une telle situation peut être préjudiciable à la poursuite de l'objectif de « stabilité des prix ». La recherche d'une plus grande efficacité de la politique monétaire dans la zone UMOA requiert de trouver des solutions aux problèmes sous-jacents à la faible transmission des signaux émis par les modifications des taux d'intérêt de l'Institut d'émission aux prix. Au regard des résultats de notre étude, une solution pourrait résider dans la mise en œuvre des mesures visant à rendre les taux d'intérêt bancaires plus sensibles aux variations des taux d'intérêt directeurs de la banque centrale.

La littérature empirique¹⁸ suggère que le mécanisme de transmission des variations des taux d'intérêt de la banque centrale aux taux d'intérêt bancaires est dépendant des caractéristiques

¹⁸ Voir par exemple, Kwapi et Scharler (2010) et Karagiannis et al. (2010).

des marchés financiers nationaux. Plus précisément, un tel mécanisme est déterminé par le degré de concurrence entre les banques ou entre les banques et les intermédiaires financiers non bancaires, et par la sensibilité de la demande de dépôts et de prêts aux taux d'intérêt (Egert, et al. 2007). Le degré de développement financier influencerait également sur ce mécanisme (Mishra et al., 2010 ; Kovanen, 2011).

De ce point de vue, l'amélioration de la qualité du mécanisme de transmission entre les taux d'intérêt dans l'UMOA peut être obtenue par la mise en œuvre des mesures visant une solidité du secteur bancaire en place. Celles-ci pourraient consister à favoriser l'implantation d'un nombre plus élevé d'établissements bancaires et financiers sur le territoire de l'Union. Ainsi, la structure oligopolistique actuelle de l'industrie bancaire de l'Union pourrait laisser place à une concurrence plus favorable à l'efficacité de la politique monétaire. Par ailleurs, un développement du marché interbancaire - en termes d'intégration et d'intensité de flux échangés - est également nécessaire pour améliorer la sensibilité des taux d'intérêt bancaires aux variations des taux de la banque centrale. Dans cette perspective, des solutions doivent être apportées aux imperfections structurelles existant sur le marché interbancaire et dans le secteur bancaire de l'Union¹⁹. Ces imperfections obligent la BCEAO à procéder à des injections et absorptions régulières de liquidité depuis février 2007 en vue d'un meilleur pilotage des taux d'intérêt sur le marché interbancaire.

La portée effective des mesures de politique visant à améliorer la transmission des décisions de la BCEAO à l'activité et aux prix dépasse le cadre de la présente étude. La recherche de solution aux problèmes sous-jacents à la mauvaise transmission des signaux émis par les décisions de la BCEAO pourrait faire l'objet d'investigations approfondies dans le futur.

VI - CONCLUSION DE L'ETUDE

La Réforme institutionnelle adoptée en 2007 est entrée en vigueur en avril 2010. Elle définit un objectif explicite de « stabilité des prix » pour la politique monétaire dans l'UMOA. Pour atteindre cet objectif statutaire, la BCEAO s'appuie sur un mécanisme indirect basé sur les taux d'intérêt directeurs secondés par un système de réserves obligatoires et un contrôle a posteriori de la qualité des crédits. La Réforme de 2007 fait donc dépendre l'efficacité de la politique monétaire de la BCEAO de la mesure dans laquelle son principal instrument d'intervention - les taux d'intérêt directeurs - exerce une influence significative sur l'évolution du niveau général des prix.

Nous avons exploré la capacité de la BCEAO à atteindre cet objectif en menant une analyse économétrique basée sur l'estimation d'un modèle FAVAR à paramètres variant dans le temps. Les simulations suggèrent qu'un choc de politique monétaire restrictive fait reculer l'inflation dans l'UMOA. Mais, l'intensité de la réponse de l'inflation au choc paraît faible en cohérence avec l'incomplétude du mécanisme de répercussion du taux d'intérêt interbancaire sur les taux d'intérêt bancaires. Ainsi, les impulsions des décisions de la BCEAO semblent mal transmises au niveau général des prix. Par ailleurs, les simulations indiquent que la réponse de l'inflation présente des profils différents suivant les sous-périodes considérées. L'impact du choc ressort globalement plus significatif dans la période 2000-2011 traduisant une amélioration relative de l'efficacité des interventions de la Banque centrale au cours de la période récente. Une telle amélioration est favorable au succès régime de ciblage de l'inflation. Il conviendrait, toutefois, de mettre en œuvre des mesures visant à accroître le lien entre les taux d'intérêt du marché interbancaire et ceux des opérations de détail des banques. L'existence d'un mécanisme de transmission partielle entre les taux d'intérêt appelle également à la mise en œuvre des mesures visant la promotion de la solidité du secteur bancaire et l'intégration du marché interbancaire de l'Union.

Ce travail de recherche comporte des limites. La plus importante concerne la taille limitée des données qui ne permet de mener des tests de robustesse sur d'autres périodes d'analyse. Par ailleurs, la spécification VAR manque de fondements microéconomiques. En outre, notre

¹⁹ Voir, par exemple, BCEAO (2000), Nubukpo (2002), Guillaumont (2013).

modèle ne permet pas d'analyser les effets d'une baisse des taux d'intérêt directeurs sur les prix afin d'établir le degré de symétrie des chocs de politique monétaire. Ces limites évidentes constituent des pistes d'investigation intéressantes pour compléter les informations disponibles sur la façon dont les décisions de la BCEAO sont transmises aux prix dans la zone UMOA. Les recherches futures pourraient également s'investir à faire la lumière sur les facteurs sous-jacents à la mauvaise transmission des signaux émis par les décisions de la Banque centrale.

BIBLIOGRAPHIE

- Abradu-Otoo, P. et al. (2003), "An investigation of the transmission mechanisms of monetary policy in Ghana: A structural vector error correction analysis", Bank of Ghana Working Paper N° 02.
- Adolfson, M. (2001), "Monetary policy with incomplete exchange rate pass-through", Working Paper Series, N° 127, Sveriges Riksbank.
- Ando, A. and F. Modigliani (1963), "The "Life cycle" hypothesis of saving: Aggregate implications and tests", *The American Economic Review*, Vol. 53 (1), pp. 55-84.
- Angeloni, I., A. Kashyap and B. Mojon (eds.) (2003), *Monetary Policy Transmission in the Euro Area*. Cambridge University Press.
- Ashcraft, A. B. (2006), « New evidence on the lending channel », *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 38 (3), pp. 751-775.
- Bai, J. and S. Ng. (2002), "Determining the number of factors in approximate factor models", *Econometrica*, Vol. 70 (1), pp. 191-221.
- Barjou, F. (2001), « La politique monétaire en zone euro : objectifs et contraintes », *Conjoncture* N° 18, BNP-Paribas, Septembre.
- Battini, N., Kuttner, K.N. and D. Laxton (2005), "Does Inflation targeting Work in Emerging Economies", *World Economic Outlook*, September, IMF.
- Bean, et al. (2002), « Financial frictions and the monetary transmission mechanism: theory, evidence and policy implications », ECB Working Paper Series N° 113, Janvier.
- Belviso, F. and F. Milani (2006), "Structural factor-augmented VARs (SFAVARs) and the effects of monetary policy", *The B.E. Journal of macroeconomics*, Vol. 6 (3), pp. 1-46.
- Bernanke, B., et al. (2005), "Measuring the effects of monetary policy: A factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 120 (1), pp. 387-422.
- Bernanke, B. S., et al. (1996), « The financial accelerator and the flight to quality », *Review of economics and statistics*, Vol. 78, pp. 1-15.
- Bernanke, B. S. and A. S. Blinder. (1988), "Is it money or credit or both or neither ?", *The American Economic Review*, Vol. 78 (2), pp. 435-439.
- Bernanke, B. S. and M. Gertler. (1995), « Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission », *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9 (4), pp. 27-48.
- Bernanke, B. S. and M. Gertler. (1989), « Agency costs, net worth, and business fluctuations », *The American Economic Review*, Vol. 79 (1), pp. 14 - 31.
- Blaes, B. (2009), "Money and monetary policy transmission In The Euro Area: Evidence From FAVAR- and VAR Approaches", Discussion Paper Series 1: Economic Studies N° 18.
- Blanchard, O. (2010), « Le FMI réfléchit à la configuration future de la politique macroéconomique », Interview d'Olivier Blanchard, *Bulletin du FMI*, Février.
- Boivin, J. and M. Giannoni (2006), "Has monetary policy become more effective ?" *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 88 (3), pp. 445-462, August.
- Boivin, J., et al. (2010), "How has the monetary transmission mechanism evolved over times ?", NBER Working Paper 15879, April.
- Braun, P. A. and S. Mitnik (1993), "Misspecifications in vector autoregressions and their effects on impulse responses and variance decompositions", *Journal of Econometrics*, Vol. 59, pp. 319-41.

- Brumberg, R. E., and F. Modigliani (1954), "Utility analysis and the consumption function : An interpretation of cross-section data", *Post-Keynesian Economics*, ed. by K. Kurihara (New Brunswick, New Jersey : Rutgers University Press, 1954).
- Calza, A. and J. Sousa (2005), « Output and inflation responses to credit shocks. Are there threshold effects in the euro area ? », *ECB Working Paper* N° 481.
- Canova, F. and L. Gambetti (2009), "Structural changes in the U.S. Economy : Is there a role for monetary policy ?", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 33, pp. 477-490.
- Cheng, K. C. (2006), "A VAR analysis of Kenya's monetary policy transmission mechanism: How does the central bank's REPO rate affect the economy," *IMF Working Paper*, N° 06/300, (Washington : International Monetary Fund).
- Christiano, et al. (1999), "Monetary policy shocks: What have we learned and to what end?", *Handbook of Macroeconomics*, vol. 1, Amsterdam, Elsevier, pp. 65-148.
- Christoffensen, P. et al. (2001), "Is inflation targeting feasible in Poland?", *Economics of Transition*, Vol 1, pp. 153-174.
- Cogley, T. and Sargent, T. (2001), "Evolving post-World War II inflation dynamics", *NBER Macroeconomic Annual*, Vol. 16, pp. 331-373.
- Cogley, T. and Sargent, T. (2005), "Drifts and volatilities : Monetary policies and outcomes in the post WWII U.S", *Review of Economic Dynamics*, Vol. 8, pp. 262-302.
- Coudert, V. et B. Mojon (1995), « Asymétries financières en Europe et transmission de la politique monétaire », *CEPII*, 07 Septembre.
- Creel J. and Levasseur S. (2005), « Monetary Policy Transmission Mechanisms in the CEECs: How Important Are the Differences with the Euro Area ? », *Doc. de travail*, N° 2005-02, *Observatoire français des conjonctures économiques*.
- Dabla-Norris, E. and H. Floerkemeier (2006), "Transmission mechanisms of monetary policy in Armenia: Evidence from VAR analysis", *IMF Working paper* N° 248.
- Diagne, A. et F. Doucouré (2000), « Les canaux de transmission de la politique monétaire dans les pays de l'UMOA », *Document de recherche du CREA* 01/10/EM.
- Diallo, M. L. et L. Doé (1997), "Déterminants empiriques de l'inflation dans les pays de l'UEMOA", *NIS* N° 476, Décembre.
- Diaw, A. et A. K. Sall (2012), « Les déterminants de l'inflation dans l'UEMOA : une approche en données de panel ».
- Diaw, A. et Y. D. Tadenyo (2012), « Les mécanismes de transmission de la politique monétaire des banques centrales des Etats de l'Afrique de l'Ouest et du Cap-Vert », *Etude réalisée pour l'Agence Monétaire de l'Afrique de l'Ouest (AMAO)*.
- Diop, P. L. (1998), « L'impact des taux directeurs de la BCEAO sur les taux débiteurs des banques », *BCEAO*, *NIS* N° 483-484, Juillet-Août-Septembre.
- Egert, B., et al. (2007), "Interest rate pass-through in central and eastern Europe : reborn from ashes merely to pass away?", *Journal of Policy Modeling*, Vol. 29, pp. 209-225.
- Ehrhart, H. et al. (2012), « Les sources de l'inflation dans les pays de la zone CFA », *Colloque Banque de France*, Juin.
- Fielding, D. et al. (2004), "The characteristics of macroeconomic shocks in the CFA Franc zone", *Journal of African Economies*, Vol. 13, pp. 488-517.
- Fleming, J. M. (1962), "Domestic financial policies under fixed and floating exchange rates". *IMF Staff Papers* 9 : pp. 369-379.

- Gerlach, R., C. et al. (2000), "Efficient Bayesian inference for dynamic mixture models", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 95 (451), pp. 819-828.
- Gertler, M. and Gilchrist, S. (1993), "The role of credit market imperfections in the monetary transmission mechanism: Arguments and evidence", *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 95 : pp. 43-64.
- Giordani, P. and R. Kohn. (2008), "Efficient Bayesian inference for multiple change point and mixture innovation models", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 26 : pp. 66-77.
- Gonzalez, A. and J. R. Gonzalez-Garcia. (2006), "Monetary policy in Mexico : A non-linear VAR approach" ; Working Paper 2006-06 ; Dirección General de Investigación Económica Banco de México.
- Gerke, R. et al. (2009), "Has the monetary transmission process in the euro area changed ? Evidence based on VAR estimates", BIS WP. N° 276.
- Gottschalk, L. and D. Moore. (2001), "Implementing inflation targeting regime: The case of Poland", *Journal of Comparative Economics*, Vol. 2 : 24-39.
- Guillaumont, J. S. (2013), « Conduite de la politique monétaire en union monétaire : défis et perspectives - Le cas de l'UMOA », Document présenté dans le cadre du Symposium « Intégration monétaire et mutations du système financier international : défis et perspectives » organisé pour le 50^e anniversaire de la BCEAO.
- Gupta, R. and al. (2010), "The effect of monetary policy on real house price growth in South Africa: A factor-augmented vector autoregression (FAVAR) approach", *Economic Modeling*, Vol. 27 : pp. 315-323.
- Héricourt, J. et I. Matéi. (2007) : « Transmission de la politique monétaire dans les PECO: que savons-nous vraiment ? », *Economie et Prévision*, Vol. 180-181 : pp. 221-238.
- Iwata, S. and S. Wu. (2006), "Estimating monetary policy effects when interest rates are close to zero", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 53 : pp. 1395-1408.
- Jorgenson, D. (1963), "Capital theory and investment behavior", *American Economic Review*, Vol. 53 (2), pp. 247-259.
- Juselius, K. (1998), « Changing monetary transmission mechanisms within the EU », *Empirical Economics*, Vol. 23 : pp. 455-481.
- Juselius, K. and J. Toro (2005), "Monetary Transmission Mechanisms in Spain: The Effect of Monetization, Financial Deregulation, and the EMS", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 24 (3), pp. 509-531.
- Kahn, G. A. "Achieving price stability : A summary of the Bank's 1996 symposium", *Economic Review - Federal Reserve Bank of Kansas City*, Vol. 81 (4).
- Kandil, M. (2004), "Exchange rate fluctuations and economic activity in developing countries: Theory and evidence", *Journal of Economic Development* 85 (29), N° 1.
- Karagiannis, S. et al. (2010), « Interest rate pass-through in Europe and the US: monetary policy after the financial crisis", *Journal of Policy Modeling*, Vol. 32 : pp. 323-38.
- Kazi, I. A. et al. (2013), "The changing international transmission of U.S. monetary policy shocks: Is there evidence of contagion effect on OECD countries", *Economic Modeling* Vol. 30 : pp. 90-116.
- Kim, S. (1999), "Do monetary policy shocks matter in the G-7 countries ? Using common identifying assumptions about monetary policy across countries", *Journal of International Economics*, Vol. 48 : pp. 387-412.

