

REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE

N° 5 - JUIN 2009



**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  
Télex : BCEAO 21833 SG /  
21815 SG / 21530 SG / 21597 SG  
Site internet : <http://www.bceao.int>

Directeur de Publication  
Sogué DIARISSO  
Directeur de la Recherche  
et de la Statistique

Email : [courier.drs@bceao.int](mailto:courier.drs@bceao.int)

Impression :  
Imprimerie de la BCEAO  
BP : 3108 - DAKAR

**REVUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE**

---

N° 5 - Juin 2009



**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 DU COMITE DE VALIDATION DES ETUDES ET RECHERCHES A PUBLIER DANS LES NOTES D'INFORMATION ET STATISTIQUES**

Le Comité de Validation des Etudes et Recherches à publier dans les Notes d'Information et Statistiques (CERNIS) a été créé au Siège de la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO), par décision du Gouvernement de la Banque au cours de sa session du 28 juin 1996. Le CERNIS est chargé de veiller à la qualité des travaux de recherche à publier dans les Notes d'Information et Statistiques (NIS).

Le CERNIS est composé comme suit :

- Monsieur Kodzo Mawuéna DOSSA, Directeur du Département des Etudes Economiques et de la Monnaie ;
- Monsieur Kossi TENOU, Directeur de la Recherche et de la Statistique ;
- Monsieur Ismaïla DEM, Directeur des Etudes et des Relations Internationales ;
- Monsieur Alioune Blondin BEYE, Directeur du Centre Ouest Africain de Formation et d'Etudes Bancaires ;
- Monsieur Mady KOANDA, Directeur du Centre Africain d'Etudes Supérieures en Gestion (CESAG) ;
- Un universitaire désigné intuitu personae.

Depuis plusieurs années, les Directeurs du Crédit et des Systèmes Financiers Décentralisés sont invités à participer aux réunions du CERNIS. Ainsi, bien que ces Directions ne soient pas citées dans la décision relative au CERNIS, elles en sont de facto membres. Il convient par conséquent de rajouter à la liste ci-dessus :

- Monsieur Konzo TRAORE, Directeur des Etablissements de Crédit et de Microfinance.

Le CERNIS est présidé par le Directeur du Département des Etudes Economiques et de la Monnaie. Son Secrétariat est assuré par le Chef du Service de la Recherche, à la Direction de la Recherche et de la Statistique.

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



**SOMMAIRE**

AVANT-PROPOS .....	7
PERFORMANCES BANCAIRES DANS L'UNION ECONOMIQUE ET MONETAIRE OUEST AFRICAINNE : LES EFFETS « TAILLE » ET « STRUCTURE ACTIONNARIALE » SONT-ILS PERTINENTS ? .....	9
HETEROGENEITE DES CHOCS ET VIABILITE DES UNIONS MONETAIRES EN AFRIQUE DE L'OUEST .....	38
REGIMES DE CHANGE ET BIEN-ETRE : UNE APPROCHE PAR UN MODELE DSGE .....	64
LISTE DES DOCUMENTS D'ETUDES ET DE RECHERCHE PUBLIES .....	89
NOTE AUX AUTEURS .....	94



## 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, 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 tous les travaux de recherche qui s'intéressent aux économies en développement en général et à celles de l'Union en particulier.

Le présent numéro, composé de trois articles, est spécialement consacré à la première édition du Prix Abdoulaye FADIGA pour la promotion de la recherche économique. En effet, l'institution de ce Prix a pour principal objet de 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 de l'Union. Cette initiative de la Banque Centrale vise également la prise en charge, par les milieux scientifiques nationaux et internationaux, des questions relatives à une meilleure connaissance des économies des pays de l'UEMOA. A cet égard, la REM constitue un support de diffusion privilégié pour la publication des meilleurs articles soumis dans le cadre du Prix.

C'est donc tout naturellement que figure en première place de ce numéro spécial de la REM, l'article intitulé : « Performances bancaires dans l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine : les effets "taille" et "structure actionnariale" sont-ils pertinents ? », qui a valu à son auteur, Monsieur Nasser Ary Tanimoune d'être le premier lauréat du Prix Abdoulaye FADIGA. L'article analyse la pertinence des effets « taille » et « structure actionnariale » dans l'explication de la performance des banques au sein de l'UEMOA.

Le deuxième article proposé est intitulé : « Hétérogénéité des Chocs et Viabilité des Unions Monétaires en Afrique de l'Ouest ». Cet article s'inscrit dans le courant de la littérature qui met en évidence les politiques économiques, ainsi que les mutations structurelles susceptibles de garantir des avantages nets de l'intégration monétaire, dans une perspective dynamique. L'analyse, appliquée au contexte de l'Afrique de l'Ouest, met l'accent sur les conditions de réussite des processus d'intégration monétaire en cours dans cet espace régional.

Enfin, le troisième article s'intitule : « Régimes de change et bien-être : une approche par un modèle DSGE ». Il a pour objet d'estimer les réactions de l'économie sénégalaise suivant différentes hypothèses relatives au régime de change. L'étude repose sur une adaptation du modèle dynamique d'équilibre général stochastique, étalonné aux caractéristiques de l'économie du Sénégal.

Au total, les trois articles susmentionnés s'intéressent, selon des approches différentes, à la dynamique d'intégration économique, monétaire et financière des pays de l'UEMOA, à ses implications et aux défis qu'elle pose, tant au plan structurel qu'institutionnel. La présente édition de la REM est, à cet égard, riche d'enseignements.

## PERFORMANCES BANCAIRES DANS L'UNION ECONOMIQUE ET MONETAIRE OUEST AFRICAINE : LES EFFETS « TAILLE » ET « STRUCTURE ACTIONNAIRIALE » SONT-ILS PERTINENTS ?

*Nasser Ary Tanimoune\**

### **Résumé**

Avec un système bancaire prépondérant dans le financement des économies nationales, l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) est ouverte, depuis le début des années 90, à la libéralisation et à la mondialisation financière. Cette étude s'interroge sur la performance technique en relation d'une part, avec la « taille » du bilan et d'autre part, la « structure actionnariale » du capital social des établissements de crédit de l'UEMOA. Pour ce faire, nous utilisons la méthode de l'enveloppement des données (Data Envelopment Analysis) et celle des frontières stochastiques (Stochastic Frontier Analysis) sur un échantillon dont la taille varie de 75 à 93 institutions, sur la période 2002-2005. En moyenne dans toute la zone, nos résultats montrent que les grandes banques et les banques étrangères semblent plus efficaces dans la distribution des crédits alors que les banques de taille moyenne et les banques domestiques, le seraient davantage dans la constitution de marges financières. A l'échelle des pays les résultats sont plus nuancés.

Classification JEL : G21, G32, O16

Mots clés : Banque, effet de taille, effet de structure, efficacité technique, UEMOA

### **Abstract**

Since the 1990s, West African Economic and Monetary Union (WAEMU) took a path towards liberalization and the globalization of financial systems. Given the prominence of the banking system in the financing of national economies, this study questioned the technical efficiency of banks related to their size and the shareholders' capital structure. We apply Data Envelopment Analysis and Stochastic Frontier Analysis on a sample varying from 75 to 93 over the period 2002-2005. Our results show that on average in WAMU, large banks and foreign owned banks seem more efficient in providing credit, while medium-size and domestic banks seem to be better performing with regards to constituting financial margins. Country level results are more nuanced.

JEL Classifications : G21, G32, O16

Keywords : Bank, technical efficiency, large bank, foreign ownership bank, WAEMU

\* *Ecole de Développement International et Mondialisation, Faculté des Sciences Sociales, Université d'Ottawa (Canada), 550 Cumberland Street, TBT338, Ottawa, ON, Canada, K1N 6N5. Adresse de correspondance : nasser.arytanimoune@uottawa.ca*

*Nous remercions les évaluateurs pour leurs commentaires et suggestions. L'auteur demeure seul responsable des erreurs et omissions éventuelles.*

## INTRODUCTION

L'architecture financière dans l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA<sup>1</sup>), semblable à celle de nombreux pays en voie de développement, est composée d'un marché financier régional relativement récent, des établissements financiers et d'un réseau d'institutions de microcrédits et d'épargne appelées structures de financement décentralisées. Le système bancaire en est le principal acteur de par le volume comparatif des ressources financières qui y sont intermédiées. En novembre 2007, un avis de la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'ouest (BCEAO) décidait de rehausser, graduellement à échéance 2010, le niveau minimal du capital social des banques opérant dans la zone Franc ouest-africaine. L'objectif principal annoncé des autorités monétaires est de favoriser la « promotion d'un système bancaire et financier sain et solide, susceptible de contribuer efficacement au financement du développement économique des Etats membres »<sup>2</sup>.

Dans un monde financier de plus en plus mondialisé, l'une des questions récurrentes est alors de savoir dans quelle mesure les caractéristiques des établissements de crédit peuvent faciliter, sinon améliorer leur rôle dans le financement des économies. Le système bancaire de l'UEMOA n'y échappe pas, d'autant plus que d'une part, il est totalement libéralisé depuis 1993, et d'autre part, les banques et établissements financiers évoluent dans un espace monétaire commun à des pays dont les structures économiques, en développement, demeurent en phase de convergence.

Cet article propose une analyse de la performance<sup>3</sup> technique des établissements de crédit dans l'UEMOA afin de dégager, s'il y a lieu, d'une part des effets « taille » du bilan et d'autre part, des effets « structure actionnariale » du capital.

L'article est organisé comme suit : d'abord on présente un survol de la littérature centrée sur ces deux effets. Ensuite, sont respectivement exposées, la méthodologie de l'analyse des performances, notamment la méthode de l'enveloppement des données (Data Enveloppement Analysis, DEA) et celle des frontières stochastiques (Stochastic Frontier Analysis, SFA) puis les variables d'intérêt et les modèles retenus. Enfin, les résultats sont présentés et discutés.

1 : L'UEMOA est composée de huit pays. Ils ont en commun, entre-autres, la politique monétaire dont les principaux éléments sont l'harmonisation de la politique financière au sens large, l'utilisation d'une monnaie commune (le Franc CFA) et la mise en commun des avoirs extérieurs. Les modalités de l'intermédiation financière et les principes du financement des activités économiques sont établis par la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO).

2 : Avis n° 01/2007/RB du 2 novembre 2007, p. 1.

3 : Dans la suite de l'article, nous utilisons indistinctement, comme il est fait souvent dans la littérature, efficacité (qui est la réalisation d'un objectif) et performance (qui est le degré avec lequel on atteint cet objectif).

## I - LES EFFETS « STRUCTURE ACTIONNARIALE » ET « TAILLE » : UNE REVUE DE LA LITTERATURE

Dans un panorama remarquable sur le lien entre les systèmes financiers et la croissance économique, Jacquet et Pollin (2007) soulignent l'importance des coûts de recherche et de gestion de l'information dans le fonctionnement des établissements de crédit. En l'occurrence, la littérature établit divers canaux par lesquels leurs performances peuvent en être affectées, notamment la structure du capital ou la taille du bilan.

En premier lieu, on parle d'un effet « structure actionnariale » d'un établissement de crédit lorsque la composition de son capital, majoritairement domestique versus majoritairement étranger, affecte son efficacité. Pour les banques majoritairement détenues par un actionnariat étranger, cet impact s'explique par diverses raisons. D'abord, les banques étrangères paraissent moins fragiles que les nationales (à tout le moins, elles pourraient plus facilement absorber les chocs grâce à leurs expertises managériales). Ensuite, étant donné qu'elles sont supposées entretenir la concurrence et les bonnes pratiques, elles peuvent ainsi participer à l'amélioration de la compétitivité globale du système bancaire. Enfin, elles seraient un meilleur indicateur de la conjoncture internationale contrairement aux banques nationales davantage enclines à gérer les chocs intérieurs (Goldberg et al. 1999). L'avantage comparatif des banques domestiques, publiques ou privées, peut aussi être évoqué dès lors qu'elles réaliseraient des économies de coûts suites aux informations privilégiées auxquelles elles auraient facilement accès. Cet état de fait sera d'autant plus plausible qu'elles sont très présentes dans les zones rurales. Des effets pervers potentiels sont aussi observables. Feldstein (2000) souligne que les banques étrangères déséquilibrent le système bancaire en ce sens qu'elles s'accaparent généralement les bons risques, laissant les mauvais risques aux banques nationales. En outre, elles ne paraissent actives que lorsque les conditions économiques sont favorables et réduisent significativement leurs concours de financement dans les phases de récession.

De nombreuses études ont établi un lien empirique entre l'efficacité technique et la structure actionnariale du capital des banques. Yildirim et Philippatos (2002) notent que les banques en Europe Central et de l'Est, majoritairement détenues par les secteurs privé et étatique, présentaient une performance technique légèrement supérieure à celles des banques étrangères. En Amérique Latine, Barajas et al. (2000) trouvent un résultat opposé. Quant à Sensarma R (2006), il trouve que les banques dont le capital est majoritairement détenu par les actionnaires étrangers présentaient une performance technique moindre que les autres institutions en Inde sur la période 1986-2000. En Pologne (31 banques) et en République Tchèque (19 banques), Weill (2006) obtient des

résultats contraires, sur la base de deux outputs (prêts et actifs de placement) et trois inputs (capital financier, capital physique et travail). Lensink et al. (2008), qui fournissent un panorama des récentes études empiriques sur l'efficacité des banques et la structure actionnariale de leur capital, mènent une étude transversale portant sur 2095 banques commerciales de 105 pays sur la période 1998-2003. Ils estiment une fonction Translog de coût et en déduisent que la propriété étrangère des banques nuit à la performance technique bien que cet effet négatif soit atténué dans les pays ayant une bonne gouvernance. Cette corrélation négative devient nuancée lorsque les qualités des institutions, dans le pays hôte et celui de la nationalité de la banque, sont similaires.

En second lieu, on fait référence à l'effet « taille » d'une institution bancaire dans le cas où le volume de ses activités influence sa performance. Cette corrélation s'illustre de plusieurs façons. Pour l'essentiel, Akhigbe et McNulty (2003) résumant l'explication de l'effet « taille » au profit des petites banques de trois points de vue : l'avantage structurel (AS), l'avantage informationnel (AI) et l'avantage relationnel (AR). L'AS permet aux petites banques, par rapport aux grandes, de présenter des marges financières relativement importantes surtout si elles évoluent dans un système bancaire faiblement développé et peu compétitif (Hannan, 1991). Sur la base de l'AI et de l'AR, les petites banques sont supposées avoir l'avantage de gérer plus aisément les problèmes d'agence du fait de leurs liens de proximité et des relations conviviales qu'elles entretiennent avec les petites et moyennes entreprises (Peterson and Rajan, 1995). Par contre, du fait de sa grande taille, on peut supposer qu'une banque sera mieux disposée à supporter les coûts de gestion, comparativement à une banque de plus petite taille (Williamson, 1987).

Les évaluations empiriques de l'effet « taille » présentent divers résultats. Rangan et al. (1988) analysent la performance technique de plus de 200 banques dont les dépôts sont inférieurs à 400 millions de dollar. Ils trouvent une corrélation positive entre la taille de la banque et son efficacité technique. Par contre, plus les activités de la banque sont diversifiées, moins elle paraît performante. Les outputs et les inputs utilisés sont d'une part, les crédits aux secteurs du commerce et des industries, les crédits à la consommation, les crédits immobiliers, les dépôts à court et à moyen terme et d'autre part, l'effectif du personnel, le capital et les engagements interbancaires. Un résultat semblable a été obtenu par Grabowski et al. (1994) sur un échantillon de 670 banques. Celles qui ont des dépôts de plus d'un million de dollar ont présenté une efficacité technique supérieure à celle des autres institutions de crédits. Les outputs retenus par les auteurs sont les crédits aux secteurs du commerce et des industries, les crédits à la consommation, les crédits immobiliers, les obligations et les dépôts à vue. Les inputs sont constitués du capital et des fonds financiers. Ferrier et Lovell (1990) obtiennent

des résultats quelque peu différents. En effet, ils trouvent que les banques ayant un actif de moins de 25 millions de dollar US présentent une efficacité technique comparativement supérieure à celle des grandes institutions dans un échantillon de 575 banques.