- Kim, S., et al. (1998), "Stochastic volatility: likelihood inference and comparison with ARCH models". *Review of Economic Studies*, Vol. 65 : pp. 361-393.
- Koop, G. M., et al. (2009), "On the evolution of the monetary policy transmission mechanism", *Economic Affairs* 19 (4), pp. 31–36.
- Koop, G. and D. Korobilis. (2010), "Bayesian multivariate time series methods for empirical macroeconomics", *Foundations and Trends in Econometrics* Vol. 3 (4), pp. 267-358.
- Koop, G., et al. (1996), "Impulse response analysis in nonlinear multivariate models", *Journal of Econometrics*, Vol. 74 : 77-118.
- Korobilis, D. (2013), "Assessing the transmission of monetary policy using time-varying parameter dynamic factor models", *Oxford bulletin of Economics and Statistics*. 75, 2 (2013) 0305-9049.
- Korobilis, D. (2009), "Assessing the transmission of monetary policy using dynamic factor models," MPRA Paper 27593, University Library of Munich, Germany.
- Kovanen, A. (2011), "Monetary policy transmission in Ghana : Does the interest rate channel work ?", IMF Working Paper Series N° 275.
- Kwapil, C. and J. Scharler. (2010), « Interest rate pass-through, monetary policy rules and macroeconomic stability », *J. of Intern. Money and Finance*, Vol. 29 (2), pp. 236-251.
- Leeper, E. M. et al. (1996), "What does monetary policy do ?", *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 2, pp. 1-63.
- Lucas, R. E. (1976), "Econometric policy evaluation : A critique", Carnegie-Rochester, Conference Series on Public Policy, 1, pp. 19-46.
- Lutkepohl, H. (2005), "New introduction to multiple time series analysis", Springer-Verlag.
- Marotta, G. (2009), "Structural breaks in the lending interest rate pass-through and the euro", *Economic Modeling*, Vol. 26, pp. 191-205.
- McCallum, A. and F. Smets (2007), Real wages and monetary transmission in the euro area, Kiel Working Paper 1360, Kiel Institute for the World Economy.
- Mishkin, F. (1996), « Les canaux de transmission monétaire : leçons pour la politique monétaire », *Bulletin de la Banque de France*, N° 27, pp. 91-105.
- Mishra, P. and P. Montiel (2013), "How Effective is Monetary Transmission in Low-income Countries ? A survey of the empirical evidence", *Economic systems* 37.
- Mishra, P. et al. (2010), "Monetary transmission in low income countries", IMF WP. 223
- Mojon, B. and G. Peersman (2001), "A VAR description of the effects of monetary policy in the individual countries of the euro area", ECB Working Paper N° 92.
- Mojon, B. (1998), « Structures financières et transmission de la politique monétaire en Europe, analyses comparatives de l'Allemagne, la France, l'Italie et le Royaume-Uni », Document de travail du CEPII, N° 98-12.
- Mundell, R.A. (1961), "A theory of optimum currency areas", *The American Economic Review*, Vol. 51 (4).
- Myers, S. and N. Majluf (1984), « Corporate financing and investment decisions : when firms have information that investors do not have », *Journal of Financial Economics*, Vol. 13, pp.187-221.
- Nubukpo, K. (2002), « L'impact de la variation des taux d'intérêt directeurs de la BCEAO sur l'inflation et la croissance dans l'UMOA », BCEAO, Notes d'Information et Statistiques, Série « Etudes et Recherches », n° 526, BCEAO, Dakar, Juin.

- Oliner, S. D. and D. G. Rudebusch (1996), "Is there a broad credit channel for monetary policy ?", *FRB of San Francisco Economic Review*, Vol. 1, pp. 3-14.
- Peersman, G. and F. Smets (2001), "The monetary transmission mechanism in the euro area: More evidence from VAR analysis"; Published in : *Monetary Policy Transmission in the Euro Area*, I Angeloni, A Kashyap and B Mojon (eds), 2003, Cambridge University Press, Part 1, Chap. 2.
- Primiceri G. (2005), "Time varying structural vector autoregressions and monetary policy", *Review of Economic Studies*, Vol. 72, pp. 821-852.
- Rangan, A. K. (2010), "The effect of monetary policy on house price inflation : A factor augmented vector autoregression (FAVAR) approach", *Journal of Economic Studies* 37 (6), pp. 616-626.
- Rocha, M. D. (2012), "Interest rate pass-through in Portugal : Interactions, asymmetries and heterogeneities", *Journal of Policy Modeling*, Vol. 34, pp. 64-80.
- Shibamoto, M. (2007), "An analysis of monetary policy shocks in Japan: A factor augmented vector autoregressive approach", *The Japanese Economic Review*, Vol. 58 (4), décembre.
- Sims, C. and T. Zha (2006), "Were there regime switches in macroeconomic policy ?", *The American Economic Review*, Vol. 96, pp. 54-81.
- Sims, C. A. (1992), "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts : the Effects of Monetary policy", *European Economic Review*, Vol. 36, pp. 975-1000.
- Sims, C. A. (1980), "Macroeconomics and reality", *Econometrica*, Vol. 48, pp. 1-48.
- Smets, F. et R. Wouters (2002), "Openness, imperfect exchange rate pass-through and monetary policy", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 49 : pp. 947-981.
- Soares, R. (2011), "Assessing monetary policy in the euro area : A factor-augmented var approach", Banco de Portugal Working Papers 11.
- Sodokin, K. et V. Gammadigbé (2013), « A la recherche de la dynamique du pass-through des taux d'intérêt dans l'UEMOA », *Revue économique et monétaire*, N° 13.
- Stock, J. H. and M. W. Watson (2005), "Implications of dynamic factor models for var analysis", NBER Working Paper Series N° 11467.
- Stock J. and Watson, M. (2002), "Forecasting using principal components from a large number of predictors", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 97, pp. 1167-1179.
- Tadenyo, Y. D. (2012), "Mechanisms of monetary policy transmission in the West African monetary union (WAMU)'s States": An empirical study", African Economic Research Consortium Research Paper, forthcoming.
- Tobin, J. (1969), "A general equilibrium approach to monetary theory", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 1 (1) : pp. 15-29.
- Toe, M. D. (2012), « Calcul de l'indice des conditions monétaires dans l'UEMOA », BCEAO, Document d'étude et de recherche N° DER/12/01.
- Toe, D. (2010), « Modèle de prévision de l'inflation dans les pays membres de l'UEMOA », Document d'Etude et de Recherche, DRS/10/03, BCEAO, Décembre 2010.
- Vargas-Silva, C. (2008), "The effect of monetary policy on housing : a Factor-augmented vector autoregression (FAVAR) approach", *Applied Economics Letters* Vol. 15 (10) : pp. 749-752.

Annexe 1 : Procédure d'estimation du modèle FAVAR

La procédure d'estimation en deux étapes de Bernanke et al. (2005) consiste dans une première étape à estimer les composantes principales C_t à l'aide de $K+M$ composantes principales de X_t . Cette première étape ne distingue pas le caractère observé des variables du vecteur Y_t . Pour n élevé, et dans le cas où le nombre de composantes principales utilisées est au moins aussi grand que le nombre de facteurs, les composantes principales recouvrent l'espace couvert à la fois par F_t et Y_t . L'estimé $\hat{F}_t$ de F_t est obtenu en tant que sous-espace de $\hat{C}_t$ non couvert par $\hat{Y}_t$. Dans la deuxième étape, le modèle FAVAR est estimé par les méthodes standards en procédant à une simple substitution des facteurs F_t par leurs estimés $\hat{F}_t$ dans le système VAR. L'identification des facteurs est faite en imposant : $F'F/T = I$. L'estimation procède comme suit.

1. Le vecteur des facteurs estimés $\hat{F}'_t = (\hat{F}_t^1, \hat{F}_t^2, \dots, \hat{F}_t^I)$, est obtenu comme une estimation du vecteur $F'_t = (F_t^1, F_t^2, \dots, F_t^I)$ inclus dans le modèle suivant :

$$\begin{bmatrix} X_t^1 \\ X_t^2 \\ \dots \\ X_t^I \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_1^f & 0 & \dots & 0 \\ 0 & A_2^f & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & A_I^f \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} F_t^1 \\ F_t^2 \\ \dots \\ F_t^I \end{bmatrix} + e_t \quad (1)$$

2. Le VAR standard est estimé pour obtenir $\hat{\Phi}(L)$.

$$\begin{bmatrix} \hat{F}_t^1 \\ \hat{F}_t^2 \\ \dots \\ \hat{F}_t^I \\ Y_t \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} \hat{F}_{t-1}^1 \\ \hat{F}_{t-1}^2 \\ \dots \\ \hat{F}_{t-1}^I \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + v_t \quad (2)$$

3. Les pondérations sont tirées de l'équation estimée par la méthode des moindres carrés ordinaires.

$$\begin{bmatrix} X_t^1 \\ X_t^2 \\ \dots \\ X_t^I \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_1^f & 0 & \dots & 0 \\ 0 & A_2^f & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \dots & A_I^f \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} \hat{F}_t^1 \\ \hat{F}_t^2 \\ \dots \\ \hat{F}_t^I \end{bmatrix} + e_t \quad (3)$$

L'estimation de l'équation (3) permet d'avoir le vecteur $\hat{\Lambda}^f = (\hat{\Lambda}_1^f, \hat{\Lambda}_2^f, \dots, \hat{\Lambda}_I^f)$.

Précisons que l'extraction des facteurs requiert le contrôle de la part de $\hat{C}_t$ correspondant à l'instrument de politique, ie., l'élimination de la dépendance directe de $\hat{C}_t$ de r_t . Pour ce faire, les facteurs variant lentement (F_t^s) sont estimés en premier lieu comme des composantes principales des variables variant lentement. Ensuite, $\hat{C}_t$ est estimé suivant l'équation (4) :

$$\hat{C}_t = b_{Fs} \hat{F}_t^s + b_Y Y_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Annexe 1 : Procédure d'estimation du modèle FAVAR (suite)

Par construction, le vecteur des facteurs estimés $\hat{F}_t$ est obtenu à partir de $\hat{C}_t - \hat{b}_Y Y_t$. $\hat{F}_t^s$ et Y_t étant corrélés alors $\hat{F}_t$ et Y_t le sont aussi. Le modèle de l'équation (2) est estimé comme un VAR bayésien en $\hat{F}_t$ et Y_t de forme structurelle :

$$\Gamma(L) \begin{bmatrix} \hat{F}_t \\ Y_t \end{bmatrix} = u_t \quad (5)$$

Dans cette expression, $\Gamma(L)$ est considéré comme un opérateur de retard d'ordre p et u_t est pris comme un vecteur des innovations structurelles. Les fonctions de réponses aux impulsions (IRFs) de $\hat{F}_t$ et Y_t peuvent alors être calculées à partir de :

$$\begin{bmatrix} \hat{F}_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \Psi(L) u_t \quad (6)$$

$\Psi(L)$ étant un polynôme de retards d'ordre h et $\Psi(L) = \Gamma(L)^{-1}$

Or, selon l'équation (1),

$$\begin{bmatrix} X_t^1 \\ X_t^2 \\ \vdots \\ X_t^I \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_1^f & 0 & \dots & 0 \\ 0 & A_2^f & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & A_I^f \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} F_t^1 \\ F_t^2 \\ \vdots \\ F_t^I \end{bmatrix} + e_t \quad (1)$$

Les IRFs de $\hat{X}_t$ sont alors données par :

$$\hat{X}_t = \begin{bmatrix} \hat{\Lambda}^f & \hat{\Lambda}^y \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{F}_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \hat{\Lambda}^f & \hat{\Lambda}^y \end{bmatrix} \Psi(L) u_t \quad (7)$$

Annexe 2 : Description des variables utilisées pour l'estimation du modèle

Indicateurs	Source	Code	Catégorie
PIB nominal	BCEAO	3	S
PIB à prix constant base 100 = 2008	BCEAO	3	S
PIB non agricole à prix constant base 100 = 2008	BCEAO	3	S
Indice de production de bétail	Banque mondiale	3	S
Indice de production vivrière	Banque mondiale	3	S
Importations à prix constant base 100 = 2008	BCEAO	3	S
Exportations à prix constant base 100 = 2008	BCEAO	3	S
Consommation à prix constant base 100 = 2008	BCEAO	3	S
Consommation publique à prix constant base 100 = 2008	BCEAO	3	S
Investissement à prix constant base 100 = 2008	BCEAO	3	S
Capacité d'importation	BCEAO	2	S
Ratio du solde global et du PIB	BCEAO	1	S
Taux de change par rapport à aux monnaies de l'Afrique du Sud, de l'Allemagne, de l'Australie, du Canada), de la Chine, des Etats-Unis, de la France, de la Gambie, du Ghana, de la Guinée, de la Guinée Bissau, de l'Italie, du Japon, du Libéria, du Nigeria, du Sierra Leone, de la Suisse, du Royaume Uni.	Banque mondiale	3	F
Avoirs extérieurs de la BCEAO	BCEAO	3	F
Engagements extérieurs de la BCEAO	BCEAO	3	F
Ratio des créances sur le gouvernement et de la masse monétaire M2	BCEAO	1	F
Ratio des créances sur le secteur privé et de la masse monétaire M2	BCEAO	1	F
Dépôts à terme	BCEAO	3	F
Dépôts à vue	BCEAO	3	F
Masse monétaire M1	BCEAO	3	F
Masse monétaire M2	BCEAO	3	F
Réserves totales y compris l'or	FMI	3	F
Crédit intérieur	BCEAO	3	F
Crédit à l'économie	BCEAO	3	F
Crédit à l'économie (moyen long terme)	BCEAO	3	F
Crédit à l'économie (court terme)	BCEAO	3	F
Taux du marché interbancaire	BCEAO	2	F
Taux d'intérêt moyen des prêts bancaires	BCEAO	2	F
Indice des prix à la consommation	BCEAO	3	S
Déflateur du PIB	BCEAO	3	S
Déflateur des importations	BCEAO	3	S
Déflateur des exportations	BCEAO	3	S
Terme des échanges	BCEAO	3	S
Indice des prix des produits alimentaires	Banque mondiale	3	F
Indice des prix des matières premières agricoles	Banque mondiale	3	F
Indice des prix de l'huile de coco	Banque mondiale	3	F
Indice des prix du bois	Banque mondiale	3	F
Indice des prix des matières agricoles	Banque mondiale	3	F
Indice des prix des métaux	Banque mondiale	3	F
Indice des prix du café	Banque mondiale	3	F
Indice des prix du cacao	Banque mondiale	3	F
Indice des prix du coton	Banque mondiale	3	F
Indice des prix de l'or	Banque mondiale	3	F
de l'huile de palme	Banque mondiale	3	F
Indice des prix du pétrole	Banque mondiale	3	F
Indice des prix du riz	Banque mondiale	3	F
Indice des prix du sucre	Banque mondiale	3	F
Indice des prix du blé	Banque mondiale	3	F
Taux d'intérêt d'escompte (Banque de France)	FMI	2	F
Taux d'intérêt du marché monétaire (France)	FMI	2	F
Indice des prix à la consommation de la France	Banque mondiale	3	S
PIB réel de la France	Banque mondiale	3	S
PIB réel de l'Allemagne	Banque mondiale	3	S

Notes : Codes indiquant la transformation faite pour rendre la variable stationnaire :

1 - aucune transformation ; 2 - différence première ; 3 - différence première du logarithme.

Catégorie des indicateurs : F et S indiquent respectivement que la variable est supposée « Fast-moving ou "Slow-moving" ».

Annexe 3 : Détermination du nombre de retard à inclure dans le modèle

Nombre de retard (p)	Nombre d'observations	Critères d'information d'Akaike	Critère d'information de Schwartz
1	141	-8,97	-8,78
2	140	-10,78	-10,41
3	139	-8,22	-7,65
4	138	-9,41	-8,64
5	137	-5,76	-4,80

Annexe 4 : Récapitulatif de l'analyse en composantes principales

Principal Components Analysis

Sample: 1976Q1 2011Q4

Included observations: 144

Computed using: Ordinary covariances

Eigenvalues: (Sum = 4,60 ; Average = 0,07)

Number	Value	Difference	Proportion	Cumulative Value	Cumulative Proportion
1	2,54	1,12	0,55	2,54	0,55
2	1,42	1,20	0,31	3,96	0,86
3	0,22	0,12	0,05	4,18	0,91
4	0,10	0,03	0,02	4,28	0,93
5	0,07	0,02	0,02	4,35	0,95

RISQUE DE CREDIT BANCAIRE ET POLITIQUE MONETAIRE DANS L'UNION ECONOMIQUE ET MONETAIRE OUEST AFRICAINE (UEMOA)²⁰

Mathieu Gbêmèho TRINNOU²¹ & Charlemagne Babatoundé IGUE²²

Résumé

Cet article examine l'influence de l'exposition des banques au risque de crédit sur la conduite de la politique monétaire, précisément, sur le fonctionnement du canal de prêt bancaire. En exploitant la procédure de détermination des seuils endogènes de Hansen (1999) sur données de panel dans la zone UEMOA, nous montrons qu'il existe un seuil d'exposition au risque de crédit de 18,82% au-delà duquel le canal de prêt bancaire perd son efficacité. En effet, au-delà de ce seuil de 18,82%, les banques de l'UEMOA deviennent insensibles en termes d'offre de crédit à la baisse du taux directeur par la BCEAO. N'étant pas « myopes au désastre », les banques refusent d'accorder les crédits une fois qu'elles franchissent ce seuil de risque dans leurs activités d'intermédiation de crédit. Ce résultat montre que pour être efficace, toute mesure de politique monétaire visant à accroître l'offre de crédit dans la zone UEMOA devra prendre en compte le niveau de risque de crédit atteint par les banques.

Classification JEL : G32, E52, C33, O55.

Mots clés : Risque de Crédit, Politique Monétaire, Seuils Endogènes, UEMOA

²⁰ L'UEMOA est composée de huit pays : le Bénin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, la Guinée Bissau, le Mali, le Niger, le Sénégal et le Togo.

²¹ Doctorant en Sciences Economiques, Chercheur au Centre d'Etudes, de Formation et de Recherches en Développement (CEFRED), Faculté des Sciences Economiques et de Gestion (FASEG), Université d'Abomey-Calavi (UAC), Bénin. E-mail : trinnougma@yahoo.fr

²² Maître de Conférences Agrégé de Science Economique, Chercheur au Centre d'Etudes, de Formation et de Recherches en Développement (CEFRED), Doyen de Faculté des Sciences Economiques et de Gestion (FASEG), Université d'Abomey-Calavi (UAC). Bénin. E-mail : charlyigue@yahoo.fr

Abstract

This paper examines the influence of banks credit risk exposure on the conduct of monetary policy, specifically, on the functioning of the bank lending channel. By exploiting the procedure for determining endogenous thresholds of Hansen (1999) on panel data in the WAEMU area, we show that there is a threshold of exposure to credit risk of 18.82% beyond which the bank lending channel loses its effectiveness. Indeed, beyond this threshold of 18.82%, banks become insensitive in terms of credit supply to lower policy rate by the BCEAO. Not being "myopic to disaster", the banks refuse to grant loans once they cross this threshold of risk in their credit intermediation activities. This result shows that to be effective, any measures of monetary policy aimed at increasing the supply of credit in the WAEMU area should now take into account the level of credit risk reached by banks.

JEL Classification : G32, E52, C33, O55.

Key words : Credit Risk, Monetary Policy, Endogenous Thresholds, WAEMU.

I - INTRODUCTION

La transmission de la politique monétaire au secteur réel implique un bon fonctionnement des activités d'intermédiation de crédit des banques. Cependant, l'une des principales tâches des banques est d'offrir des crédits, et leur principale source de risque est le risque de crédit, qui est, l'incertitude liée au remboursement de ces crédits par les emprunteurs (Greenidge et Grosvenor, 2009). Malgré les innovations dans le domaine bancaire, le risque de crédit reste le risque le plus significatif auquel s'exposent les banques (Čihák, 2005). De même, l'histoire récente a montré que le risque de crédit est au cœur des problèmes de solvabilité dans le secteur bancaire, se manifestant largement à travers les problèmes de solvabilité du bilan des banques (Melecky et Buncic, 2012).

Mais, une abondante littérature focalisée sur le lien entre la politique monétaire et l'offre de crédits bancaires, n'a pas développé des modèles qui prennent en compte l'exposition des banques au risque de crédit (Paligorova et Santos, 2012). L'examen du lien entre politique monétaire et risque de crédit bancaire a connu un regain d'intérêt dans la littérature à la suite de la crise financière internationale de 2008. Un des facteurs le plus souvent mentionné comme cause de la crise financière internationale de 2008 a été la souplesse de la politique monétaire qui a incité les banques à une prise de risque accrue. Cette politique monétaire souple a accru l'appétit au risque des banques. Beaucoup d'observateurs affirment que la crise a été immédiatement précédée de périodes de faible taux d'intérêt qui a entraîné une tolérance élevée au risque et des prêts excessifs par les banques. Cette tendance de faible taux d'intérêt ne s'est pas traduite seulement par une quantité élevée de crédit mais de manière plus importante par une détérioration de la qualité des prêts car ces derniers étaient risqués (Gaggl et Valderrama, 2010 ; Dell' arricia et al., 2010).

Ainsi, la politique monétaire influence le comportement de prise de risque des banques. Plus précisément, des taux d'intérêt de politique monétaire faibles peuvent accroître l'appétit au risque des banques. Cet effet est désigné comme étant le « canal de prise de risque » de transmission de la politique monétaire (Borio et Zhu, 2008). Les taux d'intérêts faibles poussent les gestionnaires d'actifs des banques à prendre plus de risque à travers leurs recherches de rendements (Rajan, 2005). Une souplesse monétaire pourrait conduire les banques à amoindrir les critères de prêt et à accorder des crédits avec des probabilités de défaut élevées (Jimenez et al., 2008). La baisse du taux d'intérêt améliore les revenus et cash-flows des emprunteurs, ce qui accroît la tolérance au risque des banques (Borio et Zhu, 2008).

Par ailleurs, le canal du crédit de transmission de la politique monétaire fonctionne normalement, sous la condition que, les banques arrivent à mieux gérer les problèmes d'asymétrie d'information (Mishkin, 2010). En effet, en présence d'asymétrie d'information, le volume de crédits bancaires peut augmenter mais ces crédits iront essentiellement vers les mauvais emprunteurs, ce qui va accroître le risque de crédit bancaire et dégrader l'activité d'intermédiation de crédit, qui par ricochet, entravera le fonctionnement du canal du crédit. Donc, la fragilité du système bancaire à travers une prise de risque excessive des banques affecte négativement la politique monétaire de financement normal de l'économie. Des auteurs soutiennent dans la littérature que le risque de crédit doit être attentivement considéré lorsqu'on analyse le fonctionnement du canal de prêt bancaire de la politique monétaire (Abdou, 2002 ; Altunbas et al., 2009). Lorsque le risque de crédit (les créances en souffrance) des institutions financières est élevé (sont élevées), les actions de politique monétaire, en occurrence, une souplesse du taux d'intérêt pourrait avoir un impact réduit sur le secteur non financier dans la mesure où les institutions financières cherchent à resserrer les conditions de crédits pour protéger leur position de bilan. Ces actions menées par les institutions financières absorbent ainsi l'impact de la souplesse de la politique monétaire sur le secteur réel (Gameiro et al., 2011). Par exemple, lorsque les créances en souffrance sont provisionnées, la rentabilité des banques est réduite et leur capacité à financer les activités productives est affectée négativement (Abdou, 2002).

La relation entre la politique monétaire et l'exposition des banques au risque de crédit est donc bidirectionnelle dans la littérature théorique. Bien que l'examen de cette relation ait fait objet de nombreuses études empiriques dans la littérature, la majorité de ces études s'est focalisée sur l'influence de la politique monétaire sur le risque de crédit bancaire. Ces études révèlent qu'une baisse de taux d'intérêt de politique monétaire sur une période relativement longue entraîne une prise de risque élevée de la part des banques, confirmant le « canal de prise de risque » de transmission de la politique monétaire (Jiménez et al., 2008 ; Ioannidou et al., 2009 ; Gambacorta, 2009 ; Delis et Kouretas, 2010 ; Buch et al., 2011 ; Delis et al., 2011 ; Lopez et al., 2012 ; Geršl et al., 2012 ; Paligorova et Santos, 2012 ; Altunbas et al., 2014). En revanche, les études empiriques analysant de façon approfondie l'influence du risque de crédit bancaire sur la conduite de la politique monétaire sont rares. Nous pouvons néanmoins citer l'étude d'Altunbas et al. (2009) sur les banques de la zone Euro. Ces auteurs indiquent en particulier que les banques à faible niveau de risque sont capables d'offrir un montant plus élevé de crédit. Par ailleurs, à notre connaissance, les études relatives à l'influence du risque de crédit sur la politique monétaire dans la zone UEMOA sont quasiment inexistantes. Une étude récente qui s'est intéressée au canal de prêt bancaire dans l'UEMOA est celle de Ouédraogo (2011). Cette étude a montré que les caractéristiques standards des banques telles que la taille, la capitalisation et la liquidité conditionnent le fonctionnement du canal de prêt bancaire dans l'UEMOA. Mais, cette étude n'a pas intégré le risque de crédit bancaire dans l'analyse du fonctionnement du canal de prêt bancaire. Le risque de crédit n'a-t-il pas une influence sur la politique monétaire dans l'UEMOA ? N'influence-t-il pas le fonctionnement du canal de prêt bancaire dans la zone ? N'existe-t-il pas un seuil d'exposition au risque de crédit au-delà duquel la politique monétaire par le canal de prêt bancaire perd son efficacité ?

L'objectif de cette étude est d'analyser l'effet du risque de crédit bancaire sur le fonctionnement du canal de prêt bancaire dans l'UEMOA. Pour y parvenir, nous adoptons une approche méthodologique basée sur la méthode de détermination de seuils endogènes de Hansen (1999). Cette méthode permet non seulement d'étudier l'effet du risque de crédit bancaire sur le canal de prêt bancaire, mais aussi et surtout de déterminer l'existence d'un seuil de risque de crédit au-delà duquel la politique monétaire via le canal de prêt bancaire perd son efficacité. Car comme le souligne Abdou (2002), « lorsque la dégradation du portefeuille des banques atteint un certain seuil, la transmission des signaux monétaires par le canal du crédit bancaire pourrait s'avérer inefficace ».

Cette étude revêt un triple intérêt. Premièrement, aucune étude à notre connaissance ne s'est intéressée au lien entre risque de crédit bancaire et politique monétaire dans l'UEMOA. Cette étude vient combler ce vide en apportant une contribution empirique. Deuxièmement, le canal du crédit bancaire, principal canal de transmission de la politique monétaire dans la zone UEMOA, ne fonctionnant pas correctement (Ary Tanimoune, 2011), cette étude fournit davantage d'informations sur les conditions pour une efficacité dans la conduite par la BCEAO, de la politique de financement du secteur réel. Troisièmement, les résultats de cette étude suggèrent des pistes de solutions visant à assurer la complémentarité entre la politique monétaire et la stabilité financière dans l'UEMOA, car la stabilité financière doit rimer avec un déploiement normal des ressources bancaires vers le secteur réel de l'économie. Comme le souligne Rosengren (2011), la stabilité financière reflète la capacité du système financier à offrir de manière efficace les services d'intermédiation de crédit et de paiement qui sont nécessaires pour l'économie.

La suite de notre étude est organisée comme suite. La section 2 présente la littérature sur la relation entre risque de crédit bancaire et politique monétaire. La section 3 est consacrée aux aspects méthodologiques. La section 4 porte sur l'analyse des résultats empiriques obtenus. Enfin, la section 5 est consacrée aux implications de politiques.

II - REVUE DE LA LITTERATURE

Elle concerne la littérature théorique et la littérature empirique sur l'influence du risque de crédit bancaire²³ dans le fonctionnement du canal du crédit de la politique monétaire. Aussi, nous donnerons un aperçu de l'implication du risque de crédit dans le fonctionnement des activités bancaires dans l'UEMOA.

2.1. Le fonctionnement du canal du crédit : influence du risque de crédit bancaire

Nous exposons la littérature théorique et la littérature empirique sur le fonctionnement du canal de crédit bancaire de la politique monétaire.

2.1.1. Littérature théorique

Le canal du crédit décrit un mécanisme qui prend en compte la présence d'imperfections financières (asymétrie d'information, incertitude). Ce canal comprend le canal strict du crédit et le canal large du crédit (canal du bilan). Le canal du bilan repose sur la substituabilité imparfaite entre moyens de financement externes et internes du fait de la différence entre le coût de financement externe et le coût de financement interne, appelée « prime de financement externe » (Bernanke et Gertler, 1989 et 1995). En présence d'asymétrie d'information, les banques élèvent le coût du financement externe accordé aux entreprises en exigeant le versement d'une « prime de financement externe ». La « prime de financement externe » varie en sens inverse de la situation financière de l'emprunteur, appréciée par ses cash flows présents et futurs ou par sa richesse nette, laquelle peut servir de garantie (collatéral) à un emprunt (Drumetz et Pfister, 2010).

Un choc monétaire ou autre, peut conduire à des fluctuations persistantes de l'économie, du fait de la relation inverse entre situation financière de l'emprunteur et prime de financement externe. Un choc qui affecte négativement la situation financière des emprunteurs, entraînera une hausse de la prime de financement externe et donc du coût de financement externe. Les entreprises, qui subissent une augmentation du coût d'accès au financement externe, sont contraintes de restreindre leurs dépenses d'investissement, et par ce biais leur niveau de production. Cette baisse d'activité provoquerait une réticence des banques à fournir des prêts. Cela induit une augmentation des défauts des entreprises, accentuant à nouveau la chute de la production. Un cercle vicieux se forme entre dégradation de la valeur nette des firmes et accès aux crédits bancaires (Dolignon et Roger, 2010). Cette situation est décrite à travers le mécanisme de l'accélérateur financier. Le mécanisme de l'accélérateur financier repose sur le principe que plus la situation financière des entreprises se dégrade, plus elles sont risquées, plus la prime de financement externe et donc le coût de financement externe augmente. L'augmentation du coût de financement entraîne par ricochet un ralentissement des investissements des entreprises qui engendre un effet d'amplification de la récession économique (Bernanke et Gertler, 1995).

Dans ces conditions, la littérature révèle que du fait des imperfections sur le marché financier, les banques tiennent compte de la situation de leurs bilans pour réagir au changement de la

²³ Les variables couramment utilisées comme proxy du risque de crédit bancaire sont le ratio des Prêts Non Performants (PNP) sur le total des prêts et l'indicateur Z-score. Les Prêts Non Performants font généralement allusion aux prêts qui pendant une période de temps relativement longue ne génèrent pas de revenus (principal et/ou intérêts). Aussi, ces prêts désignent également les prêts improductifs ou encore les créances en souffrance. Cependant, le critère principal d'identification des Prêts non performants qui est la période de non remboursement varie d'un système financier à un autre (Fofack, 2005 ; Nkusu, 2011).

L'indicateur **Z-score** = $\frac{(ROA + EA)}{\sigma_{ROA}}$ où, ROA est le taux de rendement sur actifs, EA est le ratio des capitaux propres sur actifs et σ_{ROA} est l'écart type du taux de rendement sur actifs.

politique monétaire. En d'autres termes, la réaction d'offre de crédit des banques, suite à un changement du taux directeur, est influencée par les caractéristiques de leur bilan (capitalisation, taille et liquidité). En effet, le ratio d'adéquation au capital est considéré comme un instrument de contrôle de la prise de risque des banques et permet aux banques de se prémunir contre l'insolvabilité. Selon la théorie du capital de sécurité (coussin de sécurité), la relation entre capitalisation et niveau de risque s'apprécie en fonction du niveau de capitalisation atteint par les banques par rapport au capital minimum réglementaire. Cette théorie sur le coussin de sécurité montre qu'une banque choisira de détenir un niveau de capital au-dessus du minimum réglementaire du fait qu'elle supportera des coûts en se retrouvant en dessous de ce minimum réglementaire (Athanasoglou, 2011). Ainsi, les banques qui disposent d'un niveau de capitalisation en dessous du minimum réglementaire choisiront d'accroître leur capital tout en réduisant leur niveau de risque et offriront moins de crédit, tandis que les banques qui se constituent un coussin de sécurité (capital au-dessus du minimum réglementaire) seront plus tentées à la prise de risque et augmenteront l'offre de crédit.

Aussi, les banques de grandes tailles ont plus de ressources, ont plus de compétences et même plus d'expériences dans les techniques de gestion des risques, et donc auront un faible niveau de prêts improductifs par rapport à des petites banques (Hu et al., 2004). Les banques de grande taille sont plus outillées à minimiser l'asymétrie d'information et à diversifier leurs risques que les banques de petites tailles. Dans ces conditions, les banques de grandes tailles seront plus incitées à offrir des crédits en cas d'assouplissement de la politique monétaire que les banques de petites tailles. Toutefois, la pression à la création de revenus pour les petites banques peut les conduire à prendre plus de risque en augmentant les prêts (Boudriga et al., 2010).

De même, les contraintes de liquidité auxquelles font face les banques les amèneraient à octroyer plus de crédit lorsque leur niveau de liquidité s'accroît. Les banques avec un niveau élevé de liquidité peuvent se permettre de prendre plus de risque (Jokipii et Milne, 2010). En revanche, les banques pourraient détenir davantage de liquidité comme étant une auto-assurance contre les chocs de liquidité et éviteraient de prendre des risques (Athanasoglou, 2011).

Par ailleurs, en référence au mécanisme de l'accélérateur financier, un assouplissement de la politique monétaire à travers une baisse du taux directeur pendant une période provoquerait un effet-revenu positif qui accroîtrait les cash flows et en conséquence, la richesse nette des entreprises. Il s'ensuit une baisse de la prime de financement externe et donc du coût de financement externe, ce qui conduit les entreprises à demander du crédit afin d'investir davantage et accroître la production. Les banques de leur côté vont chercher à satisfaire cette demande croissante de crédit exprimée par les entreprises. En effet, la baisse du coût de financement externe due à la baisse de la prime de financement externe s'explique par la « myopie au désastre » des banques. La « myopie au désastre » a été développée dans la littérature sur le lien entre les cycles d'affaire et la stabilité financière. Cette littérature est l'œuvre des auteurs tels que Fisher (1933), Minsky (1977) et Kindelberger (1978). Pour ces auteurs, dans une économie à forte expansion (croissance élevée du PIB), on assiste à un boom des investissements. Ces investissements sont financés par des emprunts excessifs car les banques dans cette situation d'euphorie sont « myopes au désastre », c'est-à-dire qu'elles minimisent significativement la probabilité d'apparition d'un choc et surestiment les perspectives de croissance. Ainsi, dans cette période d'assouplissement de la politique monétaire, les banques vont minimiser significativement la probabilité d'apparition d'un choc et surestimer les perspectives de croissance économique. En revanche, les projets d'investissement impliquent des charges financières certaines alors que les cash flows qui constituent les revenus de ces investissements sont incertains. En cas de choc imprévisible qui dégrade l'environnement macroéconomique, le risque de l'emprunteur, qui représente la probabilité de dégradation des revenus de l'investissement augmente, ce qui entraîne une exposition des banques aux risques et les rend réticentes à accorder de nouveaux crédits. En cas de récession économique, on assiste à une baisse des revenus et à l'incapacité des emprunteurs à honorer leurs engagements (Lawrence, 1995 ; Nkusu, 2011). En cas d'inflation le revenu réel des emprunteurs va se réduire, autrement dit, un taux d'inflation élevé se traduirait par une baisse du pouvoir d'achat des agents économiques, ce qui entraînerait une contraction de la demande des produits fabriqués par les entreprises. Cette baisse de la demande provoquerait une diminution des cash flows des

entreprises et affaiblirait donc les ressources nécessaires dont elles ont besoin pour assurer leurs services de la dette auprès des banques. Une appréciation du taux de change réel pourrait affaiblir la compétitivité des firmes dont les opérations sont orientées vers les exportations. Cette perte de compétitivité va entraîner une baisse des revenus des entreprises exportatrices. Cette dégradation de la situation financière des entreprises les empêcherait d'honorer leurs engagements de crédits vis-à-vis des banques.