Mis à part le fait que les résultats empiriques ne permettent pas d'établir effet « structure actionnariale » ou « taille » sans équivoque, l'un des problèmes avec les comparaisons internationales est que l'on regroupe des banques évoluant dans un environnement, notamment monétaire et financier, assez différent. Cela biaise sans doute les résultats obtenus (Chaffai et al., 2001). Ce problème ne semble se poser que dans une moindre mesure lorsque l'analyse porte sur des banques d'une même zone monétaire comme celle de l'UEMOA. Or, au mieux de notre connaissance, il y a très peu d'études empiriques qui établissent de telles corrélations dans le cas de la zone Franc ouest-africaine. Dem (2003) propose une analyse des déterminants de la performance technique des banques de l'UEMOA, à partir de fonction de coûts (types Cobb-Douglas et Translog) pour un échantillon de 50 banques allant de 1996 à 1999. Entre autres résultats, l'auteur note qu'il existe une relation positive entre le rendement des banques et leur taille déterminée de façon endogène. L'une des conclusions fortes étant justement que « la structure optimale du système bancaire de l'UMOA se rapproche de celle d'un oligopole constitué de banques de taille relativement élevée »<sup>4</sup>. Plus récemment, Kablan (2007) a proposé une analyse de la performance de 35 banques de la même zone monétaire (à l'exclusion du Niger), sur la période 1996-2004. L'auteur utilise autant une fonction de coût type Translog que la méthode DEA et en déduit que les banques locales semblent plus performantes que les banques étrangères et les banques étatiques.

Notre analyse se distingue de ces deux précédentes de plusieurs points de vue. D'abord, elle est inédite parce que nous abordons la question de la taille des banques par les méthodes DEA et SFA. Ensuite, nous utilisons autant une fonction de coût que de production pour traiter les deux problématiques (effet taille et effet structure actionnariale du capital). Enfin, l'analyse est menée sur un échantillon plus large et homogène d'établissements de crédit, sur la période 2002-2005. Par ailleurs, ce papier s'aligne sur les Rapports de la Commission Bancaire, permettant ainsi de dégager des recommandations de politiques financières opérationnelles.

## II - METHODOLOGIE DE L'ANALYSE DE LA PERFORMANCE BANCAIRE

Le principe général de l'analyse consiste à identifier le niveau d'efficacité technique avec lequel une institution transforme une ou plusieurs ressources (inputs) en un ou plusieurs services (outputs).

---

4 : Dem (2003), p. 3.

La première étape revient donc à identifier les types d'activités et les processus de transformation<sup>5</sup>. En l'occurrence, dans la littérature on retrouve souvent l'approche de la production et celle de l'intermédiation (Berger et Humphrey, 1997). Suivant la première approche, la performance d'une banque se mesure par rapport à ce qu'elle produit, par exemple le nombre de comptes (prêts ou dépôts) ouverts auprès d'elle ou par rapport au nombre d'opérations financières effectuées compte tenu de ses ressources financières (capitales) et humaines (employés). Quant à l'approche de l'intermédiation, la performance est déterminée en fonction des services financiers offerts (par exemple les prêts) sur la base de ses ressources (entre autres fonds propres, épargne collectée et personnel employé). L'approche de l'intermédiation est la plus utilisée car elle semble plus réaliste dans l'évaluation de l'activité bancaire. En tout état de cause, aucune de ses approches ne semblent se suffire à elle-même pour capter entièrement l'activité d'un établissement de crédit.

La seconde étape consiste à choisir la technique d'estimation permettant de déduire les niveaux de performance, sur la base des méthodes non paramétrique et paramétrique.

La méthode de l'enveloppement des données (DEA) est la technique à laquelle on a fréquemment recours. La DEA est non paramétrique car elle ne nécessite pas de formuler des hypothèses a priori sur la distribution des observations. Pour chaque institution prise dans un échantillon, elle permet de mener une analyse multicritère (plusieurs inputs et outputs) des différents types d'efficacité. L'efficacité technique, la plus utilisée, s'entend de deux façons complémentaires (Banker, Charnes et Cooper, 1984) : orientée output, elle signifie produire un maximum d'outputs pour un niveau donné d'inputs ou orientée input, elle indique le niveau de production atteint avec un minimum d'inputs. Dans les deux orientations, une attention particulière est portée sur la technologie mise en œuvre par les institutions ; selon qu'elle se fasse avec des rendements d'échelle constants (CRS) ou qu'elle soit réalisée avec rendements d'échelle variables (VRS)<sup>6</sup>. Aussi, l'analyse de l'efficacité technique peut-elle être affinée en termes d'efficacité allocative et d'efficacité-prix, lorsque les prix relatifs des inputs et/ou des outputs sont pris en compte.

La méthode DEA présente ainsi de nombreux avantages et elle est aisée à mettre en œuvre. Toutefois, cela en constitue aussi sa principale limite car les coefficients d'efficacité sont évalués sans tenir compte des causes d'inefficacité exogène aux activités de l'institution. Le recours à des estimations paramétriques devra permettre

5 : Précisons que l'activité bancaire s'entend toutes choses égales par ailleurs car, les institutions fournissent en même temps plusieurs types de services.

6 : Sous certaines conditions, le calcul de l'efficacité technique suivant ces deux technologies de production mène à l'analyse des (dés)économies d'échelle, dont nous n'en faisons pas cas dans la présente étude bien qu'elles se déduisent facilement des calculs.

de renforcer, ou le cas échéant de relativiser, la validité des résultats obtenus par la méthode DEA. Les techniques paramétriques, fréquemment utilisée dans l'analyse des performances, se déclinent sous l'appellation de Stochastic Frontier Analysis (SFA). Le principe de base de la méthode SFA est analogue à celui des DEA, c'est-à-dire identifier l'efficacité comparative avec laquelle une institution transforme ses inputs en outputs. Analytiquement, la méthode SFA pose comme hypothèse que le terme d'erreur a une composante double, avec des distributions statistiques indépendantes l'une de l'autre. La première est le terme aléatoire traditionnel (similaire à celui qu'on retrouve dans toute régression économétrique) alors que la seconde composante représente l'inefficacité technique. En outre, différentes hypothèses peuvent être formulées quant à la distribution de celles-ci (notamment la loi normale ou loi normale tronquée). Enfin, il importe de souligner que différentes variables se prêtent à l'estimation paramétrique de l'efficacité technique des banques, notamment le profit, les coûts ou la production.

Dans la présente analyse, de façon complémentaire à la DEA, nous avons choisi une fonction de production du type Translog, d'abord pour une raison technique et ensuite pour avoir une base d'analyse comparable à celle de la méthode DEA. En effet, contrairement à la fonction Cobb-Douglas, la fonction Translog est parfaitement flexible, en ce sens qu'en plus des élasticités directes, elle permet de tenir compte des élasticités de substitution entre les différents inputs et donc de la variabilité des rendements<sup>7</sup>. Par ailleurs, les résultats, obtenus à la suite des fonctions de production, ont été complétés en estimant une fonction de coût de type Translog.

### III - SPECIFICATION DES MODELES

L'exposé des principales caractéristiques de l'intermédiation bancaire dans l'UEMOA nous permet de mieux saisir la justification des variables.

#### 3.1 Caractéristiques de l'intermédiation bancaire dans l'UEMOA

Les activités du système bancaire de l'UEMOA sont régies par un ensemble de recueil de textes et de règlements, au nombre desquels la Loi Bancaire de l'Union, entrée en vigueur le 1<sup>er</sup> octobre 1990<sup>8</sup>. Elle distingue deux catégories d'établissements de crédit : les banques et les établissements financiers et elle précise leurs modalités d'organisation. Aussi, existe-t-il un principe dit d'agrément unique (janvier

7 : Ce choix a été le notre bien qu'il ne s'agisse pas ici d'exposer les élasticités de substitution, dont l'analyse demeure en outre assez délicate (Blackorby et Russel, 1989). La forme Translog a aussi ses limites, en l'occurrence elle doit respecter des conditions de régularités, sauf que cela se ferait au prix d'une perte de flexibilité (Fuss et al. 1978).

8 : Il y a notamment : le dispositif de supervision prudentielle, le dispositif de régulation de la liquidité, la réglementation des titres de créances négociables, le suivi du crédit et des risques, la réglementation des relations financières extérieures, la réglementation des instruments et moyens de paiement et les textes relatifs à la lutte contre le blanchiment de capitaux et le financement du terrorisme. Pour plus de détails, voir le site internet de la BCEAO : <http://www.bceao.int/>

1999) qui autorise un établissement de crédit dûment agréé dans l'un des Etats de l'UEMOA, à exercer ses activités dans les autres Etats membres sans avoir à solliciter un nouvel agrément.

Le réseau bancaire, en majorité constitué de banques (93 sur 112 établissements de crédit en activités, au 31 décembre 2006, contre 64 sur 83 en fin 2002), est relativement hétérogène<sup>9</sup>. Sur les 81 banques (sur 100) en activité en 2005, 42 sont généralistes et sur les 19 établissements financiers, 10 étaient spécialisés dans la vente à crédit et/ou le crédit-bail, sept dans la mobilisation de l'épargne et la promotion des investissements et les deux restantes dans la vente à crédit. Par ailleurs, on constate que les établissements de crédit présentent des masses bilancielle assez disparates. En 2005, on dénombrait 19 grandes banques, c'est-à-dire celles ayant un bilan supérieur à 100 milliards de FCFA. En fin 2002, elles étaient dix-sept. Les banques moyennes, avec un bilan variant de 50 à 100 milliards FCFA, sont passées de 17 en 2002 à 27 en 2005. Les petites banques (y compris les établissements financiers) présentent un bilan annuel inférieur à 50 milliards FCFA. Elles étaient 52 en 2005, comme du reste en 2002.

En outre, la caractéristique actionnariale du capital est tout autant différente. En effet, dans son rapport annuel 2006, la Commission Bancaire de l'UEMOA, note que « (...) les principaux groupes [étrangers<sup>10</sup>] contrôlent 34 établissements de crédit installés dans la quasi-totalité des pays de l'Union. Ils représentent 51,5% de part de marché, 39,4% du réseau bancaire, cumulent 47,1% des effectifs et 40,5% des comptes ouverts à la clientèle »<sup>11</sup>. A l'échelle des pays, cette disproportion est d'autant plus illustrative que le Niger et le Togo n'avaient aucune grande banque, sur la période 2002-2005.

### 3.2 Les variables d'analyse

En tenant compte des caractéristiques des systèmes bancaires de l'UEMOA<sup>12</sup>, les variables, ci-dessous présentées, ont été retenues pour le calcul des performances techniques.

Selon les modèles, les outputs utilisés sont les crédits totaux (la somme des créances sur la clientèle et des créances interbancaires, quel que soit le terme – notée CTOTAL) puis la marge bancaire et les commissions nettes (respectivement MB, la somme des intérêts implicites nets sur la clientèle et les intérêts implicites nets interbancaires ; et CNET, la différence simple entre les commissions encaissées et versées)<sup>13</sup>.

9 : Statistiques issues des Rapports Annuels de la Commission Bancaire.

10 : Il s'agit, entre autres, de : Société Générale, Ecobank, BNP Paribas, Bank Of Africa, Atlantic Financial Group et Calyon.

11 : Rapport annuel de la Commission Bancaire de l'UEMOA (2006), p. 26.

12 : Voir notamment Ary Tanimoune (2003, 2004 et 2007).

13 : Voir Annexe A1.

Aussi, suivant les cas, les inputs sont-ils constitués des dépôts interbancaires (DIB) et des dépôts de la clientèle (DAC), du total des dépôts sans distinction des échéances (DTOTAL, c'est-à-dire DAC+DIB), du nombre d'employés (EMPL) ; du nombre de guichets et points de service (GUIC) ; du nombre de comptes (CPTES) ou du ratio entre le capital et le nombre de guichets et points de service (CPTEG).

Six (6) modèles de base, scindés en deux groupes, sont ainsi construits. D'une part, il y a les modèles A1, A2 et A3 dont la logique est d'identifier les efficacités techniques découlant de l'octroi des crédits sur la base de DTOTAL, EMPL et respectivement GUIC, CPTEG ou CPTES. Il s'agit de l'approche dite d'intermédiation. D'autre part, on retrouve les modèles B1, B2 et B3, traduisant quant à eux, l'idée de l'efficacité technique liée aux considérations financières, notamment la constitution de marges bancaires et de commissions nettes (les outputs) à partir des inputs suivants : DIB, DAC, EMPL et respectivement, GUIC, CPTEG ou CPTES.

La base de données a été construite essentiellement à partir des comptes de bilan et de résultat publiés dans les diverses éditions des rapports annuels de la Commission Bancaire de l'UEMOA. D'abord nous avons sélectionné tout établissement de crédit en exercice dans la zone sur la période 2002-2005, même si les statistiques n'étaient reportées que sur une seule année ou si, plus tard, l'institution a cessé ses activités. Ensuite, nous avons calculé la moyenne simple des variables sur la période de quatre ans. Par ailleurs, les échantillons sont cylindrés. Ce faisant, la taille de l'échantillon est amenée à varier selon les modèles, en fonction de la disponibilité des données.

L'objectif de ces choix méthodologiques est essentiellement analytique. D'abord, ils permettent de suivre les réalisations moyennes de chaque institution sur une période, plutôt qu'à un moment donné<sup>14</sup>. Ensuite, dans le même ordre d'idées, notre étude vise à donner une tendance ordinale de la performance des banques et établissements financiers plutôt que de fournir une information cardinale. Enfin, la catégorisation selon la taille des banques et établissements financiers suit celle qui est présentée par la Commission Bancaire, à savoir Grandes banques, Banques moyennes et Petites banques. Quant à la différenciation selon la composition actionnariale du capital, nous avons choisi la formule simple selon laquelle un établissement de crédit est considéré comme étranger lorsque plus de 50% du capital n'est pas détenu par les nationaux<sup>15</sup> (Weill, 2006).

14 : La question de l'analyse de la performance des banques de l'UEMOA dans le temps (identifié à partir de l'indice de Malmquist) est abordée dans un autre papier.

15 : Des réserves peuvent être formulées quant à ce choix, notamment pour les banques régionales, dont l'actionariat bien que non national, serait principalement dans la zone UEMOA. Toutefois, si on s'en tient à l'idée théorique générale que le type de gestion serait dépendant de la localisation des sièges sociaux, ce biais nous semble pour le moins minimiser.

Les principales statistiques sont résumées dans le tableau A3 (Annexe 3). Les modèles A1 et A2 sont constituées de 93 établissements de crédit chacun, alors que le modèle A3 n'en compte que 77. Davantage pour des raisons techniques que de disponibilité, notamment la nécessité d'utiliser des variables positives pour les inputs, les échantillons des modèles B sont plus petits. Ainsi, les résultats des modèles B1 et B2 ont été obtenus à partir de 81 banques et établissements financiers contre 75 avec le modèle B3. Les banques étrangères ont distribué presque 3/4 des crédits totaux. Ils varient, en moyenne, d'un peu moins de 37 milliards FCFA à 60 milliards FCFA. Par ailleurs, en moyenne selon les modèles, les grandes banques ont alloué un peu plus de 60% des crédits totaux, contre 30% pour les banques de taille moyenne et presque un peu moins de 10% pour les petites banques. Leur concours représente à peu près 160 milliards FCFA, soit en moyenne trois fois le concours des banques de taille moyenne et plus de 13 fois celui des petites banques. Pour l'essentiel, cet ordre de grandeur est sensiblement le même pour les autres variables utilisées dans l'analyse.