Tous ces développements théoriques montrent qu'en plus des caractéristiques du bilan des banques, l'environnement macroéconomique également influence le comportement d'offre de crédit des banques, suite au changement de la politique monétaire. Surtout, ces développements théoriques montrent que les caractéristiques du bilan des banques et l'environnement macroéconomique sont des facteurs explicatifs importants du comportement de prise de risque des banques, raison pour laquelle les banques en tiennent compte dans leur réponse d'offre de crédit au changement de la politique monétaire.

Cependant, la littérature théorique récente analyse de façon directe l'influence de l'exposition des banques au risque sur le fonctionnement du canal du crédit de la politique monétaire. Les modifications dans l'évaluation des risques, toutes choses étant égales par ailleurs, induisent une faiblesse où un renforcement des canaux de transmission de la politique monétaire, notamment, le canal du taux d'intérêt et le canal du crédit (Gaggl et Valderrama, 2010). Lorsque le risque de crédit (les créances en souffrance) des institutions financières est élevé (sont élevées), les actions de politique monétaire, en occurrence, une souplesse du taux d'intérêt pourrait avoir un impact réduit sur le secteur non financier dans la mesure où les institutions financières cherchent à resserrer les conditions de crédits pour protéger leur position de bilan. Ces actions menées par les institutions financières absorbent ainsi l'impact de la souplesse de la politique monétaire sur le secteur réel (Gameiro et al., 2011). Par exemple, lorsque les créances en souffrance élevées sont provisionnées, la rentabilité des banques est réduite et leur capacité à financer les activités productives est affectée négativement (Abdou, 2002). Aussi, en situation de défaillance bancaire, les banques vont s'efforcer de satisfaire les retraits en augmentant les réserves au détriment des prêts. De même, les déposants vont freiner substantiellement les dépôts. Ainsi donc, l'on assiste à l'effet conjugué de la contraction des prêts et des dépôts qui accentue davantage la dégradation des banques et la déstabilisation de l'économie en générale. La contraction des prêts qui en résulte se traduit par une difficulté pour l'économie à financer les projets d'investissements crédibles qui sont porteurs de croissance. Abdou (2002) avance que lorsque la dégradation du portefeuille des banques atteint un certain seuil, la transmission des signaux monétaires par le canal du crédit bancaire pourrait s'avérer inefficace. Altunbas et al. (2009) avancent que le risque de crédit doit être attentivement considéré avec les autres caractéristiques spécifiques des banques (capitalisation, taille et liquidité) lorsqu'on analyse le fonctionnement du canal de prêt bancaire de la politique monétaire.

En somme, la littérature théorique sur le fonctionnement du canal du crédit bancaire révèle que les caractéristiques du bilan des banques telles que la capitalisation, la taille et la liquidité influencent le comportement d'offre de crédit des banques. De même, la littérature récente sur le fonctionnement du canal du crédit bancaire associe directement le risque de crédit aux caractéristiques traditionnelles des banques (capitalisation, taille et liquidité) pour évaluer la capacité et la volonté des banques à offrir de nouveaux crédits. Que ce soit directement où indirectement à travers la capitalisation, la taille et la liquidité, l'unanimité est faite dans les développements théoriques que le risque de crédit bancaire influence le fonctionnement du canal du crédit de la politique monétaire.

Qu'en est-il des travaux empiriques sur le fonctionnement du canal du crédit de transmission de la politique monétaire ?

2.1.2. Les travaux empiriques

L'analyse du fonctionnement du canal du crédit de transmission de la politique monétaire a fait objet de beaucoup de travaux empiriques. La plupart de ces travaux s'orientent vers l'étude de

l'influence des caractéristiques du bilan des banques (capitalisation, taille et liquidité) sur leurs comportements d'offre de crédit en cas de choc monétaire. Ces études se sont basées généralement sur des régressions en panel à partir des données microéconomiques. Aussi, la démarche adoptée dans les régressions pour capter l'influence des caractéristiques du bilan sur l'offre de crédit, a consisté à introduire des termes d'interaction entre la variable de politique monétaire et chaque variable caractéristique du bilan. L'étude de Kayshap et Stein (2000) relatives aux observations trimestrielles sur les banques commerciales aux Etats-Unis révèle que l'effet de la politique monétaire sur l'offre de crédit est plus fort pour les banques moins liquides et pour les banques de petites tailles. Kishan et Opiela (2001) dans leur étude sur des données trimestrielles portant également sur les banques américaines montrent que la taille et la capitalisation agissent sur la réponse d'offre de crédit des banques au changement de la politique monétaire. Dans la zone européenne, Farinha et Marques (2001) confirment l'existence du canal du crédit bancaire pour des données trimestrielles sur les banques portugaises. Les auteurs concluent que le canal fonctionne de manière importante pour les banques moins capitalisées. Loupias et al. (2001) trouvent que l'offre de crédit des banques les plus liquides est moins affectée par la politique monétaire en France. Ehrmann et al. (2003) confirment aussi l'existence du canal du crédit bancaire pour des banques individuelles des pays de l'Europe, avec l'offre de crédit qui est plus dépendante du degré de liquidité des banques individuelles. L'étude de Gambarcorta et Mistrulli (2004) sur un échantillon de banques italiennes indique, qu'en cas de changement de la politique monétaire, le capital bancaire joue un rôle important dans le comportement d'offre de crédit des banques.

Cependant, la principale limite qui est d'ordre général au niveau de toutes ces études est qu'elles se sont concentrées uniquement sur les caractéristiques du bilan telles que la capitalisation, la taille et la liquidité et n'ont pas explicitement intégré le risque de crédit dans leur analyse du fonctionnement du canal du crédit de transmission de la politique monétaire. Une des rares études en Europe qui pallie cette limite est l'étude de Altunbas et al. (2009). Altunbas et al. (2009) soutiennent que le risque de crédit doit être attentivement considéré avec les autres caractéristiques spécifiques des banques (capitalisation, taille et liquidité) lorsqu'on analyse le fonctionnement du canal de prêt bancaire de transmission de la politique monétaire. Les auteurs cherchent particulièrement à expliquer l'offre de crédit bancaire en intégrant le risque de crédit comme variable explicative, en plus de la capitalisation, de la taille et de la liquidité. Ils estiment un modèle en panel dynamique sur des banques de la zone Euro dans lequel ils utilisent la même démarche que celle utilisée dans les travaux précédemment cités. Comme les autres auteurs, ils introduisent les termes d'interaction entre la variable de politique monétaire (taux d'intérêt de la politique monétaire) et les variables explicatives et cherchent particulièrement à expliquer l'offre de crédit bancaire par l'interaction entre le taux d'intérêt de la politique monétaire et le risque de crédit bancaire. Leur résultat révèle que les banques à faible niveau de risque sont capables d'offrir un montant plus élevé de crédit et peuvent mieux protéger leur prêt des changements de la politique monétaire, probablement dû à leur plus grande facilité à lever des fonds nouveaux. Cette étude montre donc que le fonctionnement du canal de prêt bancaire est conditionné par le risque de crédit bancaire.

Dans la zone UEMOA particulièrement, les études relatives à l'influence des caractéristiques du bilan (capitalisation, taille et liquidité) sur le comportement d'offre de crédit des banques sont rares. Une étude récente qui s'est intéressée au canal de prêt bancaire est celle de Ouédraogo (2011). Ouédraogo (2011) a utilisé la même démarche que celle utilisée dans les travaux précédemment mentionnés, en mettant en interaction individuellement les variables caractéristiques des banques telles que la taille, la capitalisation et la liquidité avec le taux de prise en pension de la BCEAO. Cette étude a montré que les caractéristiques standards des banques telles que la taille, la capitalisation, la liquidité conditionnent le fonctionnement du canal de prêt bancaire dans l'UEMOA. Mais, la limite de cette étude est qu'elle a aussi ignoré le risque de crédit bancaire en tant que facteur pouvant influencer le fonctionnement du canal de prêt bancaire de la politique monétaire tel que le suggèrent Altunbas et al. (2009).

En somme, plusieurs études empiriques ont analysé le fonctionnement du canal du crédit de transmission de la politique monétaire. Ces études confirment que la capitalisation, la taille et la liquidité influencent l'offre de crédit en cas de changement de la politique monétaire. En

outre, même si les travaux sont très rares, l'influence du risque de crédit bancaire dans le fonctionnement du canal du crédit a été prouvée empiriquement dans l'étude de Altunbas et al. (2009). Dans le cas de l'UEMOA, aucune étude à notre connaissance ne s'est intéressée au lien entre risque de crédit bancaire et politique monétaire et plus particulièrement à l'influence du risque de crédit dans le fonctionnement du canal de prêt bancaire de la politique monétaire. Cette étude vient combler ce vide.

2.2. Le risque de crédit dans le fonctionnement des activités bancaires dans l'UEMOA : un aperçu

Dans le fonctionnement des activités, les banques font face à plusieurs types de risque, mais le risque auquel l'activité bancaire est le plus associé est le risque de crédit. La crise bancaire qui a affecté un grand nombre de pays de l'Afrique Sub-saharienne dans les années 1990 était accompagnée d'une rapide accumulation des Prêts Non Performants (Fofack, 2005). Dans la zone UEMOA en particulier, plusieurs études ont révélé que le risque de crédit a été un facteur important à l'origine de la crise bancaire des années 1980-1990 dans les pays membres. Sans nier l'existence des facteurs macroéconomiques tels que la détérioration des termes de l'échange, le manque de discipline fiscale, l'appréciation du taux de change, la pro-cyclicité du crédit bancaire, le tout couronné par la chute de la croissance du PIB (Caprio et Klingebiel, 1996 ; Eboué, 2007), les études font ressortir l'importance des prêts improductifs dans l'occurrence des crises bancaires dans l'UEMOA. Eboué (2007) évoque la mauvaise gouvernance des établissements bancaires, dont l'indicateur le plus visible est le ratio des prêts improductifs dans le total des prêts. A ce titre, les statistiques issues de certaines études apportent une confirmation. Par exemple, sur la période 1980-1989, 25% des prêts alloués sont improductifs pour ce qui concerne l'UEMOA. De plus, ces prêts improductifs représentent près de six fois la somme cumulée du volume du capital propre, des réserves et des provisions des établissements bancaires (Banque Mondiale, 1989). Aussi, plusieurs études dont celles de Caprio et Klingebiel (1996), Kane et Rice (2000) et Laeven et Valencia (2008) ont fourni des données statistiques sur les prêts improductifs des pays de l'UEMOA pendant les périodes de crises bancaires des années 1980 et début 1990. Les données provenant de ces études révèlent que dans l'UEMOA, le Bénin avait 80% des portefeuilles de prêts de ses banques qui étaient improductifs entre 1988-1990, le Burkina Faso en avait 16% entre 1990-1994, la Côte d'Ivoire présentait 50% entre 1988-1991, le Mali était à 75% entre 1987-1991, le Niger était à 50% entre 1983-1985 et le Sénégal aussi avait 50% des prêts de ses banques qui étaient improductifs entre 1988-1991.

Ainsi, à la suite de cette crise, les autorités monétaires ont mis en œuvre un ensemble de réformes continues dans le temps, visant à restructurer et à assainir le secteur bancaire. C'est la commission bancaire de l'UEMOA, organe supranational indépendant créée en 1990, qui, en synergie avec d'autres institutions²⁴, assure la supervision des activités des établissements de crédit²⁵ et veille au respect de la réglementation bancaire.

Les réformes se sont caractérisées entre autres par le réaménagement du cadre légal et réglementaire de l'activité des établissements de crédit de l'UEMOA qui est au fur et à mesure mis en adéquation avec les mutations de l'activité bancaire et avec les recommandations des instances internationales de supervision bancaire. Aussi, la BCEAO a initié à l'instar d'autres banques centrales, la revue de stabilité financière de l'UEMOA qui connaît maintenant deux numéros respectivement publiés en 2006 et 2008. Un des objectifs de cette revue est de donner une vision globale du système financier de l'union, en proposant une lecture des tendances et

²⁴ Dans l'UEMOA, la régulation et la supervision du système financier sont assurées, à divers titres, par la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO), la commission Bancaire de l'UEMOA, le Conseil Régional de l'Epargne Publique et des Marchés Financiers (CREPMF), la Conférence Interafricaine des Marchés d'Assurances (CIMA) et la Conférence Interafricaine de la prévoyance Sociale (CIPRES).

²⁵ Les établissements de crédit comprennent les banques et les établissements financiers. La réglementation bancaire de l'UEMOA fait une distinction entre banques et établissements financiers. Les établissements financiers sont des entreprises autres que les banques qui font pour leur propre compte, des opérations de crédit, de vente à crédit ou de change ou qui reçoivent des fonds qu'elles utilisent pour effectuer pour leur compte, des opérations de placement, ou qui servent comme intermédiaires, courtiers, etc (BCEAO, 2006).

faits marquants l'ayant affecté et en faisant ressortir les facteurs de risque ou de vulnérabilité liés aux évolutions de l'environnement externe et interne (BCEAO, 2006). De même, en septembre 2007, le conseil des ministres de l'UMOA a imposé une mesure de relèvement du capital social minimum à cinq milliards de FCFA et un milliard de FCFA respectivement pour les banques et les établissements financiers avec délai d'achèvement le 31 décembre 2010.

Par ailleurs, des réflexions ont été entreprises entre la BCEAO et les autres institutions chargées de la régulation et de la supervision du système financier de la zone. A la suite de ces réflexions, la commission bancaire de l'UMOA a vu ses pouvoirs renforcés. Au titre de la résolution des difficultés bancaires, les compétences de la commission ont été formellement élargies à la mise sous administration provisoire et en liquidation d'établissements de crédit et à la formulation d'avis conformes précédant l'ouverture de procédures d'apurement du passif des institutions agréées (commission bancaire, 2010). Mieux, ces réflexions ont conduit à la mise en place en 2010 du comité de stabilité financière chargé d'assurer une veille en ce qui concerne les risques financiers et de contribuer à renforcer la résilience du secteur financier aux chocs internes et externes (BCEAO, 2010).

Toutes ces actions entreprises ont eu une portée bénéfique au sein de la zone UEMOA car, comme l'indiquent les différents graphiques en annexe, la qualité du portefeuille de crédits des banques s'est améliorée dans l'ensemble des pays de l'UEMOA. Au Bénin, le taux²⁶ brut de dégradation de portefeuille des banques a largement baissé passant de 36,95% en 1995 à 13,21% en 2012. Aussi, le taux brut de dégradation de portefeuille des banques au Mali est passé d'un niveau de 18,92% en 1995 à 10,29% en 2012. Autour de 29,16% en 1995, le taux brut de dégradation de portefeuille des banques a fortement augmenté en 1997 (49,91%) avant de connaître une sensible évolution à la baisse au fil des années pour atteindre 10,23% en 2012. La forte augmentation de 1997 s'explique par l'instabilité politique qui a bouleversé l'environnement macroéconomique au Niger en cette année. Au Sénégal, le taux brut de dégradation de portefeuille des banques qui était de 15,31% en 1995 s'est retrouvé autour de 9,43% en 2012. En Côte d'Ivoire et un peu moins au Burkina Faso, le taux brut de dégradation de portefeuille des Banques a évolué en dents de scie et s'est retrouvé en dessous de la barre de 12% dans les deux pays respectivement. Pour ce qui concerne le Togo particulièrement, l'évolution du taux brut de dégradation de portefeuille des banques a connu plusieurs phases. Ce taux a baissé d'abord en passant de 17,24% en 1995 à 13,20% en 1999. Après cette baisse, il a augmenté pour atteindre 20,30% en 2002, puis a chuté à 14,17% en 2003 avant de repartir à 23,24% en 2006. A partir de 2006, ce taux a diminué jusqu'à afficher ses niveaux les plus faibles en 2011 et 2012.

Cependant, malgré la surliquidité des banques dans la zone UEMOA, la contribution du secteur bancaire au financement de l'activité économique reste faible. Les statistiques²⁷ révèlent que le ratio des crédits à l'économie sur le Produit Intérieur Brut (PIB) est passé de 14% en 2000 à 18% en 2009, contre un ratio de 34% au Nigeria, 77% au Maroc et 145% en Afrique du Sud en 2009. Le canal du crédit bancaire, principal canal de transmission de la politique monétaire au secteur réel dans la zone UEMOA ne fonctionnent pas correctement et une des principales raisons pourrait être la prudence dans le comportement de prise de risque des banques. Le processus de transmission des impulsions monétaires dans l'UEMOA pourrait être conditionné par le degré d'exposition des banques au risque. Une investigation économétrique concernant l'influence du risque de crédit sur le fonctionnement du canal du crédit bancaire nous éclaircira davantage.

²⁶ Le taux brut de dégradation de portefeuille est l'indicateur de la qualité de portefeuille des banques dans l'UEMOA. Il est défini comme étant le rapport entre les crédits en souffrance bruts et le total des crédits bruts. Les crédits en souffrance sont la somme des crédits impayés et immobilisés et des crédits douteux et litigieux. Les crédits en souffrance bruts s'obtiennent en faisant la somme des crédits en souffrance et des provisions constituées. De même, le total des crédits bruts s'obtient en faisant la somme des crédits accordés et des provisions constituées.

²⁷ Ces statistiques sont fournies par la Direction des études et des Relations Internationales de la BCEAO dans le rapport annuel de la Zone Franc de la Banque de France (2009).

III - METHODOLOGIE ADOPTEE

Notre étude s'intéresse à l'influence du risque de crédit bancaire sur la conduite de la politique monétaire par le canal du crédit bancaire. Nous nous inspirons en cela des travaux de Altunbas et al. (2009) qui suggèrent de prendre en compte le risque de crédit dans l'analyse du fonctionnement du canal de prêt bancaire de la politique monétaire. La méthodologie utilisée par les auteurs est basée sur un modèle en panel dynamique sur des banques de la zone Euro mettant en relation l'offre de prêt des banques (variable dépendante) avec des variables explicatives dont les variables d'intérêt sont le risque de crédit bancaire et l'interaction entre le risque de crédit bancaire et le taux d'intérêt de la politique monétaire.

Dans cette étude, nous adoptons une démarche méthodologique différente basée sur la recherche des seuils de risque de crédit pour lesquels la politique monétaire par le canal du crédit bancaire perd son efficacité. En effet, comme l'avait énoncé Abdou (2002) dans son étude, « lorsque la dégradation du portefeuille des banques atteint un certain seuil, la transmission des signaux monétaires par le canal du crédit bancaire pourrait s'avérer inefficace ».

Ainsi, nous appliquons la méthodologie de détermination des seuils endogènes de Hansen (1999) adaptée par Ary Tanimoune et al. (2008) et par Combey et Nubukpo (2010) dans leurs études respectives sur l'UEMOA. La première a porté sur les effets non linéaires de la politique budgétaire tandis que la seconde a porté sur la relation inflation-croissance dans la zone UEMOA. L'avantage de cette approche de Hansen (1999) est qu'elle fournit de façon précise les seuils endogènes à partir desquels la non linéarité se révèle. De plus, cette approche précise non seulement les différents régimes (phases ou transitions) mais également l'influence de chaque variable explicative sur la variable expliquée dans chaque régime. Ainsi, si l'existence d'au moins un seuil endogène est prouvée, nous pourrions suivre de façon précise dans chaque régime, le comportement d'offre de crédit des banques lorsque la BCEAO baisse son taux directeur. Cette méthodologie sera appliquée sur des données de panel sur les pays de l'UEMOA.

3.1. Choix des variables et sources

Le canal du prêt bancaire stipule qu'une baisse du taux directeur de la banque centrale entraînerait une augmentation de l'offre de crédit bancaire. Nous analysons l'influence du risque de crédit bancaire sur le fonctionnement du canal de prêt bancaire dans l'UEMOA. Ainsi, les principales variables sur lesquelles porte notre analyse sont le crédit à l'économie, le taux directeur de la banque centrale et le risque de crédit bancaire. Le crédit à l'économie (CE) mesure le total des prêts accordés par les banques dans chaque pays. L'instrument de politique monétaire, c'est-à-dire le taux directeur est représenté par le taux de prise en pension (TPENS) de la BCEAO. Conformément à la théorie, une baisse du taux de prise en pension entraînerait une augmentation de l'offre de crédit. Nous nous attendons donc à un effet négatif. La mesure du risque de crédit bancaire que nous retenons dans le cas de l'UEMOA est le taux brut de dégradation de portefeuille des banques (TBDPB). Les critères d'identification des Prêts Non Performants (PNP) varient d'un système financier à un autre (Fofack, 2005, Nkusu, 2011). Dans l'UEMOA, l'indicateur de la qualité de portefeuille est le taux brut de dégradation du portefeuille des banques. Il est défini comme étant le rapport entre les crédits en souffrance bruts et le total des crédits bruts. Les crédits en souffrance sont la somme des crédits impayés et immobilisés (c'est-à-dire dont au moins une échéance est impayée depuis moins de 6 mois) et des crédits douteux et litigieux (c'est-à-dire dont au moins une échéance est impayée depuis plus de 6 mois) (BCEAO, 2006). Les crédits en souffrance bruts s'obtiennent en faisant la somme des crédits en souffrance et des provisions constituées. De même, le total des crédits bruts s'obtient en faisant la somme des crédits accordés et des provisions constituées. Par contre, on peut aussi calculer le taux net de dégradation de portefeuille des banques. Ce taux mesure juste le rapport des crédits en souffrance sur le total des crédits accordés. Ce taux net diffère du taux brut car il n'inclut pas les provisions. Mais, suivant Abdou (2002), le taux brut est préféré au taux net de dégradation du portefeuille, pour la simple raison qu'un taux net, en déduisant le montant des provisions du total de crédits en souffrance, ne rend pas compte des problèmes latents des banques. La provision est un coût, voire une perte probable pour les banques, dont le seul avantage est de limiter le risque de panique. Cette mesure du risque de crédit est la variable sur laquelle porte la détermination des seuils endogènes. Une

augmentation des débiteurs pour qui il devient difficile, voire impossible de remplir leurs engagements financiers incitera les banques à accroître leur scepticisme vis-à-vis des nouvelles demandes de prêts et à diminuer l'offre de financement bancaire (Minsky, 1977). Nous nous attendons à une influence négative du risque de crédit sur le crédit à l'économie. Par ailleurs, un vecteur (X) d'autres variables explicatives du crédit à l'économie seront introduites dans l'analyse. Ces variables explicatives capturent les caractéristiques des banques (la taille, la liquidité, la capitalisation) et les variables macroéconomiques (le PIB réel et le taux de change réel). La taille (TA) est mesurée par le logarithme du total de l'actif (LTA). La liquidité (LIQ) est mesurée par les réserves bancaires, la capitalisation (CAP) est captée par les fonds propres des banques. Le signe positif est attendu pour la taille, la liquidité et la capitalisation. Les banques larges ont plus de ressources, ont plus de compétences et même plus d'expériences dans les techniques de gestion des risques, et donc auront un faible niveau de prêts improductifs par rapport à des petites banques (Hu et al., 2004). Elles seraient donc plus incitées accorder des crédits. L'imposition de normes prudentielles en matière d'adéquation du capital est une contrainte pour la banque qui l'amène à ajuster son exposition au risque. Avec les efforts de surveillance des autorités dans la Zone, on s'attend à ce que les banques avec un niveau de capital faible prennent moins de risque et qu'elles puissent être tentées par la prise de risque qu'avec une capitalisation élevée. De même, les contraintes de liquidité auxquelles font face les banques les amèneraient à octroyer plus de crédit lorsque leur niveau de liquidité s'accroît. Le PIB réel est le PIB à prix constant. Nous escomptons un effet positif du PIB réel. Un fort taux de croissance du PIB réel se traduirait par une augmentation des revenus (entreprises et travailleurs). L'augmentation de ces revenus rend les emprunteurs aptes à pleinement assurer leurs services de la dette auprès des institutions bancaires. La qualité du portefeuille de prêt s'améliore et les banques sont motivées à accorder davantage des crédits. Le taux de change réel entre la France et chaque pays (TCHGR) se calcule comme étant le produit du taux de change nominal coté à l'incertain multiplié par le rapport de l'indice des Prix à la Consommation (IPC) de la France et de l'indice des prix à la consommation du pays. Le signe attendu pour le taux de change réel est négatif. Une appréciation du taux de change réel pourrait affaiblir la compétitivité des firmes dont les opérations sont orientées vers les exportations. Cette perte de compétitivité va entraîner une baisse des revenus des entreprises exportatrices qui les empêcherait d'honorer leurs engagements de crédits vis-à-vis des banques. Dans ces conditions, les banques seraient réticentes à accorder de nouveaux prêts. Toutefois, les effets attendus des différentes variables explicatives sur le crédit à l'économie pourraient être conditionnés par le niveau de risque de crédit atteint par les banques.

Les données utilisées sont des données secondaires annuelles. Elles portent sur 7 pays membres²⁸ de la zone UEMOA et sont disponibles sur la période allant de 1995 à 2012. Ces pays sont le Bénin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, le Mali, le Niger, le Sénégal et le Togo. Les données relatives aux secteurs bancaires de ces pays sont extraites des annuaires statistiques de 2011 et 2012 en ligne sur le site de la BCEAO. Par contre, les données sur le PIB réel et celles nécessaires pour le calcul du taux de change réel sont extraites essentiellement de la base World Development Indicators (WDI, 2012) de la banque mondiale. L'année de base 100 pour le calcul du PIB réel et le taux de change réel est l'année 2005. Le tableau A-1 en annexe fournit les détails sur la signification des variables ainsi que leurs sources précises. Par ailleurs, pour éviter les effets de grandeurs entre les séries, les formes logarithme népérien des variables CE, PIBR, TCHGR, LIQ et CAP seront utilisées. Les logarithmes seront notés respectivement LCE, LPIBR, LTCHGR, LLIQ et LCAP. Le tableau A-2 en annexe présente les statistiques descriptives sur les différentes variables.

3.2. Spécification des modèles

Nous adoptons des spécifications en panel sur les pays de l'UEMOA avec prise en compte de l'existence de probables seuils endogènes (un ou deux seuils). Nous partons de la spécification sans existence de seuil (spécification linéaire) à la spécification avec présence d'un seuil endogène puis à la spécification avec présence de deux seuils endogènes.

²⁸ La Guinée-Bissau qui a intégré l'UEMOA en 1997 est exclue de l'échantillon pour des raisons d'indisponibilité de données sur la période de l'étude (1995-2012).

La spécification sans seuil

$$CE_{it} = \alpha \times TBDPB_{it} + \theta \times TPENS + \beta \times X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (E1)$$

La spécification avec un seuil endogène (γ)

$$CE_{it} = \alpha_{\inf} \times TBDPB_{it}^{\inf} + \alpha_{\sup} \times TBDPB_{it}^{\sup} + \theta_k \times TPENS + \beta_k \times X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (E2)$$

$$TBDPB_{it}^{\inf} = \begin{cases} TBDPB_{it} & \text{si } TBDPB_{it} \leq \gamma \\ 0 & \text{si } TBDPB_{it} > \gamma \end{cases} \quad \text{et} \quad TBDPB_{it}^{\sup} = \begin{cases} 0 & \text{si } TBDPB_{it} \leq \gamma \\ TBDPB_{it} & \text{si } TBDPB_{it} > \gamma \end{cases}$$

Cette spécification fait ressortir deux (02) régimes :

$$1^{er} \text{ régime} : CE_{it} = \alpha_{\inf} \times TBDPB_{it}^{\inf} + \theta_1 \times TPENS + \beta_1 \times X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \text{ avec } TBDPB_{it} \leq \gamma$$

$$2^{ème} \text{ régime} : CE_{it} = \alpha_{\sup} \times TBDPB_{it}^{\sup} + \theta_2 \times TPENS + \beta_2 \times X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \text{ avec } TBDPB_{it} > \gamma$$

$\alpha_{\inf}$ et $\alpha_{\sup}$ sont les coefficients de la variable Taux Brut de Dégradation de Portefeuille ($TBDPB$) pour les valeurs de cette même variable en dessous ou égales au seuil γ et au-dessus du seuil γ respectivement. θ_k et β_k avec $k = 1, 2$ sont respectivement les coefficients de la variable Taux de prise en pension ($TPENS$) et les coefficients du vecteur (X) des autres variables explicatives dans le premier régime et dans le deuxième régime.

La spécification avec deux seuils endogènes (γ_1 et γ_2 avec $\gamma_1 < \gamma_2$)

$$CE_{it} = \alpha_{\inf} \times TBDPB_{it}^{\inf} + \alpha_{\text{inter}} \times TBDPB_{it}^{\text{inter}} + \alpha_{\sup} \times TBDPB_{it}^{\sup} + \theta_k \times TPENS + \beta_k \times X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (E3)$$

Cette spécification par contre fait ressortir trois (03) régimes

$$1^{er} \text{ régime} : CE_{it} = \alpha_{\inf} \times TBDPB_{it}^{\inf} + \theta_1 \times TPENS + \beta_1 \times X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \text{ avec } TBDPB_{it} \leq \gamma_1$$

$$2^{e} \text{ régime} : CE_{it} = \alpha_{\text{inter}} \times TBDPB_{it}^{\text{inter}} + \theta_2 \times TPENS + \beta_2 \times X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \text{ avec}$$

$$\gamma_1 < TBDPB_{it} \leq \gamma_2$$

$$3^{e} \text{ régime} : CE_{it} = \alpha_{\sup} \times TBDPB_{it}^{\sup} + \theta_3 \times TPENS + \beta_3 \times X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \text{ avec } TBDPB_{it} > \gamma_2$$

Les paramètres $\alpha_{\inf}$, α_{inter} et $\alpha_{\sup}$ sont les coefficients de la variable Taux Brut de Dégradation de Portefeuille ($TBDPB$) pour ses différentes valeurs prises en-dessous du seuil inférieur γ_1 , entre le seuil inférieur γ_1 et le seuil supérieur γ_2 et au-dessus du seuil supérieur γ_2 respectivement. θ_k et β_k avec $k = 1, 2, 3$ sont respectivement les coefficients de la variable Taux de prise en pension ($TPENS$) et les coefficients du vecteur (X) des autres variables explicatives dans le premier régime, le second régime et le troisième régime. Cependant, le coefficient qui décrit le fonctionnement du canal de prêt bancaire dans chaque régime est le coefficient (θ_k) associé au Taux de prise en pension ($TPENS$). Donc, pour traduire avec justesse l'efficacité de la politique monétaire via le canal du prêt bancaire suivant les degrés de risque du secteur bancaire, c'est le signe et la significativité du coefficient (θ_k) de l'instrument de politique monétaire qui sont déterminants dans les estimations au niveau de chaque régime.

3.3. Procédures d'estimation des modèles et de détermination de seuils endogènes

Tout d'abord, nous commençons par les tests de racines unitaires sur les séries en panel, à savoir, les tests (IPS) d'Im, Pesaran et Shin (2003) et (LLC) de Levin, Lin et Chu (2002). Une série sera considérée stationnaire lorsque les deux tests marchent à la fois. Ensuite, nous adoptons la démarche de détermination séquentielle des seuils endogènes qui consiste à déterminer en premier lieu un seul seuil et si le seuil unique est validé, on adopte en second lieu la procédure pour déterminer deux seuils endogènes éventuels. Tout d'abord, une procédure de « trimming » est utilisée pour éliminer 5% des valeurs extrêmes de chaque côté de la distribution de la série après avoir ordonné de façon croissante l'ensemble des observations de la variable seuil. Elle conduit aussi à partitionner les observations en laissant suffisamment de points dans chaque régime pour estimer les paramètres du modèle. Ensuite, la détermination d'un seul seuil passe par l'estimation du modèle à seuil unique en centrant les variables sur leurs moyennes respectives en référence à la dimension temporelle (c'est l'estimation Within). Puis, s'ensuit l'estimation du seuil qui se fait en minimisant la somme des carrés des résidus du modèle estimé. En effet, le seuil retenu est effectivement celui qui minimise la somme des carrés des résidus (fonction du seuil). En appelant $S(\gamma)$ et $\hat{\gamma}$ respectivement la somme des carrés des résidus et le seuil correspondant, on a $\hat{\gamma} = \arg \min S(\gamma)$. Ensuite, une fois que le seuil unique est validé, on estime par la même méthode Within le modèle à deux seuils et on calcule la nouvelle somme des carrés des résidus qui est fonction des deux seuils, notée $S(\gamma_1; \gamma_2)$. Puis, on fixe l'un des deux seuils par le seuil unique déterminé antérieurement et on détermine le second seuil en minimisant la nouvelle somme des carrés des résidus. On a

$$S_2(\gamma_2) = \begin{cases} S(\hat{\gamma}; \gamma_2) & \text{si } \hat{\gamma} < \gamma_2 \\ S(\gamma_2; \hat{\gamma}) & \text{si } \gamma_2 < \hat{\gamma} \end{cases} \quad \text{et } \hat{\gamma}_2 = \arg \min S_2(\gamma_2).$$

Par la suite, c'est le second seuil qui est fixé et on estime le premier seuil. On a

$$S_1(\gamma_1) = \begin{cases} S(\gamma_1; \hat{\gamma}_2) & \text{si } \gamma_1 < \hat{\gamma}_2 \\ S(\hat{\gamma}_2; \gamma_1) & \text{si } \hat{\gamma}_2 < \gamma_1 \end{cases} \quad \text{et } \hat{\gamma}_1 = \arg \min S_1(\gamma_1)$$

On obtient au bout du compte les deux seuils endogènes qui sont $\hat{\gamma}_1$ et $\hat{\gamma}_2$. Après la détermination des seuils, nous testons la présence des seuils ou non (inférence statistique). Cela revient à tester la linéarité (hypothèse nulle) contre la non-linéarité (hypothèse alternative). L'hypothèse nulle de linéarité signifie que les coefficients des variables explicatives sont parfaitement identiques dans tous les régimes. L'hypothèse alternative de non linéarité désigne le cas contraire où les coefficients diffèrent d'un régime à l'autre. On s'intéresse d'abord au test dans le cadre de la détermination d'un seul seuil. En ce moment, on teste l'hypothèse nulle d'absence de seuil (linéarité) contre l'hypothèse alternative de présence d'un seuil unique (non linéarité). Si l'hypothèse nulle est rejetée, cela signifie qu'il y a bien non linéarité, indiquant la présence d'un seuil. Une fois la présence d'un seuil est validé, on va s'intéresser ensuite au test dans le cadre de la détermination de deux seuils. Ici, on va tester plutôt l'hypothèse nulle de présence d'un seuil contre l'hypothèse alternative de présence de deux seuils. Il faut remarquer que pour cette étape de deux seuils, on se trouve déjà dans la situation typique de non linéarité. Si l'hypothèse nulle est rejetée, cela signifie que la non linéarité ne se traduit pas seulement par la présence d'un seul seuil mais plutôt par la présence de deux seuils. Dans le cas contraire où l'hypothèse nulle est validée, cela voudra dire que la non linéarité se limite seulement à la présence d'un seuil unique et qu'il n'y a pas existence de deux seuils. Le test statistique usité dans tous les cas est le test du ratio de vraisemblance LR.