Pour chacun des six modèles sus indiqués, la méthode DEA a été utilisée pour le calcul des efficacités techniques. Par contre, la méthode SFA a été uniquement appliquée aux modèles A, pour des raisons de disponibilités de données. En effet, avec la fonction Translog l'ajout de variables explicatives réduit considérablement le degré de liberté à cause des termes quadratiques et des termes croisés. La fonction de production Translog (Christensen et al. 1971), estimée par la méthode du Maximum de vraisemblance, s'écrit explicitement sous la forme ci-dessous :

$$\ln(CTOTAL) = \beta_0 + \beta_1 \ln(EMPL) + \beta_2 \ln(DTOTAL) + \begin{cases} \beta_3 \ln(GUIC) \\ \beta_{3^n} \ln(CPTEG) \\ \beta_{3^m} \ln(CPTES) \end{cases} + \begin{cases} \beta_4 \ln(EMPL)^2 + \beta_5 \ln(DTOTAL)^2 \\ \beta_6 \ln(GUIC)^2 \\ \beta_{6^n} \ln(CPTEG)^2 \\ \beta_{6^m} \ln(CPTES)^2 \end{cases} + \begin{cases} \beta_7 \ln(EMPL) * \ln(DTOTAL) \\ \beta_{8^n} \ln(EMPL) * \ln(CPTEG) \\ \beta_{8^m} \ln(EMPL) * \ln(CPTES) \end{cases} + \begin{cases} \beta_9 \ln(DTOTAL) * \ln(GUIC) \\ \beta_{9^n} \ln(DTOTAL) * \ln(CPTEG) \\ \beta_{9^m} \ln(DTOTAL) * \ln(CPTES) \end{cases} + (v_i + \mu_i)$$

$\left\{ \begin{array}{l} \text{modele A1} \quad (1') \\ \text{modele A2} \quad (1'') \\ \text{modele A3} \quad (1''') \end{array} \right.$

avec  $v_i \sim \text{iIN}(0, \sigma_v^2)$ , le terme d'erreurs sérielles et  $\mu_i \sim \text{iIN}(m, \sigma_\mu^2)$  la composante d'inefficacité technique qui suit une loi normale tronquée. Cette hypothèse impose que la production d'une banque ne puisse pas être supérieure à la frontière d'efficacité. Quant à la fonction de coût, elle est explicitée sur le même principe, avec  $v_i$  et  $\mu_i$ , telle que :

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{CoutT}{FP}\right) = & \beta_0 + \beta_1 \ln(CTOTAL) + \beta_2 \ln\left(\frac{FRAISG}{FP}\right) + \beta_3 \ln\left(\frac{INTDEP}{FP}\right) \\ & + \beta_4 \ln(CTOTAL)^2 + \beta_5 \ln\left(\frac{FRAISG}{FP}\right)^2 + \beta_6 \ln\left(\frac{INTDEP}{FP}\right)^2 \\ & + \beta_7 \ln(CTOTAL) * \ln\left(\frac{FRAISG}{FP}\right) + \beta_8 \ln(CTOTAL) * \ln\left(\frac{INTDEP}{FP}\right) + \beta_9 \ln\left(\frac{FRAISG}{FP}\right) * \ln\left(\frac{INTDEP}{FP}\right) + (v_i + \mu_i) \end{aligned}$$

avec  $CoutT$ , le coût total<sup>16</sup> ;  $CTOTAL$ , le total des crédits ;  $FREP$ , les frais de personnel ;  $FREG$ , les frais généraux et  $ISURD$ , les intérêts et charges assimilées sur dettes interbancaires et sur dette de la clientèle. Conformément à l'usage, pour garantir la linéarité de l'ensemble des coûts, nous les avons normalisé par une de ses composantes, en l'occurrence les frais de personnel (Kuenzle, 2005). Enfin, nous avons effectué pour chacune des estimations paramétriques le test du rapport de vraisemblance (LR-test) afin de s'assurer du rejet de l'hypothèse nulle de non significativité des termes d'inefficacité (cf. annexe E).

#### IV - LES RESULTATS

Une première observation des résultats laisse supposer que dans l'UEMOA, il existe bien une corrélation entre la taille ou la composition du capital des établissements de crédit et leur efficacité technique<sup>17</sup>. Toutefois, suivant les services qu'elles rendent à la population, la catégorie des banques présentant les meilleures performances sont différentes.

En règle générale, lorsque l'on se place dans l'optique de l'intermédiation (modèles A, voir graphique 1), il semble que les grandes banques aient la meilleure performance technique<sup>18</sup>. Les petites banques paraissent les moins efficaces. Ces résultats demeurent inchangés quelque soit la méthode d'estimation mise en œuvre (SFA ou DEA) et quelque soit la technique de production utilisée, à savoir les rendements d'échelle constant ou variables. Par contre, dans l'approche de la rentabilité financière (modèles B), les banques de taille moyenne semblent être, d'un point de vue technique, les plus performantes.

En outre, dans les estimations des modèles A, l'étendue des scores<sup>19</sup> des grandes banques est relativement faible<sup>20</sup>, contrairement à celle des banques de petite taille.

16 : Total des charges moins les charges exceptionnelles, les impôts, les soldes en perte des corrections de valeur sur créances et du hors bilan, les achats de marchandises, stocks vendus, variations de stocks de marchandises, les pertes sur exercices antérieurs.

17 : Les calculs de coefficients ont été effectués avec le logiciel OnFront 2.01 pour la méthode DEA et Frontier 4.1 pour la méthode SFA. Le détail des calculs et les résultats économétriques sont présentés en annexe.

18 : Moyenne arithmétique simple des scores d'efficacité par catégorie.

19 : La différence entre la banque la plus performante et celle qui l'est moins dans un même groupe.

20 : Soulignons que ce faible écart est aussi renforcé par le fait que les scores d'efficacité technique, orientée output, ont la valeur minimale 1.

Dans les modèles B, les banques de taille moyenne, les plus performantes, présentent cette même caractéristique. D'ailleurs, même dans les modèles A, l'étendue des scores des banques moyennes demeure relativement faible et ce, à l'opposé des banques de petites tailles. L'importante étendue des petites banques s'explique, en partie, à cause de l'inclusion des banques régionales de solidarité, nouvellement créées (relativement à notre période d'analyse). Toutefois, même en les excluant, l'étendue demeure significative. Par ailleurs, l'ordonnement demeure le même car ces scores extrêmes n'affectent pas les classements ; raison pour laquelle les résultats ont été gardés comme tels. De ce fait, les résultats soulignent que les performances techniques selon les catégories semblent suivre une tendance.

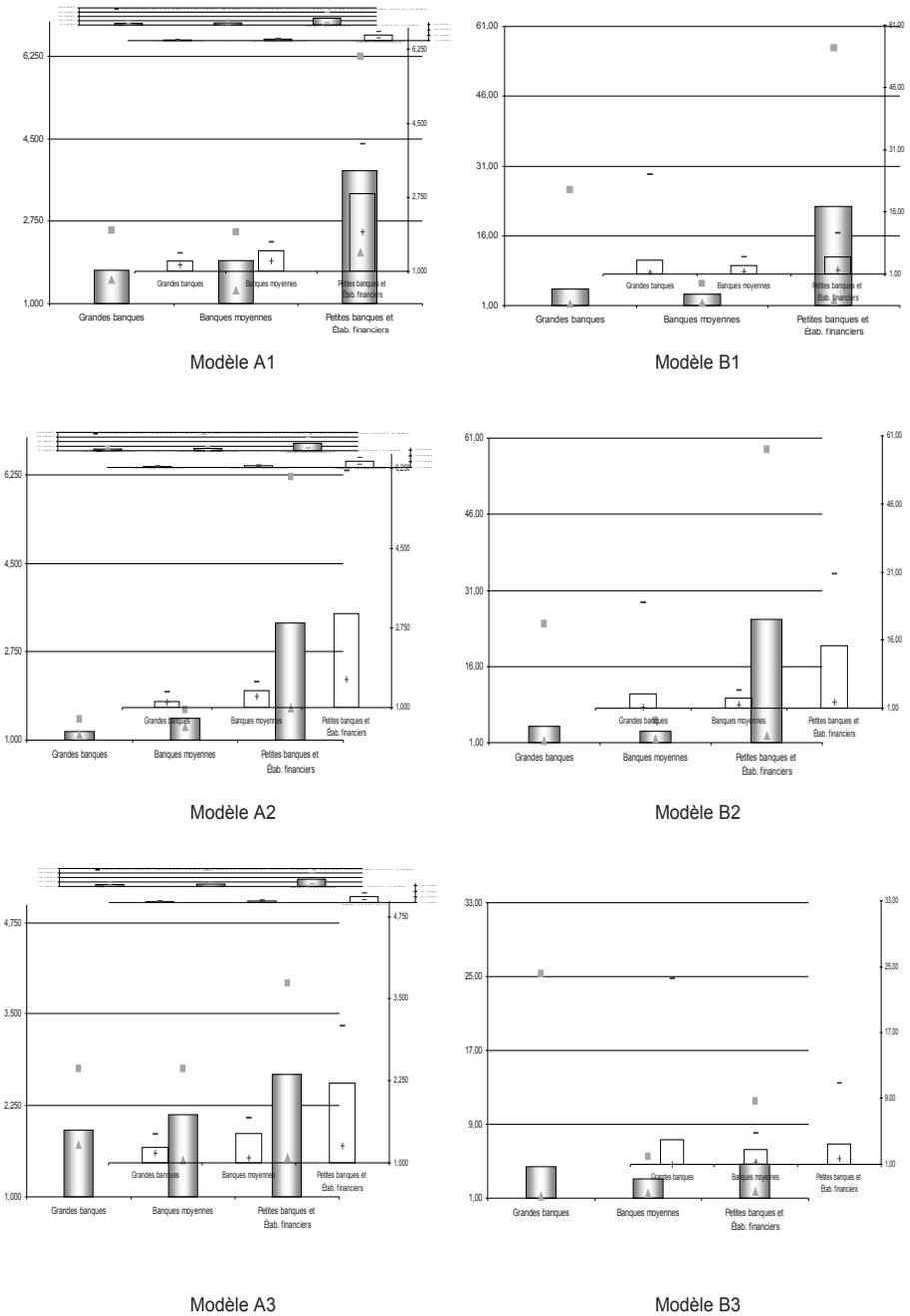
A l'échelle des pays, en référence aux résultats des modèles A, la tendance des estimations paramétriques et non-paramétriques des scores indiquent qu'au Bénin, au Mali et au Sénégal, les grandes banques semblent techniquement plus efficaces, alors qu'au Burkina, au Niger et au Togo<sup>21</sup>, ce sont les banques de moyenne taille. Les résultats de la Côte d'Ivoire ne permettent pas de dégager une classification sans équivoque : quatre fois sur neuf (estimation avec CRS et VRS), ce sont soit les grandes, soit les banques de taille moyenne qui semblent être les plus performantes. En référence aux estimations menées avec les modèles B, les grandes banques semblent avoir été les plus performantes au Bénin, au Burkina, en Côte d'Ivoire et au Sénégal tandis que ce sont les banques moyennes au Mali et au Niger. Par contre, la tendance n'est pas sans équivoque au Togo car une fois sur deux, ce sont les banques de moyenne taille et l'autre moitié, les établissements de petite taille.

Les scores d'efficacité technique font aussi ressortir un effet « structure actionnariale » du capital (graphique 2).

---

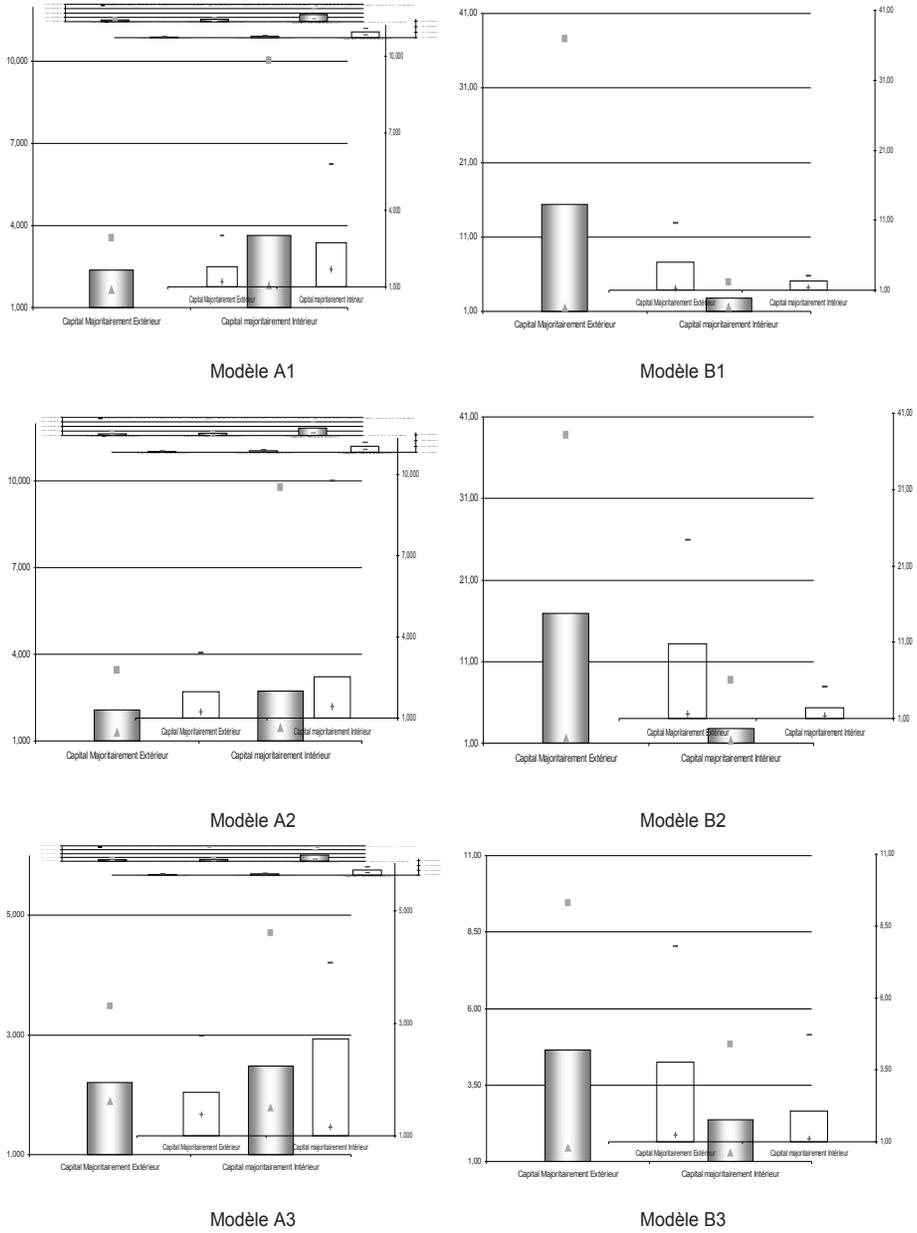
21 : Rappelons que sur la période d'étude, il n'y a aucune grande banque au Niger et au Togo.

Graphique 1 : Efficacités techniques (orientées outputs) selon la taille des établissements de crédit<sup>22</sup>



22 : Les données complètes sont présentées en annexe C.

**Graphique 2 : Efficacités techniques orientées outputs, selon la structure actionnariale des établissements de crédit<sup>23</sup>**



<sup>23</sup> : Les données complètes sont présentées en annexe B.

En effet, autant avec les modèles A (crédits totaux comme output) qu'avec les modèles B (marge bancaire et commission nette comme outputs), les résultats obtenus mettent en évidence une corrélation positive entre la performance technique et la nationalité des détenteurs du capital des banques dans l'UEMOA et ce, quelle que soit la caractéristique de production supposée (CRS et VRS).

En outre, comme dans le cas de l'effet taille, la classification ordinaire est variable. Dans les modèles A, les banques dont le capital est majoritairement étranger présentent une meilleure performance ; alors que dans les modèles B, ce sont les banques nationales. Ce résultat semble ainsi indiquer que les banques étrangères sont davantage efficaces dans la distribution des crédits que dans la constitution de marge bancaire. Il convient toutefois de nuancer ce résultat car dans les modèles B, la faible performance moyenne est due à quelques banques et établissements de crédit, comme du reste le laisse supposer la forte étendue entre la meilleure et la moindre efficacité technique à l'intérieur d'un même groupe d'analyse.