La statistique du test pour un seuil endogène est $F_1 = \frac{S_0 - S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2}$. S_0 représente la somme

des carrés des résidus du modèle linéaire et $\hat{\sigma}^2$ représente la variance estimée des résidus dans le modèle linéaire. La statistique du test pour deux seuils endogènes est $F_2 = \frac{S_1(\hat{\gamma}) - S_2(\hat{\gamma}_1, \hat{\gamma}_2)}{\hat{\sigma}^2}$. Le problème qui se pose est que sous l'hypothèse nulle de linéarité,

le seuil n'est pas identifié, par conséquent la distribution asymptotique du test n'est pas standard. Pour ce fait, une solution employée est la solution proposée par Hansen (1996) qui consiste à simuler la distribution asymptotique de la statistique du test par la procédure du bootstrap. Hansen (1996) montre que la technique du bootstrap permet de simuler la distribution asymptotique valide de la statistique avec la probabilité (P-value) déterminée à partir de la technique du bootstrap qui est aussi asymptotiquement valide. C'est cette solution de Hansen (1996) qui est exploitée pour dériver la distribution des statistiques des tests pour un seuil endogène et pour deux seuils endogènes. Enfin, nous construisons les intervalles de confiance (IC) pour le nombre de seuils. Ici aussi, il s'agit de déterminer l'intervalle de confiance pour chaque seuil à partir du test de ratio de vraisemblance LR. Par exemple, la

statistique du test pour un seuil est $LR_1(\gamma) = \frac{S_1(\gamma) - S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2}$. Hansen (1999) dérive la fonction

$c(\alpha) = -2 \log(1 - \sqrt{1 - \alpha})$ servant à calculer l'intervalle de confiance pour un seuil de risque de $\alpha\%$ à partir d'une distribution statistique simulée. L'intervalle de confiance correspond aux valeurs de γ telles que $LR_1(\gamma) \leq c(\alpha)$. La procédure est pratiquement la même pour l'estimation de l'intervalle de confiance pour chaque seuil lorsque nous nous trouvons en présence de deux seuils endogènes.

IV - RESULTATS EMPIRIQUES ET ANALYSES

Il s'agit des résultats du test de stationnarité des séries et des résultats sur les procédures de détermination des seuils endogènes de Hansen (1999).

4.1. Résultats des tests de stationnarité de IPS et LLC

Les résultats présentés dans le tableau N°1 indiquent que les variables mesurant le crédit à l'économie, le risque de crédit, le taux de prise en pension, le taux de change réel, la liquidité et la capitalisation sont toutes stationnaires alors que les variables mesurant le PIB réel et la taille sont intégrées d'ordre 1, c'est-à-dire, stationnaires en différence première.

Tableau n° 1 : Résultats des tests de stationnarité en niveau et en différence première

Variables	en niveau		en différence première		Décision	Stationnarité de la variable
	IPS	LLC	IPS	LLC		
	Probabilité	Probabilité	Probabilité	Probabilité		
LCE	0,0000***	0,0000***			I(0)	Stationnaire
TBDPB	0,0000***	0,0000***			I(0)	Stationnaire
TPENS	0,0006***	0,0260**			I(0)	Stationnaire
LPIBR	0,3365	0,8007	0,0000***	0,0000***	I(1)	Stationnaire en différence première
LTCHGR	0,0645*	0,0000***			I(0)	Stationnaire
LTA	0,9588	0,0534*	0,0000***	0,0000***	I(1)	Stationnaire en différence première
LLIQ	0,0008***	0,0054***			I(0)	Stationnaire
LCAP	0,0000***	0,0000***			I(0)	Stationnaire

Source : Réalisé à partir des résultats sous Eviews 7.

Notes : *** significativité au seuil de 1% ; ** significativité au seuil de 5% ; * significativité au seuil de 10%.

Sur la base de ces résultats, les séries LCE, TDBPB, TPENS, LTCHGR, LLIQ et LCAP seront maintenues telles dans le modèle. Quant aux variables LPIBR et LTA, elles seront introduites dans le modèle en différence première.

4.2. Résultats des procédures de détermination des seuils endogènes de Hansen (1999)

La stationnarité des variables ayant été testée, les autres étapes de traitement des données - la détermination des seuils endogènes et des coefficients des variables explicatives, les tests sur la présence effective des seuils et la détermination des intervalles de confiance associés à chaque seuil - sont effectuées à l'aide des programmes élaborés par Hurlin (2012)²⁹ et exécutés sous le logiciel Matlab. Nous présentons donc les résultats obtenus à partir de ces programmes exécutés sous Matlab. La technique du bootstrap est effectuée avec 300 réplifications pour déterminer les statistiques des tests sur la non linéarité et les probabilités (P-value) associées. Les résultats sont consignés dans le tableau N°2 suivant.

Tableau n° 2 : Détermination des Seuils et Résultats des tests de validité

<u>MODELE AVEC UN SEUL ENDOGENE</u>	<u>MODELE AVEC DEUX SEUILS ENDOGENES</u>
Seuil = 0,1882	Seuil 1 = 0,0861 et Seuil 2 = 0,1879
$F_1 = 269,21$	$F_2 = 48,57$
Probabilité (P-value) issue du bootstrap = 0,000	Probabilité (P-value) issue du bootstrap = 1
IC = [0,1321 0,1918]	IC ₁ = [0,0819 0,1124] IC ₂ = [0,1434 0,1882]

Source : Résultats des estimations sous Matlab.

Ces résultats valident la présence d'un seuil endogène et rejettent l'existence de deux seuils endogènes. En effet, la statistique du test pour un seuil F_1 est très significative au seuil de 1% alors que la statistique du test pour deux seuils F_2 n'est pas du tout significative. Cela implique qu'il y a bien présence d'un seuil et que la relation entre l'offre de crédit des banques et l'instrument de politique monétaire (le taux directeur) est non linéaire. Le modèle avec un seuil endogène est validé tandis que celui avec deux seuils endogènes est non validé. Pour cette raison, nous limitons notre analyse au modèle avec un seuil endogène dans la suite. Le seuil endogène unique est 0,1882 (18,82%) et se situe dans l'intervalle de confiance IC = [0,1321 ; 0,1918] à un risque de première espèce de 5%.

4.3. Présentation et analyse des résultats des estimations du modèle avec un seuil endogène.

Le tableau N°3 présente les résultats des estimations du modèle avec un seuil endogène.

²⁹ Les programmes conçus sont exécutables sous Matlab qui implémente toutes les procédures de détermination de seuils endogènes développées par Hansen (1999). Ces programmes ont été élaborés dans le cadre de l'étude sur les effets de réseaux de la productivité des infrastructures dans les pays en développement (Hurlin et al., 2011). Les programmes sont mis à disposition par Hurlin (2012) sur le site www.runmycode.org.

Tableau n° 3 : Résultats des estimations du modèle avec un seuil endogène

Variable expliquée : LCE		
Variables explicatives	1^{er} régime : $TBDPB_{it} \leq 0,1882$	2^e régime : $TBDPB_{it} > 0,1882$
	Coefficients	Coefficients
D(LPIBR)	0,6729*** (4,1414)	-2,8674 (-1,1965)
LTCHGR	-2,2511*** (-3,7245)	12,2724 (1,4198)
D(LTA)	0,2365 (0,7531)	-1,3456 (-0,6597)
LLIQ	0,1962*** (3,8347)	0,0581 (0,1323)
LCAP	0,2824*** (4,2752)	0,7967 (0,6487)
TPENS	-12,7606*** (-3,1591)	-6,7834 (-0,1847)
TBDPB	0,6103 (0,6680)	-11,6745*** (-5,3671)

Source : Résultats des estimations sous Matlab.

Notes : Les valeurs entre parenthèses sont les statistiques de Student (t-statistics).

*** indique la significativité au seuil de 1%.

Il ressort des résultats du tableau N°3 que l'efficacité de la politique monétaire par le canal du crédit bancaire dépend du niveau de risque de crédit atteint par les banques. Pour des valeurs du risque de crédit bancaire (taux brut de dégradation de portefeuille des banques) inférieures ou égales au seuil 18,82% (1^{er} régime), on a une relation décroissante entre le taux de prise en pension et l'offre de crédit. Le coefficient associé au taux directeur (taux de prise en pension) est négatif et significatif au seuil de 1%. Plus précisément, ces résultats signifient que, pour le taux brut de dégradation de portefeuille des banques inférieur ou égal à 18,82%, une diminution du taux de prise en pension d'un point se traduit par une augmentation de l'offre de crédit de 12,7606.

Par contre, pour des valeurs du risque de crédit bancaire strictement supérieures à 18,82% (2^e régime), le coefficient associé au taux directeur est non significatif, même pas au seuil de 10%. Pour le taux brut de dégradation de portefeuille des banques strictement supérieur à 18,82%, l'offre de crédit reste insensible à une diminution d'un point du taux de prise en pension. La politique monétaire par le canal du crédit bancaire n'est donc efficace que lorsque le degré de risque de crédit atteint par les banques est en dessous du seuil de 18,82%. Dans le cas contraire où le degré de risque de crédit atteint par les banques serait au-dessus du seuil de 18,82%, la politique monétaire par le canal du crédit bancaire perd son efficacité. Cela confirme l'assertion de Abdou (2002) qui affirmait ceci « lorsque la dégradation du portefeuille des banques atteint un certain seuil, la transmission des signaux monétaires par le canal du crédit bancaire pourrait s'avérer inefficace ». Comme le souligne aussi Minsky (1977), une augmentation des débiteurs pour qui il devient difficile, voire impossible de remplir leurs engagements financiers incitera les banques à accroître leur scepticisme vis-à-vis des nouvelles demandes de prêts et à diminuer l'offre de financement bancaire. La grande implication de ces résultats est que pour être efficace, toute mesure de politique monétaire

visant à accroître l'offre de crédit dans la zone UEMOA devra désormais prendre en compte le niveau de risque de crédit atteint par les banques.

Par ailleurs, tout comme le taux directeur, les coefficients des variables de contrôle dans les deux régimes attirent aussi l'attention. En effet, les coefficients des variables du Produit Intérieur Brut réel, du taux de change réel, de la liquidité et de la capitalisation sont tous significatifs au seuil de 1% dans le premier régime mais ne le sont pas dans le 2^e régime, même pas au seuil de 10%. Dans le 1^{er} régime, on a une relation positive entre le PIB réel et l'offre de crédit. Une augmentation du PIB réel de 1% entraîne une augmentation de l'offre de crédit de 0,67%. La relation entre le taux de change réel et l'offre de crédit est négative. Une appréciation du taux de change réel de 1% engendre une baisse de l'offre de crédit de 2,25%. On a une relation croissante entre l'offre de crédit et la liquidité, de même qu'avec la capitalisation. Une augmentation de la liquidité de 1% se traduit par une hausse de l'offre de crédit de 0,19% et une augmentation de la capitalisation bancaire de 1% se traduit par une augmentation de l'offre de crédit de 0,28%. En outre, le coefficient de la variable taille n'est significatif dans aucun des deux régimes. Cependant, une remarque surprenante est qu'au moment où toutes les autres variables explicatives du modèle sont non significatives dans le second régime, le taux brut de dégradation de portefeuille est significatif alors même que cette variable est non significative dans le premier régime. Ainsi, pour tout niveau d'exposition au risque de crédit inférieur ou égal à 18,82%, les banques sont sensibles à une modification du Produit Intérieur Brut réel, du taux de change réel, de la liquidité et de la capitalisation et non au changement du taux brut de dégradation de portefeuille. En revanche, pour tout niveau de risque de crédit au-dessus de 18,82%, les banques réagissent seulement à une modification du taux brut de dégradation de portefeuille. Dans le second régime, on a une relation décroissante entre le taux brut de dégradation de portefeuille et l'offre de crédit des banques. Une baisse du taux brut de dégradation de portefeuille d'un point se traduit par une hausse de l'offre de crédit de 11,6745.

De manière générale, ces résultats indiquent que les facteurs explicatifs de l'offre de crédit des banques sont fortement conditionnés par le degré de risque de crédit atteint par les banques. Si le risque de crédit est en dessous du seuil de 18,82%, les banques sont toujours sensibles aux changements de ces facteurs. Au-delà du seuil indiqué (18,82%), les banques deviennent carrément insensibles aux modifications de ces facteurs. Au-dessus de 18,82%, la seule condition pour que l'offre de crédit augmente est que le risque de crédit bancaire lui-même diminue, autrement dit, il faut qu'il y ait une amélioration de la qualité de portefeuille des banques. Ces résultats montrent que les banques de la zone ne sont pas « myopes au désastre ». Elles observent bien leurs expositions au risque et évitent de tomber dans des situations qui leurs seront préjudiciables. Les banques contrôlent avec soins les conditions dans lesquelles elles exercent leurs activités. Sur cette base, elles parviennent à détecter les phases d'activités au cours desquelles leur niveau d'exposition au risque n'est pas à priori nuisible à leurs opérations d'octroi de crédits et les phases d'activités au cours desquelles leur exposition au risque est nuisible à leur opération d'octroi de crédits.

V - CONCLUSION ET IMPLICATIONS DE POLITIQUES PRUDENTIELLES

L'objectif de cette étude a été d'analyser l'influence du risque de crédit bancaire sur la conduite de la politique monétaire dans l'UEMOA via le canal du crédit bancaire. En exploitant la procédure de détermination des seuils endogènes de Hansen (1999) sur données de panel dans l'UEMOA, nous avons montré qu'il existe un seuil d'exposition au risque de crédit de 18,82% pour lequel les banques de l'UEMOA sont insensibles en terme d'offre de crédit à une politique monétaire expansionniste de baisse du taux directeur par la BCEAO. Au-delà de ce seuil de 18,82%, les banques peuvent tomber dans une situation qui leurs serait préjudiciable dans l'exercice de leurs activités de prêt. Nos résultats montrent que les banques de la zone ne sont pas « myopes au désastre ». Elles observent bien leurs expositions au risque et évitent de tomber dans des situations qui leurs seront préjudiciables. Etant donc prudentes, elles refusent d'accorder les crédits une fois qu'elles franchissent ce seuil de risque. La grande implication de ces résultats est que pour être efficace, toute mesure de politique monétaire visant à accroître l'offre de crédit dans la zone UEMOA devra désormais prendre en compte le niveau de risque de crédit atteint par les banques.

Pour assurer l'efficacité de la politique monétaire par le canal du crédit bancaire dans l'UEMOA, toutes mesures prudentielles nécessaires pour contenir les expositions des banques au risque à un niveau inférieur au seuil de risque indiqué (18,82%) sont vivement recommandées. Les autorités monétaires devront renforcer davantage la surveillance prudentielle au sein de la zone. Pour cela, le comité de stabilité financière mis en place en 2010 dans la zone devra être très actif dans ses actions dont la finalité est d'assurer une veille en ce qui concerne les risques financiers et de contribuer à renforcer la résilience du secteur financier aux chocs internes et externes. Les autorités gouvernementales de la zone, en synergie avec la BCEAO, devront veiller en permanence au maintien d'un cadre macroéconomique sain dans la zone UEMOA. L'environnement macroéconomique constitue aussi une source d'influence du risque de crédit bancaire. En effet, une dégradation de l'environnement macroéconomique influence négativement la rentabilité des projets des emprunteurs, ce qui par ricochet réduit les possibilités de remboursement des crédits octroyés à ces derniers.