A l'échelle des pays, suivant l'approche de l'intermédiation (modèles A) la tendance générale indique que les banques étrangères ont été plus efficaces au Bénin, au Burkina, au Mali, au Sénégal (7 cas sur 9) et au Niger. Elles l'ont été moins au Togo. En Côte d'Ivoire elles l'ont été quatre fois sur neuf, ce qui ne permet pas de dégager une tendance sans équivoque. Dans les modèles B, ce dernier pays est le seul dans lequel les banques étrangères ont présenté une efficacité technique supérieure aux banques nationales, à l'exception du Niger où aucune tendance claire ne peut être dégagée.

Par ailleurs, les coefficients d'efficacité-coût semblent appuyer les résultats obtenus par les modèles A, autant pour la taille des banques que pour la structure actionnariale de leur capital (tableau 1).

**Tableau 1 : Efficacités techniques déduites de la fonction Translog de coûts**

	Selon la taille des banques	1.7-31	Selon la structure du capital	Scores
<b>BENIN</b>	Grandes banques	1,08	Capital Majoritairement Etranger	1.25
	Banques moyennes	1,20		
	Petites banques et Etab. financiers	1,66	Capital majoritairement Domestique	1.90
<b>BURKINA</b>	Grandes banques	1,22	Capital Majoritairement Etranger	1.55
	Banques moyennes	1,20		
	Petites banques et Etab. financiers	1,65	Capital majoritairement Domestique	1.19
<b>COTE D'IVOIRE</b>	Grandes banques	1,28	Capital Majoritairement Etranger	1.23
	Banques moyennes	1,15		
	Petites banques et Etab. financiers	1,37	Capital majoritairement Domestique	1.33
<b>MALI</b>	Grandes banques	1,15	Capital Majoritairement Etranger	1.50
	Banques moyennes	1,14		
	Petites banques et Etab. financiers	1,60	Capital majoritairement Domestique	1.23
<b>NIGER</b>	Grandes banques	- - -	Capital Majoritairement Etranger	1.34
	Banques moyennes	1,12		
	Petites banques et Etab. financiers	1,33	Capital majoritairement Domestique	1.10
<b>SENEGAL</b>	Grandes banques	1,14	Capital Majoritairement Etranger	1.23
	Banques moyennes	1,19		
	Petites banques et Etab. financiers	2,20	Capital majoritairement Domestique	2.54
<b>TOGO</b>	Grandes banques	- - -	Capital Majoritairement Etranger	1.25
	Banques moyennes	1,13		
	Petites banques et Etab. financiers	1,34	Capital majoritairement Domestique	1.18
<b>Moyenne</b>	Grandes banques	1,19	Capital Majoritairement Etranger	1.34
	Banques moyennes	1,30		
	Petites banques et Etab. financiers	2,22	Capital majoritairement Domestique	1.45
<b>Minimum</b>	Grandes banques	1,08	Capital Majoritairement Etranger	1.23
	Banques moyennes	1,12		
	Petites banques et Etab. financiers	1,33	Capital majoritairement Domestique	1.10
<b>Maximum</b>	Grandes banques	1,28	Capital Majoritairement Etranger	1.55
	Banques moyennes	1,20		
	Petites banques et Etab. financiers	2,20	Capital majoritairement Domestique	2.54

En moyenne dans l'UEMOA, les grandes banques, supposées maîtriser mieux leurs coûts, présentent une meilleure performance technique ; viennent ensuite les banques de taille moyenne, puis les petites banques. A l'échelle des pays, l'efficacité technique déduite de la fonction des coûts indique que les grandes banques semblent plus performantes au Bénin et au Sénégal. Ces résultats sont identiques aux tendances dégagées à partir des fonctions de productions (modèles des classes A et B). Cette conformité des résultats se retrouve aussi dans le cas du Niger et du Togo, dans lesquels les meilleures performances sont celles des banques de taille moyenne.

Les banques de taille moyenne apparaissent aussi avec les meilleurs coefficients d'efficacité technique en Côte d'Ivoire bien qu'aucune tendance claire n'ait été dégagée

des modèles A et B. Par ailleurs, en moyenne, ce sont les banques étrangères qui ont présenté la meilleure gestion des coûts. Plus particulièrement, c'est le cas au Benin, en Côte d'Ivoire et au Sénégal, alors qu'elles le seraient comparativement moins au Burkina, au Mali, au Niger et au Togo. Enfin, soulignons que dans le cas du Benin, du Sénégal et du Togo, ces résultats vont dans le même sens que ceux obtenus suite à l'estimation de la fonction de production avec le modèle A.

## V - DISCUSSIONS ET RECOMMANDATIONS DE POLITIQUE ECONOMIQUE

Il semble qu'il existe un effet « taille » du bilan et un effet « structure actionnariale » du capital en relation avec la performance technique des établissements de crédit dans l'UEMOA. Sans surprise, les tendances sont diverses à l'échelle des pays. Toutefois, en moyenne et en règle générale, sur la base du financement des économies de la zone, les grandes banques semblent les plus performantes ; viennent ensuite respectivement les banques moyennes puis les petites. Par contre, en se référant à la constitution de la marge financière, les banques de taille moyenne semblent être meilleures que les grandes et les petites banques. Aussi, semble-t-il que les banques étrangères aient été meilleures dans l'octroi de crédits tandis que les banques domestiques l'aient été dans la consolidation de leur santé financière. L'analyse de l'efficacité-coût indique que les grandes banques, tout comme les banques étrangères, semblent avoir été les plus performantes.

Ainsi, bien que ces tendances aient été déduites des moyennes simples des coefficients d'efficacité technique par rapport à chaque groupe, à tout le moins, elles soulignent deux importantes implications relatives au fonctionnement des établissements de crédit. D'une part, elles peuvent être une justification supplémentaire de la récente décision des autorités monétaires de relever le seuil minimum du capital social de ces institutions. D'autre part, elles attirent aussi l'attention sur l'arbitrage qu'imposerait une telle mesure, entre financement des économies et consolidation financière. Dans le premier cas, l'objectif d'un accroissement des concours des banques et établissements financiers serait atteint, tandis que dans le second cas, l'avantage comparatif des banques de taille moyenne pourrait s'en trouver érodé. Encore faudrait-il que les établissements de crédit soient amenés à jouer pleinement leur rôle d'intermédiaire financier, étant donné que sans incitations ou contraintes effectives et crédibles, l'accroissement du capital social ne sera pas forcément gage de meilleure efficacité. En effet, des résultats indiquent que les établissements de crédit dans l'UEMOA n'avaient que très faiblement répercuté les mesures de libéralisation financière impulsées par les autorités monétaires (Ary Tanimoune, 2003). En outre, il semble aussi que la localisation géographique au sein de l'UEMOA ne soit pas sans effet dans la distribution des crédits (Ary Tanimoune,

2007), situation somme toute amplifiée par le principe de l'agrément unique et la floraison des groupes bancaires régionaux. De ce fait, les autorités monétaires pourraient se doter d'éléments d'analyse supplémentaire.

En l'occurrence, un tableau de bord constitué, entre autres, de six indicateurs seraient utiles pour tenir compte de ces deux effets. Dans le cas de l'effet taille, pour chaque institution, les autorités monétaires pourraient suivre de près l'évolution du ratio crédits sur le capital ; le ratio de la marge financière sur le capital et enfin l'évolution des coefficients de performance (technique, allocative et prix). Les trois autres indicateurs, dans le cadre du suivi de l'effet « structure actionnariale » du capital, seraient le coefficient de crédits interbancaires (la proportion des crédits interbancaires dans le total des crédits), celui des dépôts interbancaires (défini de façon similaire) ainsi que les scores d'efficacité pour chaque institution avec une attention particulière sur les établissements de crédit d'un même groupe exerçant dans plusieurs pays. Ce tableau de bord, complémentaire aux données publiées dans les rapports annuels de la Commission Bancaire, sera un outil d'alerte vis-à-vis de l'approfondissement financier dans la zone Franc Ouest-africaine.

Notons enfin que les résultats obtenus sont susceptibles d'ouvrir un large agenda de recherche. L'analyse peut être affinée en analysant la performance de chaque institution prise individuellement, afin de savoir laquelle, de l'efficacité-coût et de l'efficacité-allocative, permet de mieux cerner l'efficacité technique des institutions de crédit dans l'UEMOA. En outre, on est tenté de s'interroger sur la convergence des performances bancaires suivant les groupes et de déterminer dans quelle mesure les politiques financières, incluant les variables environnementales (régionales et nationales) influeraient-elles sur la performance des établissements de crédit dans la zone. Enfin, une extension portant sur l'arbitrage efficacité-risque des établissements de crédit sera de nature à renforcer la compréhension du fonctionnement des systèmes bancaires dans l'UEMOA.

## ANNEXES

## Annexe A : Echantillon d'analyse

(source : Rapports annuels de la Commission Bancaire de l'UEMOA, diverses éditions)

## A.1. : La composition des modèles

Outputs	Modèles A			Modèles B		
	CTOTAL			MB et CNET		
	Modèle A1	Modèle A2	Modèle A3	Modèle B1	Modèle B2	Modèle B3
<i>Inputs</i>						
Nombre de guichets et points de service (GUIC)	X			X		
Ratio capital par guichets et points de vente (CPTTEG)		X			X	
Nombre de comptes (CPTES)			X			X
Nombre d'employés (EMPL)	X	X	X	X	X	X
Dépôts totaux (DTOTAL)	X	X	X			
Dépôts Interbancaires (DIB)				X	X	X
Dépôts de la clientèle (DAC)				X	X	X

**Crédits totaux (CTOTAL) :** créances sur la clientèle+ créances interbancaires

**Dépôts totaux (DTOTAL) :** dettes interbancaires + dettes à l'égard de la clientèle

**Dépôts Interbancaires (DIB) :** dettes interbancaires

**Dépôts de la clientèle (DAB) :** dettes à l'égard de la clientèle

**Marge bancaire (MB) =** Intérêt implicite nette sur la clientèle + Intérêt implicite nette interbancaire

**Intérêt implicite nette sur la clientèle :** (Intérêts et produits assimilés sur créances sur la clientèle/créances sur la clientèle) – (Intérêts et charges assimilées sur dettes à l'égard de la clientèle/dettes à l'égard de la clientèle)

**Intérêt implicite nette interbancaire :** (Intérêts et produits assimilées sur créances interbancaires/créances interbancaires) – (Intérêts et charges assimilées sur dettes interbancaires/dettes interbancaires)

**Commission nette (CNET) :** commissions reçues – commissions versées

**Coût total (COUTT) =** Total des charges moins les charges exceptionnelles, les impôts, les soldes en perte des corrections de valeur sur créances et du hors bilan, les achats de marchandises, stocks vendus, variations de stocks de marchandises, les pertes sur exercices antérieurs.

## A.2. : Nombre d'établissements de crédit selon la taille et la structure actionnariale du capital, par modèle

		Modèles A1 et A2	Modèle A3	Modèles B1 et B2	Modèle B3	Modèle Fn de coûts
Benin	Echantillon complet [G ; M ; P] [EX ; IN]	13 [2 ; 4 ; 7] [9 ; 4]	11 [2 ; 4 ; 5] [9 ; 2]	10 [2 ; 4 ; 4] [8 ; 2]	9 [2 ; 4 ; 3] [8 ; 1]	12 [2 ; 4 ; 6] [9 ; 3]
Burkina	Echantillon complet [G ; M ; P] [EX ; IN]	14 [2 ; 5 ; 7] [9 ; 5]	9 [2 ; 5 ; 2] [7 ; 2]	13 [2 ; 5 ; 6] [9 ; 4]	9 [2 ; 5 ; 2] [7 ; 2]	13 [2 ; 5 ; 6] [8 ; 5]
Côte d'Ivoire	Echantillon complet [G ; M ; P] [EX ; IN]	19 [7 ; 5 ; 7] [10 ; 9]	18 [7 ; 5 ; 6] [10 ; 8]	17 [6 ; 5 ; 6] [9 ; 8]	17 [6 ; 5 ; 6] [9 ; 8]	18 [6 ; 5 ; 7] [9 ; 9]
Mali	Echantillon complet [G ; M ; P] [EX ; IN]	15 [2 ; 4 ; 9] [10 ; 5]	11 [2 ; 4 ; 5] [8 ; 3]	12 [2 ; 4 ; 6] [9 ; 2]	11 [2 ; 4 ; 5] [8 ; 2]	14 [2 ; 4 ; 8] [9 ; 5]
Niger	Echantillon complet [G ; M ; P] [EX ; IN]	10 [- ; 2 ; 8] [7 ; 3]	9 [ ; 2 ; 7] [7 ; 2]	9 [- ; 2 ; 7] [7 ; 2]	8 [- ; 2 ; 6] [7 ; 2]	8 [- ; 2 ; 6] [6 ; 2]
Sénégal	Echantillon complet [G ; M ; P] [EX ; IN]	15 [6 ; 3 ; 6] [10 ; 5]	12 [6 ; 3 ; 3] [8 ; 4]	13 [5 ; 3 ; 5] [10 ; 4]	14 [5 ; 3 ; 6] [10 ; 4]	14 [5 ; 3 ; 6] [10 ; 4]
Togo	Echantillon complet [G ; M ; P] [EX ; IN]	J [- ; 4 ; 3] [4 ; 3]				
Total zone	Echantillon complet [G ; M ; P] [EX ; IN]	93 [19 ; 27 ; 47] [59 ; 34]	JJ [19 ; 27 ; 31] [53 ; 24]	81 [17 ; 27 ; 37] [56 ; 25]	75 [17 ; 27 ; 31] [53 ; 22]	86 [17 ; 27 ; 42] [55 ; 31]

[G ; M ; P]= respectivement, Grandes banques, Banques moyennes et Petites banques (pour l'essentiel y compris les établissements financiers

[EX ; IN]= respectivement, Etablissements de crédit dont le capital est majoritairement détenu par des actionnaires étrangers et domestiques

## A.3. : Statistiques descriptives des variables, par modèle, suivant la taille et la structure actionnariale du capital

		Echantillon complet			Banques avec Capital majoritairement Etranger		Banques avec Capital majoritairement Domestique		Grandes Banques		Banques Moyennes		Petites Banques	
		Moyenne	Ecart-type	Coefficient d'asymétrie	Moyenne	% du total	Moyenne	% du total	Moyenne	% du total	Moyenne	% du total	Moyenne	% du total
		Modèles A1 et A2	CTOTAL	52 647	67 447	2,25	59 796	72%	40 242	28%	158 044	61%	53 608	30%
	EMPL	120	127	1,89	131	69%	100	31%	304	52%	129	31%	40	17%
	DTOTAL	56 437	71 908	2,01	63 626	72%	43 962	28%	170 284	62%	58 909	30%	8 993	8%
Modèle A1	GUIC	7	10	3,15	8	59%	7	41%	16	47%	8	35%	3	19%
Modèle A2	CPTTEG	1 162	1273	2,60	1380	75%	783	25%	632	11%	1104	28%	1409	61%
Modèle A3	CTOTAL	62 945	69 827	2,08	36 392	74%	29 137	26%	158 044	62%	53 608	30%	12 791	8%
	CPTES	33 772	53 288	2,34	144	71%	131	29%	86 799	63%	28 694	30%	5 696	7%
	EMPL	140	131	1,71	70 524	72%	61 953	28%	304	54%	129	33%	48	14%
	DTOTAL	67 685	74 223	1,83	1 886	75%	1 389	25%	170 284	62%	58 909	31%	12 446	7%
Modèles B1 et B2	COMNET	1 293	2 111	3,45	1 413	76%	1 026	24%	4 128	67%	954	25%	239	8%
	EMPL	131	132	1,75	136	71%	122	29%	325	52%	129	33%	44	15%
	DIB	6 333	7 332	1,95	6 919	76%	5 020	24%	12 559	42%	8 031	42%	2 233	16%
	DAC	54 970	69 857	1,93	58 184	73%	47 771	27%	165 912	63%	50 878	31%	6 982	6%
Modèle B1	GUIC	8	11	2,93	7	62%	10	38%	18	48%	8	36%	3	15%
Modèle B2	CPTTEG	1 234	1 331	2,48	1 401	78%	860	22%	5%	-3%	6%	-6%	-79%	109%
Modèles B3	COMNET	1 393	2 163	3,34	1 492	76%	1 154	24%	4 128	67%	954	25%	276	8%
	CPTES	33 171	53 413	2,40	36 261	77%	25 729	23%	90 774	62%	28 694	31%	5 483	7%
	EMPL	140	133	1,69	143	72%	133	28%	325	53%	129	33%	48	14%
	DIB	6 680	7 503	1,84	7 129	75%	5 598	25%	12 559	43%	8 031	43%	2 280	14%
	DAC	59 329	70 808	1,85	61 468	73%	54 176	27%	165 912	63%	50 878	31%	8 241	6%

Sauf pour les pourcentages et le coefficient d'asymétrie, il s'agit de données en millions FCFA.

## Annexe B : Efficacités techniques (orientées outputs) selon la structure actionnariale du capital des établissements de crédit

		Fonction de production			Fonction de production			Fonction de production		
		Modèle A1			Modèle A2			Modèle A3		
		DEA		SFA	DEA		SFA	DEA		SFA
		CRS	VRS	F. de prod.	CRS	VRS	F. de prod.	CRS	VRS	F. de prod.
<b>BENIN</b>	Etranger	<b>2.37</b>	<b>1.75</b>	<b>0.81</b>	<b>2.18</b>	<b>2.14</b>	<b>0.79</b>	<b>2.27</b>	<b>1.75</b>	<b>0.71</b>
Capital Majoritairement	Domestique	3.27	3.02	0.74	3.11	2.85	0.72	4.70	4.07	0.53
<b>Burkina</b>	Etranger	<b>2.21</b>	<b>1.61</b>	<b>0.83</b>	<b>1.88</b>	<b>1.66</b>	0.72	<b>1.97</b>	<b>1.37</b>	<b>0.81</b>
Capital Majoritairement	Domestique	5.93	4.41	0.78	2.49	2.01	<b>0.75</b>	2.89	1.48	0.78
<b>CÔTE D'IVOIRE</b>	Etranger	<b>1.64</b>	<b>1.21</b>	<b>0.82</b>	<b>1.29</b>	<b>1.24</b>	<b>0.80</b>	2.19	1.38	0.81
Capital Majoritairement	Domestique	1.83	1.74	<b>0.84</b>	1.44	1.43	0.78	<b>1.79</b>	<b>1.16</b>	<b>0.81</b>
<b>MALI</b>	Etranger	<b>2.11</b>	<b>1.61</b>	<b>0.81</b>	2.04	1.80	<b>0.81</b>	3.48	2.78	<b>0.83</b>
Capital Majoritairement	Domestique	2.61	2.25	0.77	<b>1.76</b>	<b>1.53</b>	0.80	<b>2.11</b>	<b>1.79</b>	0.78
<b>Niger</b>	Etranger	<b>3.56</b>	<b>2.58</b>	<b>0.76</b>	<b>3.35</b>	<b>3.32</b>	<b>0.80</b>	<b>1.89</b>	1.51	<b>0.64</b>
Capital Majoritairement	Domestique	10.03	5.78	0.63	9.80	9.76	0.58	1.93	<b>1.37</b>	0.61
<b>SENEGAL</b>	Etranger	<b>2.32</b>	<b>1.62</b>	<b>0.85</b>	<b>1.64</b>	<b>1.46</b>	<b>0.77</b>	<b>1.89</b>	1.51	0.80
Capital Majoritairement	Domestique	3.02	2.41	0.73	2.60	2.24	0.72	1.93	<b>1.37</b>	<b>0.83</b>
<b>Togo</b>	Etranger	3.38	3.00	0.71	3.43	3.39	0.78	<b>3.17</b>	2.74	0.61
Capital Majoritairement	Domestique	<b>3.24</b>	<b>1.68</b>	<b>0.77</b>	<b>1.47</b>	<b>1.43</b>	<b>0.79</b>	3.36	<b>1.68</b>	<b>0.71</b>
<b>Moyenne</b>	Etranger	<b>2.38</b>	<b>1.77</b>	<b>0.81</b>	<b>2.09</b>	<b>1.97</b>	<b>0.78</b>	<b>2.20</b>	<b>1.67</b>	<b>0.76</b>
Capital Majoritairement	Domestique	3.64	2.72	0.77	2.74	2.54	0.75	2.49	1.78	0.74
<b>Minimum</b>	Etranger	1.64	1.21	0.71	1.29	1.24	0.72	1.89	1.37	0.61
Capital Majoritairement	Domestique	1.83	1.68	0.63	1.44	1.43	0.58	1.79	1.16	0.53
<b>Maximum</b>	Etranger	3.56	3.00	0.85	3.43	3.39	0.81	3.48	2.78	0.83
Capital Majoritairement	Domestique	10.03	5.78	0.84	9.80	9.76	0.80	4.70	4.07	0.83

		Fonction de production		Fonction de production		Fonction de production	
		Modèle B1		Modèle B2		Modèle B3	
		DEA		DEA		DEA	
		CRS	VRS	CRS	VRS	CRS	VRS
<b>BENIN</b>	Etranger	12.51	4.68	17.11	13.22	5.99	5.62
Capital Majoritairement	Domestique	<b>2.46</b>	<b>2.39</b>	<b>2.53</b>	<b>2.53</b>	<b>3.57</b>	<b>3.35</b>
<b>Burkina</b>	Etranger	37.56	5.31	38.80	5.74	7.10	4.08
Capital Majoritairement	Domestique	<b>3.84</b>	<b>3.04</b>	<b>3.30</b>	<b>2.66</b>	<b>2.22</b>	<b>1.88</b>
<b>COTE D'IVOIRE</b>	Etranger	<b>1.52</b>	<b>1.21</b>	<b>1.64</b>	<b>1.61</b>	<b>1.44</b>	<b>1.24</b>
Capital Majoritairement	Domestique	1.65	1.60	1.85	1.81	1.45	1.38
<b>MALI</b>	Etranger	26.19	10.52	28.40	24.33	9.44	7.80
Capital Majoritairement	Domestique	<b>2.61</b>	<b>2.31</b>	<b>1.92</b>	<b>1.78</b>	<b>2.58</b>	<b>2.15</b>
<b>Niger</b>	Etranger	6.25	2.53	<b>7.34</b>	7.07	<b>2.76</b>	<b>2.17</b>
Capital Majoritairement	Domestique	<b>4.98</b>	<b>2.88</b>	8.70	<b>5.14</b>	4.84	4.72
<b>SENEGAL</b>	Etranger	13.52	5.77	14.04	13.72	2.85	2.65
Capital Majoritairement	Domestique	<b>1.55</b>	<b>1.38</b>	<b>1.38</b>	<b>1.36</b>	<b>1.30</b>	<b>1.11</b>
<b>Togo</b>	Etranger	4.61	3.87	5.55	5.49	3.15	2.83
Capital Majoritairement	Domestique	<b>3.82</b>	<b>2.76</b>	<b>2.52</b>	<b>2.47</b>	<b>3.15</b>	<b>2.38</b>
<b>Moyenne</b>	Etranger	15.41	5.02	16.94	10.79	4.65	3.77
Capital Majoritairement	Domestique	<b>2.79</b>	<b>2.24</b>	<b>2.83</b>	<b>2.36</b>	<b>2.36</b>	<b>2.08</b>
<b>Minimum</b>	Etranger	1.52	1.21	1.64	1.61	1.44	1.24
Capital Majoritairement	Domestique	1.55	1.38	1.38	1.36	1.30	1.11
<b>Maximum</b>	Etranger	37.56	10.52	38.80	24.33	9.44	7.80
Capital Majoritairement	Domestique	4.98	3.04	8.70	5.14	4.84	4.72

### Annexe C : Efficacités techniques (orientées outputs) des modèles A et B selon la taille des établissements de crédit

		Modèle A1			Modèle A2			Modèle A3		
		DEA		SFA	DEA		SFA	DEA		SFA
		CRS	VRS	Fn. de prod.	CRS	VRS	Fn. de prod.	CRS	VRS	Fn. de prod.
BENIN	Grandes banques	1,50	1,26	0,80	1,12	1,11	0,80	1,72	1,26	0,86
	Banques moyennes	1,89	1,59	0,82	1,58	1,51	0,81	2,10	1,56	0,80
	Petites banques et Etab. financiers	3,40	2,71	0,77	3,36	3,20	0,68	3,60	3,02	0,50
BURKINA	Grandes banques	2,56	1,43	0,80	1,42	1,34	0,75	2,75	1,43	0,75
	Banques moyennes	2,02	1,44	0,82	1,36	1,25	0,81	2,19	1,42	0,82
	Petites banques et Etab. financiers	4,45	3,38	0,80	2,75	2,23	0,77	3,60	3,02	0,50
COTE D'IVOIRE	Grandes banques	1,70	1,15	0,81	1,16	1,10	0,79	1,89	1,15	0,84
	Banques moyennes	1,27	1,24	0,85	1,27	1,25	0,83	1,49	1,07	0,81
	Petites banques et Etab. financiers	2,09	1,92	0,84	1,63	1,61	0,84	1,82	1,34	0,79
MALI	Grandes banques	1,65	1,18	0,84	1,12	1,11	0,81	1,82	1,18	0,84
	Banques moyennes	1,96	1,60	0,77	1,43	1,43	0,79	2,14	1,58	0,80
	Petites banques et Etab. financiers	2,56	2,07	0,79	2,36	1,97	0,77	2,18	1,84	0,75
NIGER	Grandes banques	---	---	---	---	---	---	---	---	---
	Banques moyennes	2,52	1,65	0,79	1,53	1,49	0,79	2,68	1,61	0,79
	Petites banques et Etab. financiers	6,24	4,01	0,70	6,22	6,19	0,65	3,37	2,93	0,53
SENEGAL	Grandes banques	1,53	1,29	0,81	1,13	1,12	0,80	1,76	1,28	0,85
	Banques moyennes	1,67	1,35	0,85	1,25	1,24	0,83	1,82	1,33	0,82
	Petites banques et Etab. financiers	4,02	2,74	0,78	3,14	2,57	0,75	1,53	1,26	0,88
TOGO	Grandes banques	---	---	---	---	---	---	---	---	---
	Banques moyennes	2,48	1,69	0,75	1,60	1,56	0,77	2,74	1,69	0,75
	Petites banques et Etab. financiers	4,44	3,43	0,71	3,91	3,87	0,69	3,92	3,08	0,53
Moyenne	Grandes banques	1,71	1,24	0,81	1,17	1,13	0,79	1,91	1,23	0,83
	Banques moyennes	1,92	1,49	0,81	1,42	1,38	0,81	2,12	1,44	0,80
	Petites banques et Etab. financiers	3,83	2,84	0,77	3,31	3,05	0,74	2,67	2,21	0,66
Minimum	Grandes banques	1,50	1,15	0,80	1,12	1,10	0,75	1,72	1,15	0,75
	Banques moyennes	1,27	1,24	0,75	1,25	1,24	0,77	1,49	1,07	0,75
	Petites banques et Etab. financiers	2,09	1,92	0,70	1,63	1,61	0,65	1,53	1,26	0,50
Maximum	Grandes banques	2,56	1,43	0,84	1,42	1,34	0,81	2,75	1,43	0,86
	Banques moyennes	2,52	1,69	0,85	1,60	1,56	0,83	2,74	1,69	0,82
	Petites banques et Etab. financiers	6,24	4,01	0,84	6,22	6,19	0,84	3,92	3,08	0,88

		Modèle B1		Modèle B2		Modèle B3	
		DEA		DEA		DEA	
		CRS	VRS	CRS	VRS	CRS	VRS
BENIN	Grandes banques	2,15	1,92	2,27	2,25	2,18	1,99
	Banques moyennes	3,73	3,66	3,73	3,69	3,22	3,00
	Petites banques et Etab. financiers	21,44	5,94	30,62	22,90	11,42	10,78
BURKINA	Grandes banques	2,69	1,92	1,74	1,69	2,10	1,68
	Banques moyennes	5,69	5,05	5,32	4,86	5,53	4,74
	Petites banques et Etab. financiers	56,40	5,10	58,71	5,77	11,15	2,63
COTE D'IVOIRE	Grandes banques	1,29	1,10	1,33	1,26	1,24	1,04
	Banques moyennes	1,55	1,45	1,78	1,77	1,50	1,30
	Petites banques et Etab. financiers	2,02	1,65	2,24	2,23	1,69	1,66
MALI	Grandes banques	25,92	25,04	24,38	24,17	25,37	23,63
	Banques moyennes	2,97	2,74	2,73	2,61	3,06	2,77
	Petites banques et Etab. financiers	30,06	6,90	33,71	27,69	3,88	1,99
NIGER	Grandes banques	---	---	---	---	---	---
	Banques moyennes	3,48	3,08	2,84	2,81	2,13	1,95
	Petites banques et Etab. financiers	6,93	2,67	9,36	8,10	3,84	3,19
SENEGAL	Grandes banques	1,73	1,66	1,55	1,54	1,49	1,21
	Banques moyennes	2,10	1,81	2,13	2,12	1,96	1,84
	Petites banques et Etab. financiers	30,01	10,89	31,37	30,57	3,81	3,66
TOGO	Grandes banques	---	---	---	---	---	---
	Banques moyennes	4,20	3,68	3,66	3,65	3,62	3,08
	Petites banques et Etab. financiers	4,37	3,01	5,04	4,92	2,53	2,04
Moyenne	Grandes banques	4,58	4,27	4,27	4,20	4,36	3,93
	Banques moyennes	3,44	3,13	3,26	3,15	3,14	2,78
	Petites banques et Etab. financiers	22,36	5,11	25,25	14,82	4,73	3,49
Minimum	Grandes banques	1,29	1,10	1,33	1,26	1,24	1,04
	Banques moyennes	1,55	1,45	1,78	1,77	1,50	1,30
	Petites banques et Etab. financiers	2,02	1,65	2,24	2,23	1,69	1,66
Maximum	Grandes banques	25,92	25,04	24,38	24,17	25,37	23,63
	Banques moyennes	5,69	5,05	5,32	4,86	5,53	4,74
	Petites banques et Etab. financiers	56,40	10,89	58,71	30,57	11,42	10,78

## Annexe D : Résultats des estimations économétriques SFA

	Fonction de production		
	CTOTAL	CTOTAL	CTOTAL
beta 0	6,66	5,73	6,75
	[12,51]*	[4,34]*	[6,57]*
Ln <i>GUIC</i>	0,97		
	[2,73]*		
ln <i>CPTEG</i>		-0,04	
		[-1,17]	
ln <i>CPTES</i>			1,57
			[5,16]*
ln <i>EMPL</i>	-0,44	0,21	-2,70
	[-10,17]*	[0,38]	[-32,09]*
ln <i>DTOTAL</i>	-0,17	-0,08	-0,21
	[-10,28]*	[-3,21]*	[-7,26]*
ln <i>GUIC</i> ^2	0,14		
	[2,46]*		
ln <i>CPTEG</i> ^2		0,02	
		[0,55]	
ln <i>CPTES</i> ^2			-0,02
			[-4,67]*
ln <i>EMPL</i> ^2	0,40	0,07	-0,56
	[4,19]*	[0,97]	[-23,78]*
ln <i>DTOTAL</i> ^2	0,07	0,08	0,05
	[3,01]*	[2,88]*	[1,14]
ln <i>GUIC</i> * ln <i>EMPL</i>	-0,72		
	[-49,29]*		
ln <i>GUIC</i> * ln <i>DTOTAL</i>	0,16		
	[3,79]*		
ln <i>CPTEG</i> * ln <i>EMPL</i>		0,10	
		[1,23]	
ln <i>CPTEG</i> * ln <i>DTOTAL</i>		-0,05	
		[-12,72]*	
ln <i>CPTES</i> * ln <i>EMPL</i>			0,32
			[1,60]
ln <i>CPTES</i> * ln <i>DTOTAL</i>			-0,24
			[-59,50]*
ln <i>EMPL</i> * ln <i>EPARG</i>	-0,16	-0,11	0,47
	[-20,36]*	[-12,66]*	[2,86]*
sigma-squared	0,61	0,80	0,90
	[2,25]*	[2,41]*	[2,61]*
gamma	0,81	0,85	0,96
	[7,11]*	[9,83]*	[31,12]*
mu	-1,40	-1,65	-1,86
	[-16,64]*	[-19,03]*	[-25,30]*
eta is restricted to be zero			
log likelihood	-49,88	-55,46	-26,18
LR test (one-sided error)	2,53***	4,60**	8,36*
n	93	93	77