Du côté des banques, elles doivent être incitées à minimiser davantage l'asymétrie d'information entre les emprunteurs et elles. Les banques doivent pour cela, renforcer les procédures de filtrage (screening) des projets et de surveillance (monitoring) des emprunteurs. Le filtrage permet ainsi d'éviter le problème de sélection adverse. La surveillance permet d'éviter donc le problème de l'aléa moral. Les banques devront toujours diversifier les portefeuilles de prêts. Au niveau de la banque, plus le crédit est concentré sur un secteur (et donc non diversifié entre les secteurs), plus la banque est exposée aux risques. Cela se comprend aisément à travers le principe qui dit : « éviter de mettre tous les œufs dans un même panier ». Toutefois, les études empiriques sur l'identification des déterminants du risque de crédit bancaire dans la zone UEMOA s'avèrent indispensables. Ces études permettront de déceler les facteurs à l'origine de la dégradation de portefeuilles de prêts des banques. Une fois ces facteurs identifiés, les autorités monétaires s'attelleront à prendre les mesures prudentielles appropriées afin de contrôler ces facteurs.

BIBLIOGRAPHIE

- Abdou R. (2002), "Les déterminants de la dégradation du portefeuille des banques : une approche économétrique et factorielle appliquée au système bancaire nigérien", BCEAO, *Notes d'Information et de Statistiques (NIS)*, N° 528, Août/Septembre.
- Altunbas Y., Gambacorta L., et Marques-Ibanez D. (2009), "Bank Risk and Monetary Policy", European Central Bank, *Working Papers*, N° 1075.
- Altunbas Y., Gambacorta L. et Marques-Ibanez D. (2014), "Does monetary policy affect bank risk-taking ? " *International Journal of Central Bank*, Vol.10[1], pp. 95-135, March.
- Altunbas Y., Gambacorta L., et Marques-Ibanez D. (2012), "Do Bank characteristics influence the effect of monetary policy on bank risk", European Central Bank, *Working Papers* 1427.
- Angeloni I., Faia E., et Duca L. M. (2011), "Monetary Policy and Risk Taking", *Bruegel Working Paper*.
- Ary Tanimoune N. (2011), "Description et analyse de l'action des banques centrales dans le cadre de la crise financière internationale de 2007 : quels enseignements pour la Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest ?", document de travail, N°DT/11/01, Mars, étude soumise à la Direction de la Recherche et de la Statistique de la BCEAO.
- Ary Tanimoune N., Combes J-L. et Plane P. (2008), "Les effets non linéaires de la politique budgétaire : le cas de l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine", *Économie et Prévision*, Vol.186 (5), pp. 145-162.
- Athanasoglou P. P. (2011), "Bank capital and risk in the South Eastern european region", Bank of Greece.
- Banque de France (2009), "La politique et les agrégats monétaires dans les zones d'émission africaines : Evolution du financement des économies de l'UEMOA depuis 2000", Rapport annuel de la zone franc.
- Banque Mondiale (1989), "Systèmes financiers et développement économique", Rapport sur le développement dans le monde, Washington D.C.
- BCEAO (2006), "Revue de la stabilité financière dans l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine", N° 1, Avril.
- BCEAO (2012), "Annuaire statistique 2012".
- BCEAO (2011), "Annuaire statistique 2011".
- BCEAO (2010), "Rapport annuel 2010".
- Bernanke B. S. et Gertler M., (1995), "Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, N° 4, pp. 27-48.
- Bernanke B. S. et Gertler M. (1989), "Agency costs, Net Worth and business fluctuations", *American Economic Review*, 79 (1), pp. 14-31.
- Borio C. et Zhu H. (2008), "Capital Regulation, Risk-Taking and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism ?" *BIS Working Paper*, N° 268.
- Boudriga A., Taktak B. N. et Jellouli S. (2010), "Bank specific, business and institutional environment determinants of banks nonperforming loans: evidence from MENA countries", *Economic Research Forum, Working paper series*, N° 547.
- Buch, C. M., Eickmeir S. et Prieto E. (2011), "In search for yield ? New Survey-based evidence on bank risk taking", *CESifo Working Paper* N° 3375, Category 7.

- Caprio G., Klingebiel D. (1996), "Bank Insolvencies; Cross-country Experience", World Bank Policy and Research, *Working Paper* N° 1574.
- Čihák M. (2005), "Stress Testing of Banking Systems," *Czech Journal of Economics and Finance*, Vol. 55, N° 9-10.
- Combey A. et Nubukpo K. (2010), "Effets Non Linéaires de l'Inflation sur la Croissance dans l'UEMOA", *MPRA paper*, N° 23542, Juillet.
- Commission bancaire (2010), "rapport annuel 2010", UMOA.
- Delis M. D. et Kouretas G. (2010), "Interest rates and bank risk-taking", *MPRA paper*, N° 20132, January.
- Delis M. D., Hasan I. et Mylonidis N. (2011), "The risk-taking channel of monetary policy in the USA: Evidence from micro-level data", *MPRA paper*, N° 34084, October.
- Dell'Ariccia G., Laeven L. et Marquez R. (2010), "Monetary policy, leverage, and bank risk taking", *IMF Working Paper* N° 10/276.
- De Nicolò G., Dell'Ariccia G., Luc L. et Valencia F. (2010), "Monetary Policy and Bank Risk-Taking", *International Monetary Fund Staff Position Note*, N° 09.
- Diamond D. et Dybvig P. (1983), "Bank runs, deposit insurance and liquidity", *Journal of political Economy*, 91, pp. 401-19.
- Dolignon C. et Roger F. (2010), "Transmission d'un choc financier à la sphère réelle : le rôle de l'accélérateur financier", Amundi Asset Management, *Working paper* 4.
- Drumetz F. et Pfister C. (2010), "Politique monétaire", Ouvertures économiques, De Boeck
- Eboué C. (2007), "Les coûts réels des crises bancaires en Afrique : quels enseignements pour l'UMOA ?", BCEAO, *Revue Economique et Monétaire (REM)*, N°1, Juin, pp. 39-76.
- Ehrmann M., Gambacorta L., Martinez Pagés J., Sevestre P. et Worms A. (2003), "The Effects of Monetary Policy in the Euro Area", *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 19, N° 1, pp. 58-72.
- Farinha, L. et Marques, C.R. (2001), "The Bank Lending Channel of Monetary Policy: Identification and Estimation using Portuguese Micro Bank Data", European Central Bank, *Working paper*, N° 102.
- Fisher I. (1933), "The debt deflation theory of great depressions", *Econometrica*, 1(4), pp. 337-357.
- Friedman M. et Schwartz A. J. (1963), "A monetary history of the US 1867-1960", *NBER*, New York.
- Fofack H. (2005), "Nonperforming Loans in Sub-Saharan Africa : Causal Analysis and Macroeconomic Implications", *World Bank Policy Research Working Paper* N° 3769 (Washington).
- Gaggl P. et Valderrama M.T. (2010), "Does a Low Interest Rate Environment Affect Risk Taking in Austria ?", *Monetary policy and the Economy* Q4/ 10.
- Gambacorta L. et Mistrulli P.E. (2004), "Does Bank Capital Affect Lending Behavior ?", *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 13, N° 4, pp. 436-457.
- Gambacorta (2009), "Monetary policy and the risk-taking channel", *BIS Quarterly Review*, December, pp. 43-53.
- Gameiro I. M., Soares C. et Sousa J. (2011), "Monetary policy and financial stability : an open debate" Banco de Portugal, Economic bulletin.

- Geršl A., Jakubík P., Kowalczyk D., Ongena S. et Peydró Alcalde J. L. (2012), "Monetary Conditions and Banks' Behaviour in the Czech Republic", Czech National Bank, *Working paper series 2*.
- Greenidge K. et Grosvenor T. (2009), "Forecasting non-performing loans in Barbados", Central Bank of Barbados, Research Department, Presented at the Annual Review Seminar, July 27-30.
- Hansen B. E. (1996), "Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis", *Econometrica* 64, 413-430.
- Hansen B. E. (1999), "Threshold Effects in Non-Dynamic Panels : Estimation, Testing, and Inference", *Journal of Econometrics*, vol. 93, pp. 345-368.
- Hu, J.L., Li, Y. et Chiu Y. H. (2004), "Ownership and Nonperforming Loans : Evidence from Taiwan's Banks". *The Developing Economies*. Vol. 42, N. 3, pp. 405-420.
- Hurlin C., Candelon B. and Colletaz G. (2011), "Network Effects and Infrastructure Productivity in Developing Countries", Maastricht University.
- Hurlin C. (2012), "Network Effects and Infrastructure Productivity in Developing Countries". RunMyCode Companion Website www.runmycode.org/CompanionSite/Site65.
- Im K. S., Pesaran M. H. et Shin Y. (2003), "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels", *Journal of Econometrics*, 115(1) : pp. 53-74.
- Ioannidou V.P., S. Ongena S. et Peydró J. L. (2009), "Monetary policy, risk-taking and pricing: Evidence from a quasi-natural experiment", *Center Discussion Paper* N° 2009-31S.
- Jacome L. (2008), "Central Bank Involvement in Banking Crises in Latin America," *IMF Working Paper* 08/135.
- Jiménez G., Ongena S., Peydró J. L. et Saurina J. (2008), "Hazardous times for monetary policy: what do twenty-three million bank loans say about the effects of monetary policy on credit risk?" *CEPR Discussion Paper* N° 651.
- Jokipii, T. et Milne, A. (2010), "Bank capital buffer and risk adjustment decisions", *Journal of Financial Stability*.
- Kamgna S. Y. ; Tinang N. J. et Tsombou K. C. (2009), "Proposition d'indicateurs de surveillance Macro-prudentielle du système bancaire en zone CEMAC" ; BEAC, travail de recherche.
- Kane E. J. et Rice T. (2000), "Bank run and banking policies : lessons for african policymakers ", *NBER*, working paper n° 8003, Cambridge, November.
- Kashyap A.K. et Stein J.C. (2000), "What Do a Million Observations on Banks Say About the Transmission of Monetary Policy", *The American Economic Review*, Vol. 90, N° 3, pp. 407-428.
- Kindleberger C. P. (1978), "Manias, Panics and Crashes, A History of Financial Crises", Basic Books, New York.
- Kishan R.P. et Opiela T.P. (2000), "Bank Size, Bank Capital and the Bank Lending Channel", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 32, N° 1, pp. 121-41.
- Laeven L., Valencia F. (2008), "Systemic Banking Crises : A New Database", *IMF Working Paper*.
- Lawrence, E. C., (1995), "Consumer default and the life cycle model" *Journal of Money Credit and Banking*, 27, pp. 939-954
- Levin A., Lin C-F. et Chu C-S. J. (2002), "Unit Root Tests in Panel Data : Asymptotic and Finite Sample Properties," *Journal of Econometrics*, 108(1) : pp. 1-24.

- Lopez M., Tenjo F. et Zarate H. (2012), "The Risk-Taking Channel in Colombia Revisited", *Borradores de Economia*, N° 690.
- Loupas, C., Savignac, F. et Sevestre, P. (2001) "Monetary Policy and Bank Lending in France" *ECB Working Paper* N° 101. European Central Bank, Germany.
- Melecky M. et Buncic D. (2012), "Macroprudential stress testing of credit risk : a practical approach for policy makers" World Bank, *Policy research working paper*, N° 5936.
- Minsky H. P. (1977), "A Theory of Systemic Fragility", Financial Crises, Altman E I and Sametz A W (ed), Wiley, New York.
- Mishkin F. S. (2010), "*Monnaie, banque et marché financiers*", Nouveaux Horizons, 9^e édition.
- Nkusu M. (2011), "Nonperforming Loans and Macrofinancial Vulnerabilities in Advanced Economies". *IMF Working Paper* N° 11/161.
- Ouédraogo S. (2011) "Canal du prêt bancaire dans l'UEMOA : Evaluation sur des données de firmes bancaires" Colloque, Dynamiques de croissance au sein de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA).
- Paligorova T. et Santos J. A. C. (2012), "When Is It Less Costly for Risky Firms to Borrow ? Evidence from the Bank Risk-Taking Channel of Monetary Policy", Bank of Canada, *Working Paper* 2012-10.
- Powo Fosso B. (2000), "Les déterminants des faillites bancaires dans les pays en développement : le cas des pays de l'UEMOA", CRDE, Université de Montréal.
- Rajan R. (2005), "Has financial development made the world riskier ?", *NBER Working Paper Series* N° 11728.
- Rosengren S. E. (2011), "Defining Financial Stability, and Some Policy Implications of Applying the Definition", Keynote Remarks at the Stanford Finance Forum Graduate School of Business Stanford University, June 3.

Tableau A-1 : Description des variables

Variables	Significations	Sources
Crédits à l'Economie (CE)	Crédits à court terme (dont crédits de campagne) + crédit à Moyen terme + crédits à long terme + crédits en souffrances (impayés et immobilisés puis douteux et litigieux)	Annuaire statistiques (2011 et 2012) en ligne sur le site de la BCEAO. Les mêmes informations figurent dans la base de données en ligne sur le site de la BCEAO, pour les séries allant de 1995 à 2011.
Taille (TA)	Logarithme du total des actifs bancaires	
Liquidité (LIQ)	Réserves = Encaisse (billets et monnaies) + Dépôts à la BCEAO	
Capitalisation (CAP)	Fonds propres = Provisions+Fonds Affectés + Réserves + capital et dotations - Capital non versé	Calculé à partir des données issues des Annuaire statistiques (2011 et 2012) en ligne sur le site de la BCEAO
Taux Brut de Dégradation de Portefeuille des Banques (TBDPB)	Rapport entre les crédits en souffrance bruts et le total des crédits bruts.	
Taux de prise en Pension (TPENS)	Taux directeur de la BCEAO	
PIB réel (PIBR)	PIB à prix constant	Base World Development Indicator (WDI, 2012) de la banque mondiale pour les séries allant de 1995 à 2010. Les séries de 2011 et 2012 ont été calculé en utilisant le taux de croissance de 2011 et 2012 issus de l'annuaire statistique de 2012 sur le site de la BCEAO
Taux de change réel (TCHGR)	Produit du taux de change nominal coté à l'incertain multiplié par le rapport de l'indice de Prix à la Consommation (IPC) de la France et de l'indice de prix à la consommation du pays	Les séries de 1995 à 2010 ont été calculé à partir des IPC obtenus dans la base World Development Indicator (WDI, 2012) de la banque mondiale. Les séries de 2011 et 2012 ont été calculé à partir des IPC obtenus en exploitant les taux d'inflation de 2011 et 2012. Les taux d'inflation de 2011 et 2012 proviennent des données en ligne sur les sites de la BCEAO et de la BCE pour les pays de l'UEMOA et la France respectivement.

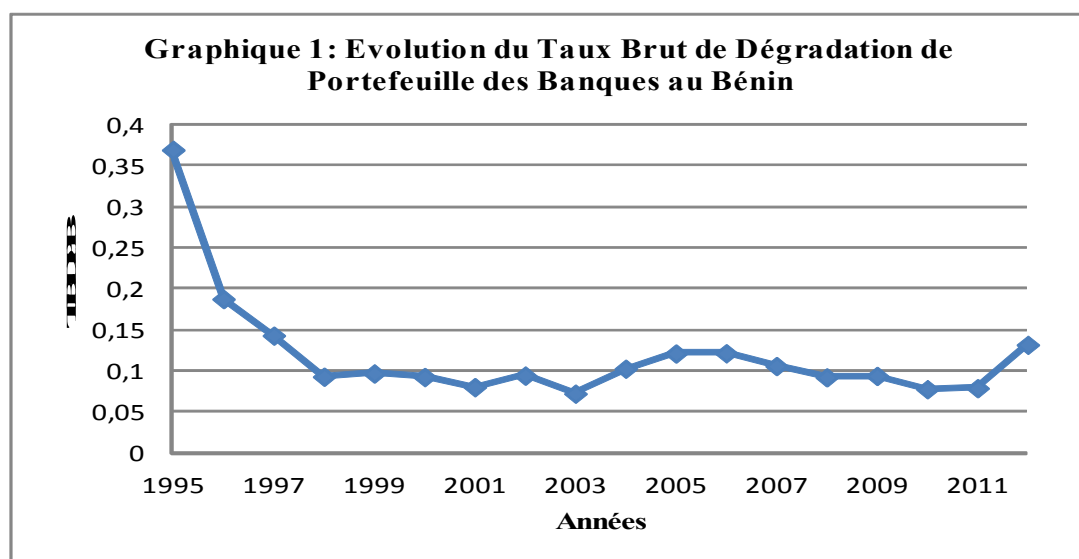
Source : Réalisé par les auteurs

Tableau A-2 : Statistiques Descriptives des variables

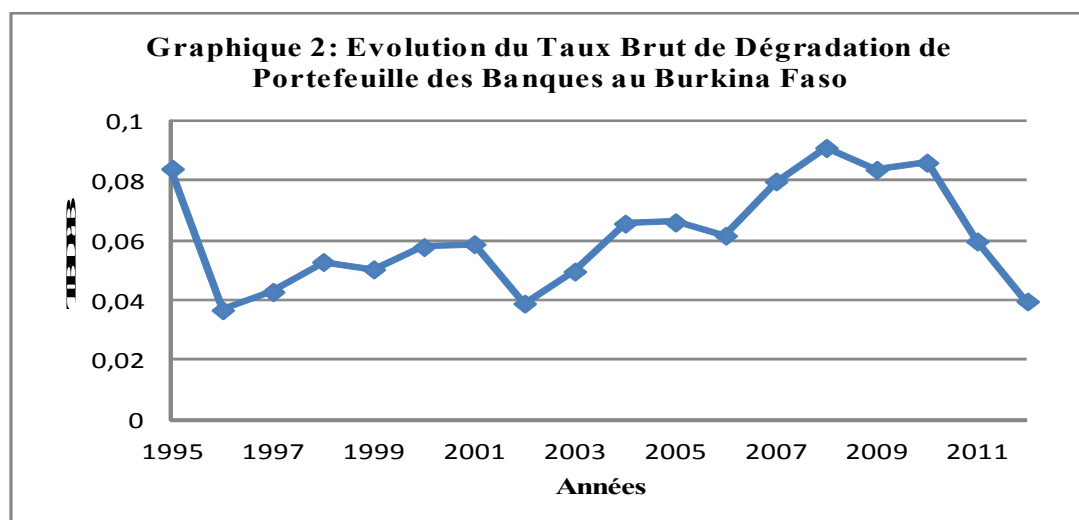
Variables	Observations	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
LCE	126	26,59018	1,402192	15,46417	28,46294
TBDPB	126	0,105635	0,062740	0,036768	0,499153
TPENS	18	0,049583	0,008293	0,040000	0,065000
LTA	126	27,40567	0,905380	25,41159	29,23124
LLIQ	126	24,87582	1,066424	22,50467	27,21449
LCAP	126	25,05190	0,883897	22,53695	26,98427
LPIBR	126	28,73120	0,652404	27,73485	30,08740
LTCHGR	126	6,487606	0,057979	6,366485	6,653069

Source : Réalisé par les auteurs.

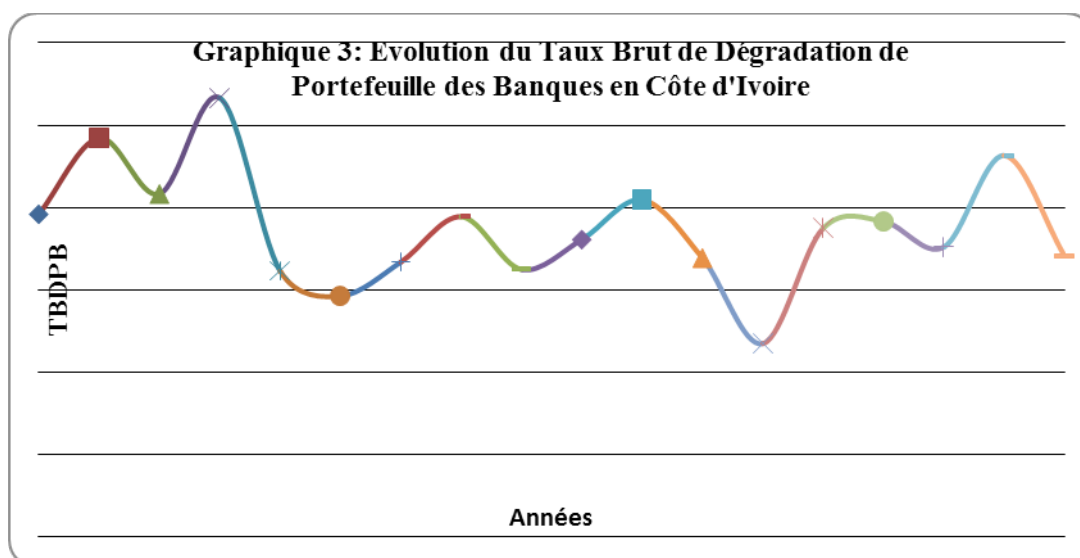
Graphiques sur l'évolution du Taux Brut de Dégradation de Portefeuille des Banques



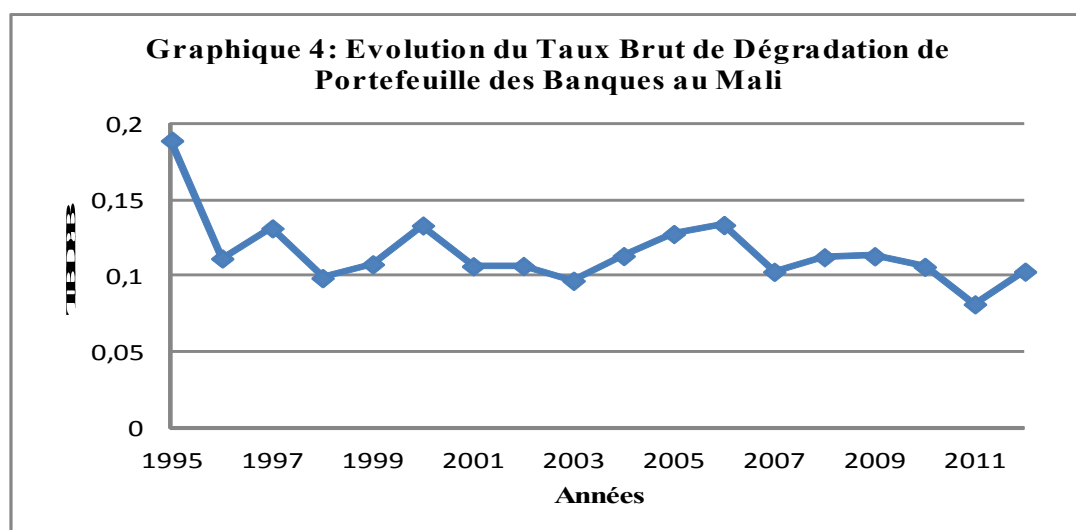
Source : Réalisé par les auteurs à partir des données des annuaires statistiques 2011 et 2012



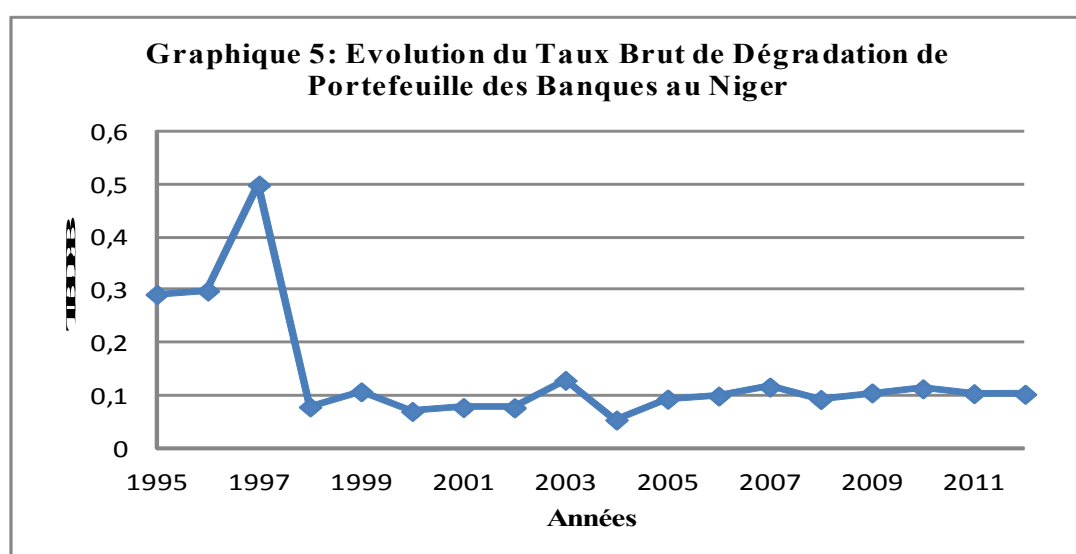
Source : Réalisé par les auteurs à partir des données des annuaires statistiques 2011 et 2012



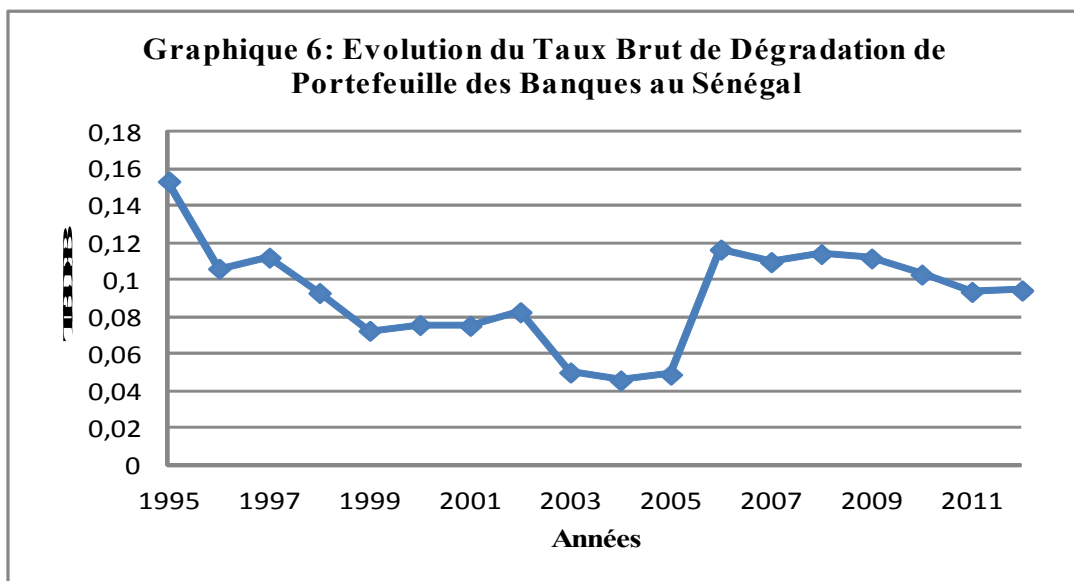
Source : Réalisé par les auteurs à partir des données des annuaires statistiques 2011 et 2012



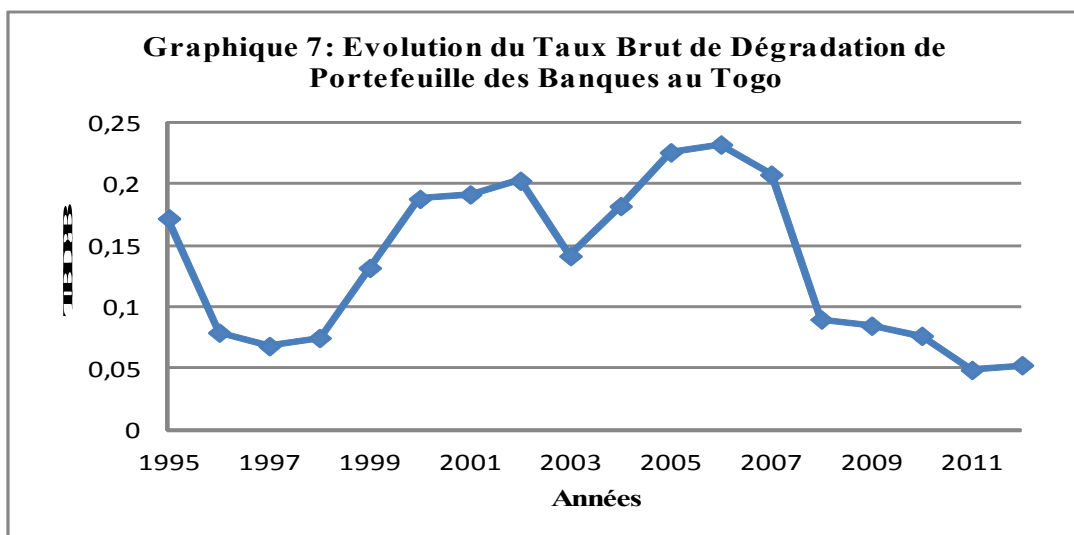
Source : Réalisé par les auteurs à partir des données des annuaires statistiques 2011 et 2012



Source : Réalisé par les auteurs à partir des données des annuaires statistiques 2011 et 2012



Source : Réalisé par les auteurs à partir des données des annuaires statistiques 2011 et 2012



Source : Réalisé par les auteurs à partir des données des annuaires statistiques 2011 et 2012

NOTE AUX AUTEURS

PUBLICATION DES ETUDES ET TRAVAUX DE RECHERCHE DANS LA REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE DE LA BCEAO

La Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest publie semestriellement, dans la Revue Economique et Monétaire (REM), des études et travaux de recherche.

I - MODALITES

1 - L'article à publier doit porter sur un sujet d'ordre économique, financier ou monétaire et présenter un intérêt scientifique avéré, pour la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) en général ou les Etats membres de l'Union Monétaire Ouest Africaine (UMOA) en particulier. Bien que son ambition soit de vulgariser les travaux scientifiques produits au sein de l'UEMOA et/ou portant sur l'UEMOA dans les domaines économique, monétaire ou financier, la REM reste ouverte à la réflexion émanant des chercheurs extérieurs et/ou développée par les spécialistes des autres disciplines des sciences sociales.

2 - Les articles publiés dans un même numéro de la Revue peuvent porter sur des questions différentes. Toutefois, en fonction de l'actualité et/ou de l'acuité de certains sujets, des numéros thématiques et des numéros spéciaux peuvent être publiés. Les numéros thématiques sont destinés à faire le point sur une problématique particulière, dont ils font ressortir toute la richesse et la complexité. Les numéros spéciaux sont, quant à eux, réservés à la publication de dossiers spécifiques qui, sans être thématiques, présentent néanmoins des points de convergence sur certains aspects. Des Actes de colloques ou de séminaires, des rapports de recherche ou des travaux d'équipe peuvent alimenter ces numéros spéciaux.

3 - La problématique doit y être clairement présentée et la revue de la littérature suffisamment documentée. Il devrait apporter un éclairage nouveau, une valeur ajoutée indéniable en infirmant ou confirmant les idées dominantes sur le thème traité.

4 - L'article doit reposer sur une approche scientifique et méthodologique rigoureuse, cohérente, et pertinente, et des informations fiables.

5 - Il doit être original ou apporter des solutions originales à des questions déjà traitées.

6 - Il ne doit avoir fait l'objet ni d'une publication antérieure ou en cours, ni de proposition simultanée de publication dans une autre revue.

7 - Il est publié après avoir été examiné et jugé conforme à la ligne éditoriale de la Revue par le Comité Editorial, puis avec une valeur scientifique qui lui est reconnue par le Comité Scientifique et avis favorable de son Président, sous la responsabilité exclusive de l'auteur.

8 - Les articles peuvent être rédigés en français ou en anglais, et doivent comporter deux résumés en français et en anglais.

9 - Le projet d'article doit être transmis à la Direction de la Recherche et de la Statistique selon les modalités ci-après :

- en un exemplaire sur support papier par courrier postal à l'adresse :

*Direction des Etudes et de la Recherche
BCEAO Siège
Avenue Abdoulaye FADIGA
BP 3108 Dakar, Sénégal.*

- en un exemplaire par courrier électronique, en utilisant les logiciels Word pour les textes et Excel pour les tableaux, ou autres logiciels compatibles, à l'adresse : rem@bceao.int et courrier.zder@bceao.int

Si l'article est retenu, la version finale devra être transmise suivant les mêmes modalités.

II - PRESENTATION DE L'ARTICLE

1 - Le volume de l'article imprimé en recto uniquement ne doit pas dépasser une trentaine de pages, annexes non compris (caractères normaux, police arial, taille 10,5 et interligne 1,5 ligne). En début d'article, doivent figurer les mots clés, ainsi que les références à la classification du Journal of Economic Literature (JEL).

2 - Les informations ci-après devront être clairement mentionnées sur la page de garde :

- le titre de l'étude ;
- la date de l'étude ;
- les références de l'auteur :
 - * son nom ;
 - * son titre universitaire le plus élevé ;
 - * son appartenance institutionnelle ;
 - * ses fonctions ;
- un résumé en français (500 mots maximum) ;
- un résumé en anglais de l'article (500 mots maximum).

3 - Les références bibliographiques figureront :

- dans le texte, en indiquant uniquement le nom de l'auteur et la date de publication ;
- à la fin de l'article, en donnant les références complètes, classées par ordre alphabétique des auteurs, suivant la classification de Harvard (nom de l'auteur, titre de l'article ou de l'ouvrage, titre de la revue, nom de l'éditeur, lieu d'édition, date de publication et nombre de pages).



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

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