[ ] : écart-type

\* : significativité à 1% ; \*\* : significativité à 5% et \*\*\* :

significativité à 10% ;

$$\chi_{0,80}^2(1) = 1,64; \chi_{0,90}^2(1) = 2,71; \chi_{0,98}^2(1) = 5,41$$

	Fonction de coûts
	COÛT
beta 0	1,98
	[2,31]*
Ln <i>CTOTAL</i>	-0,13
	[-7,77]*
Ln <i>FREG/FREP</i>	-2,29
	[-41,09]*
Ln <i>ISURD/FREP</i>	1,17
	[4,47]*
Ln <i>CTOTAL</i> ^2	0,01
	[0,63]
Ln ( <i>FREG/FREP</i> )^2	-0,06
	[-2,93]*
Ln ( <i>ISURD/FREP</i> )^2	0,11
	[6,36]*
Ln <i>CTOTAL</i> * ( <i>FREG/FREP</i> )	0,26
	[4,62]*
Ln <i>CTOTAL</i> * ( <i>ISURD/FREP</i> )	-0,07
	[-28,73]*
Ln ( <i>FREG/FREP</i> )	-0,19
	[-48,45]*
sigma-squared	0,63
	[4,06]*
Gamma	1,00
	[262,59]*
Mu	-1,59
	[-48,86]*
eta is restricted to be zero	
log likelihood function	13,82
LR test (one-sided error)	26,97*
n	86

COÛTTL : coût total

FREG : frais généraux

FREP : frais du personnel

ISURD : Intérêts et charges assimilées sur dettes à l'égard de la clientèle et intérêts et charges assimilées sur dettes interbancaires

[ ] : écart-type

\* : significativité à 1% ; \*\* : significativité à 5% et \*\*\* :

significativité à 10% ;

$$\chi_{0,80}^2(1) = 1,64; \chi_{0,90}^2(1) = 2,71; \chi_{0,98}^2(1) = 5,41$$

## Annexe E : Méthodes DEA et SFA

Afin de calculer le coefficient d'efficacité technique avec la méthode DEA, Charnes et al. (1978) proposent une résolution qui maximise le ratio entre les outputs et les inputs pondérés par des coefficients, dont la somme est égale à l'unité afin d'éviter l'infinité de solutions. Supposons qu'il y ait  $N$  institutions, telle que la  $i^{\text{ème}}$  utilise un vecteur  $x_i$  de  $IK$  inputs pour produire un vecteur  $y_i$  de  $JM$  outputs, la solution revient à résoudre séquentiellement (pour chaque institution) le programme suivant (Coelli et al., 2005) :

$$\max \Lambda^i = \sum_{m=1}^M \mu_m y_m^i \quad i = 1, \dots, N; \quad m = 1, \dots, M; \quad \text{sc} \quad \mu' y^i - v' x^i \leq 0 \quad \mu, v \geq 0 \quad v' x^i = 1$$

Ou, sous la représentation duale :  $\min_{\theta, \lambda} \theta^i \quad \text{sc} : -y^i + M\lambda \leq 0 \quad i = 1, \dots, N; \quad \theta x^i - K\lambda \geq 0; \quad \lambda \geq 0$  avec  $\lambda$  un vecteur de constante  $N \times 1$  et  $\theta$  un scalaire représentant le score d'efficacité technique de la  $i^{\text{ème}}$  institution. Suivant l'idée originale de Farrell (1957), lorsque  $\theta^i = 1$  alors cette  $i^{\text{ème}}$  institution est dite efficace par rapport aux autres institutions. Par contre, une banque comparativement moins efficace aura un score inférieur à un (1) lorsque les calculs sont orientés inputs (ou avec un coefficient supérieur à 1, dans le cas d'une efficacité technique orientée output). Cette situation de rendements d'échelle constants est aisément transposable à une situation de rendements d'échelle variables. En effet, en imposant une contrainte de convexité, le programme linéaire devient :

$\min_{\theta, \lambda} \theta^i \quad \text{sc} : -y^i + M\lambda \leq 0 \quad i = 1, \dots, N; \quad \theta x^i - K\lambda \geq 0; \quad \lambda \geq 0; \quad \Pi' \lambda = 1$  avec  $\Pi$  un vecteur unité. Quant à la spécification originale des frontières stochastiques de production pour  $N$  institutions, proposée distinctement par Aigner, Lovell et Schmidt (1977) et Meeusen et Van den Broeck (1977), elle se présente comme suit :

$y_i = x_i \beta + (v_i - \mu_i)$  avec  $v_i \sim iidN(0; \sigma_v^2)$  et  $\mu_i \sim N'(\bar{\mu}; \sigma_\mu^2)$  avec  $i = 1, \dots, N$ ,  $x_i$  le vecteur des inputs nécessaires pour produire  $y_i$  suivant la pondération des coefficients estimés  $\beta$ ,  $v_i$  la composante du terme d'erreurs aléatoires de la régression et  $\mu_i$  la composante du terme d'erreurs qui représente le niveau d'inefficacité de la  $i^{\text{ème}}$  institution. La première composante, par hypothèse, suit une Normale identiquement distribuée. La seconde composante est quant à elle construite de telle sorte qu'elle suit une distribution asymétrique, positive et indépendante de la première composante. Coelli et al. (2005) soulignent que dernière distribution peut être spécifiée par une loi semi-normale positive ( $\bar{\mu} = 0$ ), une loi normale tronquée ( $\bar{\mu} \neq 0$ ) ou une loi Gamma de moyenne  $\lambda$  ( $\mu_i \sim iidG(\lambda; 0)$ ). Au signe près du terme composé d'erreurs, la fonction de coût est spécifiée de façon similaire :

$c_i = x_i \beta + (v_i + \mu_i)$ , avec  $v_i \sim iidN(0; \sigma_v^2)$  et  $\mu_i \sim N'(0; \sigma_\mu^2)$  - cf. Berger et al. (1993) pour un développement à ce sujet.

Les variables sont exprimées en logarithme. Les coefficients ainsi que la distribution des niveaux d'inefficacité sont estimés par la méthode de maximum de vraisemblance. Les tests de significativité des coefficients usuels sont applicables. Quant au test général d'absence d'une éventuelle inefficacité, divers tests notamment le Z-test (peu puissant pour les petits

échantillons) ou le test du ratio de vraisemblance (LR-test ; pour une discussion générale, cf. Coelli, 2005), op. cit.

La procédure pour conduire le LR-test est basée sur le facteur de paramétrisation de Aigner, Lovell et Schmidt, op.cit.,  $\lambda$  tel que  $\lambda^2 = \sigma_u^2 / \sigma_v^2 \geq 0$ . En l'occurrence, lorsque  $\lambda = 0$  on peut en déduire que les termes d'erreurs sont essentiellement composés d'erreurs aléatoires. D'où l'hypothèse nulle  $H_0 : \lambda = 0$  (la composante d'inefficacité  $y$  est statistiquement nulle) versus l'hypothèse alternative  $H_1 : \lambda \neq 0$ . Avec une distribution semi-normale, Coelli (1995) calcule statistique  $LR = -2 [Vr - Vsr]$  avec  $Vr$  la valeur maximisée de la fonction log de vraisemblance avec restriction (par exemple, en supposant que la distribution est semi-normale vs normale) et  $Vsr$  la valeur maximisée de la fonction log de vraisemblance sans restriction. Ainsi, l'auteur montre que ce test peut être conduit par rapport à une distribution de khi-deux. Notamment, si la excède:  $\chi^2_{1-2\alpha}(r)$  au seuil de risque  $\alpha$  et avec  $r$  le degré de liberté égal au nombre de restriction, alors on peut rejeter l'hypothèse nulle.

**BIBLIOGRAPHIE**

Aigner D.J., Lovell, C.A.K. and Schmidt, P. (1977), « Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models », *Journal of Econometrics*, 6, pp. 21-37.

Akhigbe A., et J. E. McNulty (2003), « The Profit Efficiency of Small U.S. Commercial Banks », *Journal of Banking and Finance*, 27, pp. 307-325.

Ary Tanimoune N. (2008), « Financement des économies en développement : La performance comparative des banques et institutions de microfinance », *Communications*, 42<sup>nd</sup> Annual Meeting of the Canadian Economics Association, University of British Columbia, Vancouver, B.C., 6-8 juin et 25th International Symposium on Money, Banking and Finance, Luxembourg, 18-20 juin.

Ary Tanimoune N. (2007), « How important can be a Spatial Dependence effect in a Monetary Union ? The case of Credit Distribution in West African Zone Franc », *Communication*, 12th Annual Conference on Econometric Modeling in Africa, Le Cap (South Africa), 4-6 juillet, soumis à publication.

Ary Tanimoune N. (2007), « Système financier dualiste et impacts des politiques financières : essai de modélisation », *Actualités Economiques*, Volume 83, n°1, mars, pp. 55-70.

Ary Tanimoune N. (2004), « Mise en évidence des impacts de la libéralisation financière sur le financement bancaire dans l'UEMOA », *Revue Africaine d'Economie de Gestion*, n°1, janvier 2004.

Ary Tanimoune N. (2003), « Les déterminants de la marge bancaire dans l'UEMOA : une analyse sur données de panel », *Etude et Recherche*, B.C.E.A.O., n°539. août/septembre, pp. 3-19.

Banker R., Charnes A. et Cooper W. (1984), « Some Models for Estimating Technical and Scale Inefficiencies in Data Envelopment Analysis », *Management Science*, 30, p.1078-1092.

Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest, Avis n°01/2007/RB.

Barajas A., Steiner R., et Salazar N. (2000), « Foreign Investment in Colombia's Financial Sector », dans Claessens S., Marion Jansen (Eds.), *The Internationalization of Financial Services : Issues and Lessons for Developing Countries*, Kluwer Academic Press, Boston, Ma.

Bauer P., Berger A., Ferrier G. et Humphrey D. (1998), « Consistency Conditions for Regulatory Analysis of Financial Institutions : A Comparison of Frontier Efficiency Methods », *Journal of Economics and Business*, 50 (2), pp. 85-114.

Berger A. et Humphrey D. (1997), « Efficiency of Financial Institutions : International Survey and Directions for Future Research », *European Journal of Operational Research*, 98, p. 175-212.

Berger A.N., Hancock D., Humphrey D. 1993), « Bank efficiency derived from the profit function », *Journal of Banking and Finance*, 17, pp. 317-347.

Blackorby C. et Russel R. (1989), « Will the Real Elasticity of Substitution Please Stand Up ? A Comparison of the Allen/Uzawa and Morishima Elasticities », *American Economic Review*, vol. 79, n°4, pp. 882-888.

Chaffai M.E., Dietsch M. et Lozano-Vivas A. (2001), « Technological and Environmental Differences in the European Banking Industries », *Journal of Financial Services Research*, Volume 19, 2/3, pp. 147-162.

Charnes A., Cooper W. et Rhodes E. (1978), « Measuring Efficiency of Decision Making Units », *European Journal of Operations Research*, 6, pp. 429-444.

Coelli T.J., Rao D.S.P., O'Donnell C.J. et Battese G.E. (2005), *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, 2nd Edition, Springer, New York, 349 pp.

Coelli T.J. (1996), « A guide to FRONTIER version 4.1 : A computer program for stochastic frontier production and cost function estimation », CEPA Working Paper 96/07, Centre for Efficiency and Productivity Analysis.

Coelli T.J. (1995), « Estimators and Hypothesis Tests for a Stochastic : A Monte Carlo Analysis », *Journal of Productivity Analysis*, 6, pp. 247-268.

Cooper W.W., Seiford L.M. et Tone K. (2000), *Data Envelopment Analysis : A Comprehensive Text with Models, Applications, References and DEA-Solver Software*, Norwell (MA), Kluwer Academic Publishers, 490 p.

David A. Carter, McNulty J. E. et Verbrugge J. (2004), « Do Small Banks have an Advantage in Lending ? An Examination of Risk-Adjusted Yields on Business Loans at Large and Small Banks », *Journal of Financial Services Research*, n°25, 2-3, pp. 233-252.

Dem I. (2003), « Economies de coûts, économies d'échelle et de production jointe dans les banques de l'UEMOA : qu'est ce qui explique les différences de performance ? », *NIS*, n°537, juin.

Färe R. et Grosskopf S. (2000), Reference Guide to OnFront, Economic Measurement and Quality Corporation, Lund, Sweden.

Farrell M. J. (1957), « The Measurement of Productivity Efficiency », *Journal of the Royal Statistical Society, Series A, CXX, Part 3*, pp. 253-290.

Feldstein M. (ed) (2000), « Discussion Summary Version of May 17, 2001, Financial Policies, Economic and Financial Crises in Emerging Markets Economies », NBER Conference, Woodstock, Vermont, October 19–21, 2000.

Ferrier G. et Lovell K. (1990), « Measuring cost efficiency in banking : econometric and linear programming evidence », *Journal of Econometrics*, 46, 1/2, pp. 229–245.

Fuss M., McFadden D. et Mundlak Y. (1978), « A Survey of Functional Forms in the Economic Analysis of Production », dans Fuss M. et McFadden D. (eds.) *Production Economics : A Dual Approach to Theory and Applications*, North-Holland.

George E. Battese R.D., Charnes A. et Cooper W.W. (1984), « Some models for estimating technical and sclae inefficiencies in Data Envelopment Analysis », *Management Science*, vol.30, n°9, September, pp. 1078-1092.

Goldberg L., Dages G. et Kinney D. (1999), « Lending in Emerging Markets : Foreign and Domestic Banks Compared », Working paper, November, Federal Reserve Bank of New York.

Grabowski R., N. Rangan et R. Rezvanian (1994), « The effect of deregulation on the efficiency of U.S. banking firms », *Journal of Economics and Business*, 46, 39-54.

Greenwood J. et Jovanovic J. (1990), « Financial Development, Growth, and the Distribution of Income », *Journal of Political Economy*, vol.98, n°5, pp. 1076-1107.

Hannan T. H. (1991), « Foundations of the structure-conduct-performance paradigm in banking », *Journal of Money, Credit and Banking*, 23, pp. 68-84.

Jacquet P. et Pollin J.P. (2007), « Systèmes financiers et croissance » dans Arthus P. *Finance et Croissance*, Cercle des Economistes, Descartes.

Jensen M. et Meckling W. (1976), « Theory of the firm : Managerial behavior, agency costs and ownership structure », *Journal of Financial Economics*, n°3, pp. 305-360.

Kablan S. (2007), « Mesure de la Performance des Banques dans les Pays en Développement : Le Cas de l'UEMOA (Union Economique et Monétaire Ouest fricaine) », Communication à la Conférence économique africaine, 15-17 novembre 2007, Addis-Abeba.

Kuenzle M. (2005), « Cost Efficiency in Network Industries : Application of Stochastic Frontier Analysis », Universität Zürich.

Lensink R., Meesters A. et Naaborg I. (2008), « Bank efficiency and foreign ownership : Do good institutions matter ? », *Journal of Banking & Finance* 32 (5), pp. 834–844.

Meeusen W. and van den Broeck J. (1977), « Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions With Composed Error », *International Economic Review*, 18, pp. 435-444.

Peterson M. et Rajan R. (1995), « The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationships », *Quarterly Journal of Economics*, pp. 407–443.

Rangan N.R., Grabowski R. et Pasurka C. (1988), « The technical efficiency of US banks », *Economics Letters*, 28, pp. 169-175.

Sensarma R. (2006), « Are foreign banks always the best ? Comparison of state-owned, private and foreign banks in India », *Economic Modelling* 23, pp. 717–735.

Stiglitz J. et Weiss A. (1981), « Credit rationing in markets with imperfect information » *American Economic Review*, n°77. pp. 393-410.

Weill L. (2006), « Propriété étrangère et efficience technique des banques dans les pays en transition. Une analyse par la méthode DEA », *Revue économique*, n°5, Volume 57, pp. 1093-1108.

Williamson S. (1987), « Costly Monitoring, Loan Contracts, and Equilibrium Credit Rationing », *Quarterly Journal of Economics*, vol.102. pp. 135-145.

Yildirim H.S. et Philippatos G.C. (2002), « Efficiency of Banks : Recent Evidence from the Transition Economies of Europe, 1993–2000 », Unpublished paper, April 2002.

## HETEROGENEITE DES CHOCS ET VIABILITE DES UNIONS MONETAIRES EN AFRIQUE DE L'OUEST

*Sampawende Jules-Armand TAPSOBA\**

### Résumé

Une monnaie unique est un objectif politique des Etats ouest-africains. En Avril 2000, les décideurs politiques de la région ont décidé d'accélérer leur intégration en créant une seconde zone monétaire en plus de l'UEMOA. Au niveau académique, une importante littérature émet un doute sur la viabilité d'une monnaie ouest-africaine à cause de l'ampleur des chocs divergents. Ces derniers rendraient une politique monétaire commune inadaptée et inefficace. Cette littérature paraît statique dans sa conception puisqu'elle se réfère à la situation des économies avant l'intégration monétaire pour savoir si celle-ci est opportune. L'intégration monétaire elle-même crée des changements structurels qui atténuent les chocs ou permettent d'en compenser les effets. Cet article propose une analyse empirique des mécanismes à mettre en œuvre pour assurer la viabilité des unions monétaires. Les résultats indiquent que les conséquences négatives des chocs asymétriques entre les pays ouest-africains peuvent être atténuées par une intensification du commerce régional et par un développement des marchés régionaux de crédit.

Classification JEL : E2, E3, E6, F1, F3.

Mots-clés : Zone Monétaire Optimale, Chocs asymétriques, Intégration Commerciale, Stabilisation conjoncturelle, Afrique de l'Ouest.

### Abstract

Having a single currency is an official policy objective of West African states. In April 2000, West African decisions-makers decided to accelerate the integration of their economies by creating a second monetary zone in addition to the WAEMU (West African Economic and Monetary Union). On academic grounds, an important literature argues that a monetary union in West Africa would be costly because of the magnitude of asymmetric shocks. When shocks are divergent, a common monetary policy is inappropriate and ineffective. This literature is static and does not include structural changes associated with the establishment of monetary integration. Such structural breaks can cope with asymmetric shocks. This article proposes an analysis of mechanisms that monetary unions in West Africa could develop in order to alleviate the costs of asymmetric shocks. Our results suggest that a West African currency could be optimal by

\* : *Chargé de Cours et de Recherches, Centre d'Etudes et de Recherches sur le Développement International (CERDI), Université d'Auvergne (Clermont-Ferrand). Courriel : Sampawende\_Jules.Tapsoba@u-clermont1.fr.*

intensifying regional trade and by expanding regional credit markets.

JEL Classification : E2, E3, E6, F1, F3.

Keywords : Optimal Currency Area, Asymmetric shocks, Trade Integration, Output stabilization, West Africa.

## INTRODUCTION

Une monnaie unique émise par une banque centrale africaine est un objectif politique depuis les indépendances. La stratégie privilégiée par l'Union Africaine est une construction en deux phases : des monnaies sous-régionales dans un premier temps puis une monnaie africaine dans un second temps<sup>24</sup>. C'est dans ce cadre qu'il est prévu de créer une monnaie unique dans l'espace CEDEAO (Communauté économique des Etats de l'Afrique de l'Ouest). En Avril 2000, la CEDEAO a créé une seconde zone monétaire en plus de l'UEMOA (Union Economique et Monétaire Ouest-africaine) : la ZMAO (Zone Monétaire de l'Afrique de l'Ouest). A terme, la ZMAO devra fusionner avec l'UEMOA où le Franc de la Communauté Financière Africaine (FCFA) a déjà cours légal.

Au niveau académique, une importante littérature sur la pertinence économique d'une monnaie unique en Afrique de l'ouest a été développée. Cette dernière conclut à un bilan négatif d'une monnaie commune à l'échelle de la CEDEAO. L'hétérogénéité des chocs est si marquée entre les pays ouest-africains que les coûts qui découleraient d'une union monétaire ne compenseront pas les bénéfices escomptés<sup>25</sup>. Les économies ouest-africaines sont sujettes à d'importants chocs asymétriques (dans la suite les termes chocs asymétriques, chocs hétérogènes, chocs dissymétriques, chocs spécifiques sont équivalents) qui rendent une politique monétaire commune inadaptée et coûteuse. Dans le même temps, des réflexions sont en cours pour accélérer l'intégration monétaire. En effet, le véritable enjeu dans la littérature est l'identification des politiques à mener afin de garantir des avantages nets de l'intégration monétaire ouest-africaine.

Cet article s'inscrit dans cette dernière vision de la littérature et examine dans quelle mesure l'hétérogénéité des chocs peut être surmontée en vue de la création d'une monnaie ouest-africaine. Nous postulons que les analyses basées sur la convergence actuelle des conjonctures sont statiques et éludent les changements structurels générés par la formation d'une union monétaire. L'existence même de l'union réduit les inconvénients des chocs hétérogènes par le développement des échanges commerciaux et des outils d'ajustement autres que le taux de change. L'introduction d'une monnaie unique crée en effet, des ruptures structurelles dans les structures économiques et dans la coordination des politiques économiques. Nous examinons comment les changements structurels induits par une union monétaire entre les Etats ouest-africains peuvent atténuer les coûts d'ajustement aux chocs asymétriques. L'étude s'intéresse à deux

24 : *Le fondement politique d'une monnaie africaine a été formalisé dans le traité d'Abuja (Nigeria) signé en juin 1991. Il définit les différentes étapes de la coopération économique entre les Etats africains pour un développement concerté en instaurant dans le cadre de l'Union Africaine, la « Communauté Economique Africaine ».*

25 : *Les bénéfices attendus de l'intégration monétaire en Afrique de l'ouest sont principalement le développement du commerce régional et le renforcement de la crédibilité des politiques macroéconomiques.*

ruptures structurelles que sont le l'intensification des échanges commerciaux et le développement de mécanismes d'ajustement alternatifs au taux de change.

L'analyse est organisée comme suit. La deuxième section présente le contexte d'analyse. La section 3 décrit comment une union monétaire renforce son optimalité à travers des changements structurels dans l'intégration commerciale et dans les mécanismes de stabilisation conjoncturelle. Les sections 4 et 5 analysent respectivement la pertinence des arguments d'optimalité des unions monétaires ouest-africaines par les échanges commerciaux et par la stabilisation. Enfin, la section 6 conclut par des recommandations de politique économique sur la viabilité des unions monétaires en Afrique de l'Ouest.

## **I - CONTEXTE D'ANALYSE**

L'architecture monétaire actuelle en Afrique de l'Ouest résulte des choix faits aux lendemains des indépendances. Les anciennes colonies britanniques créèrent leurs propres monnaies alors que les pays francophones formèrent l'Union Monétaire Ouest-africaine (UMOA) dans le cadre de la Zone Franc.

Constituée depuis 1962, l'UMOA regroupe à l'heure actuelle huit Etats à savoir le Bénin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, la Guinée-Bissau, le Mali, le Niger, le Togo et le Sénégal. Après la dévaluation de 1994, les pays de l'UMOA ont signé le traité de l'union économique : l'UEMOA. La politique monétaire et la politique de change de l'union sont régies par la banque centrale communautaire, la BCEAO (Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest). Depuis 1975, les pays de l'UEMOA sont également, avec sept autres Etats (le Cap-Vert, la Gambie, le Ghana, la Guinée, le Libéria, le Nigeria et la Sierra Leone), membres d'une communauté économique plus large : la CEDEAO. L'objectif principal du traité de la CEDEAO est la promotion d'une union économique et monétaire dans l'ouest-africain. En 2000, la CEDEAO a manifesté son intention d'accélérer le volet monétaire de l'intégration par la création d'une seconde zone monétaire en Afrique de l'Ouest, la ZMAO. Cette dernière regroupe la Gambie, le Ghana, la Guinée, le Nigeria et la Sierra Leone. A terme, la ZMAO doit fusionner avec l'UEMOA pour former une monnaie commune à l'espace CEDEAO. L'enthousiasme politique pour le projet s'est quelque peu essoufflé suite aux difficultés des différents Etats à respecter les critères de convergence nécessaires pour le lancement de la ZMAO. Initialement prévu pour 2003, la mise en circulation de « l'Eco » (nom de la monnaie prévue pour l'espace ZMAO) a été reportée deux fois pour Juillet 2005 puis pour Décembre 2009. Nonobstant de notables progrès, le climat actuel est au questionnement d'un troisième report pour 2012. Le lancement de la monnaie unique de la CEDEAO est prévu en 2020.

L'intégration monétaire ouest-africaine est marquée par une forte hétérogénéité des conjonctures. Les économies de la région sont sujettes à d'importants chocs asymétriques qui rendent la conduite d'une politique monétaire commune inadaptée et coûteuse. En union monétaire, il est impossible pour un Etat de modifier discrétionnairement la parité de sa monnaie face à un choc exogène sur la balance des paiements. Par exemple, une politique monétaire unique telle que la dévaluation du FCFA en 1994 ne peut convenir à l'ensemble des pays de la région. Plus forts et hétérogènes sont les chocs, plus fortes sont les incitations à quitter l'union ou les réticences à former l'union.

Afin de donner une idée de l'ampleur des chocs asymétriques, nous comparons la proportion de la composante idiosyncratique des taux de croissance du PIB (Produit Intérieur Brut) entre les pays ouest-africains et ceux de l'OCDE (Organisation de Coopération et de Développement Economique)<sup>26</sup>. Les chiffres indiquent qu'il existe une forte hétérogénéité des chocs entre 1965 et 2004 entre les Etats ouest-africains. Dans le Tableau 1, 87% des chocs de croissance du PIB sont asymétriques au niveau de la CEDEAO et 75% au niveau de l'UEMOA alors que l'estimation n'est que de 60% au niveau de l'OCDE. La forte hétérogénéité des chocs de PIB est principalement expliquée par l'absence de diversification des Etats ouest-africains. En effet, les économies de la région sont toutes spécialisées dans l'exportation de quelques produits primaires qui, dans une majorité des cas, sont différents. La différence de spécialisation est en grande partie liée au positionnement géographique. Les économies sahéliennes (Burkina Faso, Mali et Niger) sont essentiellement agricoles et se distinguent des pays côtiers (Sénégal, Ghana et Côte d'Ivoire) qui ont un tissu industriel relativement plus développé. Le Bénin et le Togo forment un troisième groupe où l'activité d'import-export est prédominante. Enfin, le Nigeria se distingue du reste de la CEDEAO puisqu'il dépend des exportations pétrolières. A cause de la différence de spécialisation, les pays de la région sont vulnérables à d'importants chocs asymétriques.

26 : Nous prenons avantage de l'interprétation de la statistique  $R^2$  qui dans une régression mesure la fraction de la variable dépendante expliquée par les variables explicatives. Nous régressons les variations du logarithme (Log) du PIB sur des effets fixes individuels, des effets fixes temporels :  $\Delta \text{LogPIB}_{it} = a_i + a_t + \varepsilon_{it}$  Où  $Y$  désigne le PIB,  $a_i$  les effets fixes individuels qui mesure la croissance naturelle des Etats,  $a_t$  les effets fixes temporels la croissance moyenne de l'ensemble des pays de l'échantillon et  $\varepsilon_{it}$  la composante idiosyncratique de  $\Delta \text{LogPIB}_{it}$ . La statistique  $1-R^2$  correspond dans ce cas, à la fraction de  $\Delta \text{LogPIB}_{it}$  qui n'est pas expliquée ni par les effets fixes individuels, ni par les effets fixes temporels et donc à une approximation de la proportion de la composante idiosyncratique.

Zone	Chocs asymétriques en% (1-R <sup>2</sup> )
UEMOA	75
CEDEAO	87
OCDE	60

Notes : Régression de la variation du logarithme du PIB sur des effets fixes individuels, des effets fixes temporels :  $\Delta \text{LogPIB}_{it} = a_i + a_t + \varepsilon_{it}$  Où  $Y$  désigne le PIB,  $a_i$  les effets fixes individuels,  $a_t$  les effets fixes temporels et  $\varepsilon_{it}$  la composante idiosyncratique de  $\Delta \text{LogPIB}_{it}$ . La statistique 1-R<sup>2</sup> correspond dans ce cas, à la fraction de  $\Delta \text{LogPIB}_{it}$  qui n'est pas expliquée ni par les effets fixes individuels, ni par les effets fixes temporels et donc à une approximation de la proportion de la composante idiosyncratique. UEMOA = Union Economique et Monétaire Ouest Africaine, CEDEAO = Communauté Economique des Etats de l'Afrique de l'Ouest, OCDE = Organisation de Coopération et de Développement Economique ; UEME = Union Economique et Monétaire Européenne.

Plusieurs analyses empiriques confirment la forte divergence des conjonctures en Afrique de l'ouest et émettent un doute sur la pertinence économique d'une monnaie commune à l'espace CEDEAO. Fielding et Shields (2001) ont montré avec la technique du Vecteur Auto Régressif structurel qu'au sein de l'UEMOA, les chocs de produit ne sont pas corrélés. De même, Benassy-Quéré et Coupet (2005) et Tsangarides et Qureshi (2006) démontrent avec la méthode de la classification par grappes que les chocs des Etats ouest-africains sont fortement divergents. Debrun et al. (2005) aboutissent à une conclusion similaire en utilisant la corrélation des termes de l'échange. Enfin, Houssa (2008) a récemment appliqué le modèle des facteurs dynamiques et structurels et trouve une forte hétérogénéité des chocs d'offre dans l'espace CEDEAO. Ainsi selon ces études, la divergence des chocs constitue le principal coût d'une union monétaire ouest-africaine. Les économies de la région ne disposent pas d'institutions solides et suffisamment développées pour faire face aux chocs asymétriques.

Toutefois, cette dernière littérature est statique dans sa conception puisqu'elle se réfère à la situation des économies avant l'intégration monétaire pour savoir si celle-ci est opportune. Elle omet ainsi les mutations des structures économiques et des politiques économiques qui surviennent après la mise en place d'une union monétaire. Il est possible d'imaginer la formation d'une union monétaire entre des économies hétérogènes, même si cela prive les Etats d'un instrument important de réponse aux chocs. L'union monétaire elle-même crée des changements structurels qui atténuent l'occurrence ou l'effet des chocs dans les Etats membres. Avec l'intégration monétaire, les structures et les politiques économiques évoluent et peuvent réduire les inconvénients des chocs asymétriques et accroître l'optimalité de l'union.

L'originalité de la présente étude réside dans la conception dynamique des chocs asymétriques. Elle propose d'intégrer dans l'analyse de la monnaie unique ouest-africaine, les changements structurels probables après la création d'une union monétaire. Nous

focalisons l'analyse sur deux principales ruptures structurelles : l'intensification des échanges commerciaux et le développement de mécanismes d'ajustement alternatifs à l'instrument monétaire. Une union monétaire avec des économies hétérogènes peut réduire les coûts des chocs asymétriques si elle promeut le commerce interne de l'union et si elle favorise le développement des mécanismes de stabilisation conjoncturelle autres que la politique monétaire. Ces effets de l'union monétaire sont plausibles parce que l'adoption d'une monnaie commune implique des changements structurels dans la conduite des politiques économiques et dans l'intégration des économies. Dans cette perspective, l'hétérogénéité actuelle des chocs entre les pays de l'ouest africain ne doit pas remettre en cause ni retarder la création de la monnaie unique.

Dans la suite, nous expliquons comment une union monétaire atténue les coûts des chocs asymétriques à travers des changements structurels qui en découlent.

## II - RUPTURES STRUCTURELLES

Dans cette section, nous décrivons deux changements structurels consécutifs à la création de l'union monétaire qui peuvent réduire les inconvénients des chocs asymétriques et accroître l'optimalité de l'union : l'intégration des échanges commerciaux et le développement des mécanismes de stabilisation.

### 2.1 Rupture dans les échanges commerciaux

Le premier changement structurel étudié dans cet article est la rupture dans le commerce interne de l'union. L'introduction d'une monnaie unique élimine les incertitudes et les fluctuations des taux de change bilatéraux. Il en résulte une intensification substantielle des échanges commerciaux. L'article pionnier de Rose (2000) démontre que le partage d'une monnaie commune triple le volume du commerce. Les analyses subséquentes confirment qu'une union monétaire augmente bien le commerce mais dans une ampleur moins importante que les estimations de Rose. Au niveau des pays africains, Masson et Pattillo (2004), Carrère (2004) et Tsangarides et al. (2008) établissent que les unions monétaires doublent les échanges commerciaux<sup>27</sup>. L'intensification des échanges commerciaux peut contribuer à réduire le degré d'asymétrie des chocs subis par les pays membres puisque certains paramètres tels que le degré d'ouverture commerciale et la symétrie des chocs économiques ne sont pas irrévocablement fixes (Commission européenne 1990). Cet argument a été testé et confirmé par Frankel et Rose (1997, 1998), Imbs (2004), Baxter et Kouparitsas (2005), Caldéron et

27 : Masson et Pattillo (2004) ont montré avec un modèle de gravité de base que comparativement aux autres Etats africains, le volume du commerce est environ trois fois plus élevé dans les unions monétaires africaines en général (UEMOA et CEMAC). Carrère (2004) estime un effet comparable avec un modèle de gravité plus complet. Récemment Tsangarides et al. (2008) ont affiné l'analyse en incluant des effets fixes pays et obtiennent que l'effet des unions monétaires africaines sur le commerce demeure important, presque un doublement.

al. (2007) et Inklaar et al. (2008). Frankel et Rose (1997, 1998) ont nommé ce phénomène « endogénéité des critères des ZMO ».

En théorie, l'effet du commerce sur la synchronisation des cycles dépend de la nature du commerce régional et des diffusions des chocs par le commerce (Frankel et Rose 1997, 1998 et Tapsoba 2009). Le développement des échanges commerciaux renforce la symétrie des chocs s'il promeut les échanges intra-sectoriels (par exemple le secteur de l'élevage dans un pays *i* commerce avec le secteur de l'élevage d'un pays *j*) au détriment du commerce intersectoriel (c'est-à-dire que par exemple le secteur de l'élevage dans un pays *i* commerce avec le secteur de la restauration dans un pays *j*). A cause de la théorie des avantages comparatifs, le développement du commerce intersectoriel exacerbe la spécialisation des pays dans des biens différents. Cette différence de spécialisation rend les pays vulnérables à des chocs spécifiques aux secteurs qui nécessairement sont, dans ce contexte, moins synchrones (Eichengreen 1992, Krugman 1993). Par contre, une intégration commerciale qui favorise le commerce intra-sectoriel conduit à des cycles synchrones par la diversification des structures productives. L'impact de l'intégration commerciale sur la symétrie des chocs dépend également de la diffusion des chocs réels d'un pays à l'autre via les échanges commerciaux. Une conjoncture favorable dans un pays augmente la demande pour les biens domestiques et ceux des partenaires commerciaux. La demande d'importations supplémentaires crée à son tour une conjoncture favorable dans les pays partenaires par la hausse de leur production.

En Afrique de l'Ouest, l'effet théorique de l'intégration commerciale sur la symétrie des chocs est ambigu. Il est d'une part négatif à cause de la nature intersectorielle du commerce favorisée par les différences de spécialisation des pays et d'autre part, positif en raison de la diffusion entre les pays des chocs réels par le commerce. Seule une estimation empirique permet de conclure. Tapsoba (2009) a estimé que le second effet domine dans le contexte africain. L'intensité commerciale entre les pays africains affecte positivement la synchronisation des cycles même après contrôle des différences de spécialisation.

## **2.2 Rupture dans les mécanismes de stabilisation conjoncturelle**

La seconde rupture structurelle qu'entraîne la formation d'une union monétaire est le développement des outils d'ajustement autres que le taux de change. En union monétaire, les chocs asymétriques ne sont plus problématiques si des mécanismes d'ajustement prennent le relais de la politique monétaire commune. La stabilisation conjoncturelle consiste à compenser l'effet négatif des chocs exogènes sur le bien-être des agents économiques. La littérature a généralement retenu la consommation comme indicateur de bien-être des agents économiques. Ainsi, les mécanismes de stabilisation sont des institutions formelles ou informelles qui participent au lissage de la consommation face à des fluctuations asymétriques du produit. Dans les comptes nationaux, il existe

quatre flux majeurs qui captent la stabilisation conjoncturelle : les revenus nets des facteurs, la consommation de capital fixe, les transferts internationaux et l'épargne nette. Au niveau théorique, la stabilisation conjoncturelle peut être résumée en quatre mécanismes : la mobilité internationale des facteurs, la dépréciation du capital, les transferts internationaux et les marchés internationaux de crédits.

*Mobilité internationale des facteurs* : La mobilité des facteurs est un important outil d'ajustement après un choc asymétrique. Dans son article fondateur "A Theory of Optimal Currency Areas" en 1961, Mundell a discuté du rôle de la mobilité des facteurs (principalement le travail) comme une stratégie d'ajustement alternative au taux de change. En cas de libre circulation et de libre établissement des personnes, les chômeurs d'un pays en crise économique peuvent temporairement migrer vers les pays partenaires où la demande de main-d'œuvre est excédentaire<sup>28</sup>. Ainsi, les revenus obtenus de ce type de migration contribuent-ils à amoindrir l'effet du choc sur la consommation. Les détenteurs de capitaux peuvent également ajuster l'allocation de leurs portefeuilles d'actifs pour répondre aux chocs.

*Dépréciation du capital* : La dépréciation du capital ou la consommation de capital fixe correspond à l'amortissement du capital utilisé dans le processus de production. La dépréciation du capital participe à la stabilisation conjoncturelle si la dépréciation du capital baisse pendant les phases de basse conjoncture et augmente durant les phases de haute conjoncture. La dépréciation du capital est en théorie pro cyclique puisque la règle rigide d'amortissement comptable est plus ou moins indépendante de la conjoncture. L'amortissement du capital est calculé comme une proportion prédéterminée et constante du produit. La fraction de la dépréciation du capital dans le produit est alors importante durant les périodes de récessions et faible pendant les expansions.

*Transferts internationaux* : Les transferts internationaux contribuent à compenser l'impact des chocs s'ils sont contra cycliques c'est-à-dire élevés en période de récession et faibles en période d'expansion. Contrairement aux autres canaux de stabilisation conjoncturelle, les transferts internationaux n'obéissent pas à une logique de marché. Il s'agit de paiements sans contreparties. Les transferts internationaux peuvent être des transferts publics (fonds régional de compensation ou la composante « dons » de l'aide extérieure) ou des transferts privés (dons d'ONG privées ou envois de fonds des migrants). Ils peuvent également être internes à un groupe de pays (fonds structurels par exemple) ou externes à un groupe de pays (dons en provenance de tiers). La stabilisation par les transferts internationaux est assimilable au fonctionnement d'un fonds de compensation.

<sup>28</sup> : En cas de choc durable, la migration devient permanente et contribue à une stabilisation par des transferts permanents des migrants.

*Marchés internationaux de crédits* : Les marchés régionaux ou internationaux de crédits (bourse régionale, marché interbancaire ou marché des titres) peuvent être à ce titre une réponse adaptée aux chocs circonstanciels et asymétriques en servant de supports à l'épargne régionale. Les ménages, les entreprises et les gouvernements d'un pays en difficulté temporaire peuvent bénéficier de l'épargne constituée par les partenaires en expansion si les marchés financiers sont développés. Inversement, durant les périodes de haute conjoncture une nation peut placer son excédent d'épargne sur ces mêmes marchés financiers.

### III - INTEGRATION COMMERCIALE ET SYNCHRONISATION DES CYCLES

Le premier objectif de l'article est l'estimation de l'impact de l'intégration commerciale sur la synchronisation des cycles. Pour cela, nous présentons la méthodologie d'analyse puis les résultats des estimations.

#### 3.1 Méthodologie

Nous définissons d'abord les indicateurs de synchronisation des cycles et d'intégration commerciale.

Depuis les travaux de Frankel et Rose (1997, 1998), la synchronisation des cycles entre deux pays est mesurée par le coefficient de corrélation des mesures de l'activité économique sur une période donnée. Nous approximons l'activité économique par le PIB (Produit Intérieur Brut) réel à cause de sa disponibilité pour les pays africains et parce ce dernier est la mesure la plus intuitive de l'activité économique. Nous retenons également une décennie pour la période de calcul de la synchronisation afin de comparer nos résultats avec la littérature concernée qui retient la même période. La composante cyclique du PIB réel est obtenue avec le filtre linéaire de Baxter et King (1999). La durée du cycle est supposée être comprise entre 2 et 8 ans. La même hypothèse a été formulée par Imbs (2004), Baxter et Kouparitsas (2005), Caldéron et al. (2007) et Inklaar et al. (2008)<sup>29</sup>. L'indicateur de synchronisation des cycles entre deux pays  $i$  et  $j$  sur une décennie  $t$ , est noté  $P_{ijt}$ .

L'intégration commerciale est mesurée par des ratios du commerce bilatéral entre deux pays sur la somme de leurs commerces totaux ou de leurs PIB :

$$IC1_{ijt} = \frac{M_{ijt} + X_{ijt}}{(X_{it} + M_{it}) + (X_{jt} + M_{jt})} \quad \text{et} \quad IC2_{ijt} = \frac{M_{ijt} + X_{ijt}}{PIB_{it} + PIB_{jt}} \cdot X_{ijt}$$

$X_{ijt}$  désigne les exportations

du pays  $i$  vers le pays  $j$  à l'année  $t$  et  $M_{ijt}$  les importations du pays  $i$  en provenance du pays  $j$  à l'année  $t$ .  $X_{it}$  et  $M_{jt}$  indiquent respectivement les exportations totales du pays  $i$

29 : Le choix de cette durée est conforme à la durée originelle comprise entre 6 et 32 trimestres c'est-à-dire 1.5 et 8 ans, conseillée par Baxter et King (1999). D'autres auteurs (Frankel et Rose, 1997 et 1998) ont retenu le filtre de Hodrick et Prescott (1997) que nous utilisons comme robustesse.

vers le reste du monde à l'année  $t$  et les importations totales du pays  $i$  en provenance du reste du monde à l'année  $t$ . Les indicateurs d'intensité commerciale sont alors calculés comme des moyennes décennales des indicateurs annuels  $IC1_{ijt}$  et  $IC2_{ijt}$ .

Pour estimer l'impact de l'intensité commerciale sur la synchronisation des cycles, nous estimons l'équation suivante :

$$\rho_{ijt} = \alpha + \beta \cdot IC_{ijt} + \delta_t + \eta_{ijt} \quad (1)$$

Où  $\rho_{ijt}$  désigne la synchronisation des cycles économiques et  $IC_{ijt}$  l'intensité commerciale entre les pays  $i$  et  $j$  durant la décennie  $t$ .  $\delta_t$  est un effet fixe temporel qui permet de contrôler les influences temporelles sur la synchronisation des cycles indépendantes de l'intensité commerciale.  $\eta_{ijt}$  est le terme d'erreur classique. Enfin,  $\alpha$  et  $\beta$  sont les paramètres à estimer. Le signe de  $\beta$  indique l'existence ou non d'un phénomène « d'endogenité des ZMO ».

L'estimation de l'équation (1) par les Moindres Carrés Ordinaires (MCO) est problématique à cause de l'endogenité possible de l'intensité commerciale. En effet, deux pays dont les cycles économiques sont fortement intégrés, ont tendance à commercer plus durant les périodes de conjonctures favorables et inversement pendant les récessions. Pour cette raison, nous préférons utiliser les Doubles Moindres Carrés (DMC). L'intensité commerciale est instrumentée par des variables du modèle de gravité qui ne sont pas, en théorie, liées à la synchronisation des cycles. Le choix de ces variables fait débat dans la littérature. A l'origine Frankel et Rose (1997, 1998) ont retenu le logarithme de la distance, la communauté de frontière et la communauté de langue. Le choix restreint des instruments a été critiqué dans la littérature. Ces instruments posent problème sur de petits échantillons s'ils ne présentent pas une variabilité suffisante (Babetskii 2005, Caldéron et al. 2007 et Inklaar et al. 2007). Par exemple dans notre échantillon d'analyse, 68% des observations de l'UEMOA ont une langue commune et 43% une même frontière. C'est ainsi que la littérature a du reste, augmenté le nombre de variables instrumentales. Suivant cette dernière, nous retenons les variables : le logarithme de la distance, la communauté de frontière, la communauté de langue, l'enclavement d'au moins un pays de la paire, le logarithme du produit des superficies, le logarithme du produit des populations et le logarithme du produit des PIB par habitant. Enfin, l'équation (1) est également corrigée de l'hétéroscédasticité en supposant que les observations d'une paire de pays ne sont pas indépendantes d'une période à l'autre.

Pour estimer l'équation (1), nous avons compilé pour les pays de la CEDEAO sur la période 1965-2004 les données sur le commerce bilatéral, le commerce total, le PIB nominal et le PIB réel (année de base 2000). Les données proviennent de la base World Development Indicators 2006 sauf le commerce bilatéral qui est issu de la base

Direction of Trade 2006. Il est à noter que les données commerciales proviennent de sources officielles et n'intègrent pas le commerce informel, généralement supposé important en Afrique de l'Ouest. La non-prise en compte du commerce informel entraîne la sous-estimation de l'impact de l'intensité commerciale sur la synchronisation des cycles. La synchronisation est calculée pour les décennies : 1965-1974, 1975-1984, 1985-1994 et 1995-2004. Enfin, afin de discuter nos estimations par rapport à la littérature concernée, nous utilisons la base de données d'Inklaar et al. (2008) qui regroupe 21 pays de l'OCDE sur la période 1970-2003 réparties en 3 périodes de 11 années : 1970-1981, 1981-1992 et 1992-2003<sup>30</sup>.

### 3.2 Résultats

Nous débutons l'analyse par une description de la synchronisation des cycles et de l'intensité commerciale en Afrique de l'Ouest. Dans le Tableau 2, les moyennes de la synchronisation des cycles et de l'intensité commerciale sont deux fois plus importantes dans l'UEMOA que dans la CEDEAO (0.0724 contre 0.0400 pour la synchronisation, 0.0031 contre 0.0017 avec IC1 et 0.0019 contre 0.0010 avec IC2). Comparativement à un ensemble plus intégré tel que l'OCDE, ces moyennes demeurent très faibles en Afrique de l'Ouest. La synchronisation est en moyenne de 0.4012 dans l'OCDE, IC1 est de 0.0167 dans l'OCDE et enfin IC2 est de 39.4267 dans l'OCDE.

Echantillons	UEMOA	CEDEAO	OCDE (a)
	[1]	[2]	[3]
BK (2,8)	0.0724 (0.3052)	0.0400 (0.2757)	0.4012 (0.3490)
IC1	0.0031 (0.0038)	0.0017 (0.0032)	0.0167 (0.0261)
IC2	0.0019 (0.0025)	0.0010 (0.0021)	39.4267 (54.3059)

Notes : CEDEAO : Communauté Economique des Etats de l'Afrique de l'Ouest, UEMOA : Union Economique et Monétaire Ouest-africaine, OCDE : Organisation de Coopération et de Développement Economique. BK (2,8) : Synchronisation des cycles obtenus avec le filtre Baxter King (1999) avec une durée comprise entre 2 et 8 années. IC1 : Intensité commerciale calculée comme le ratio du commerce bilatéral sur la somme du commerce total des pays de la paire. IC2 : Intensité commerciale calculée comme le ratio du commerce bilatéral sur la somme des PIB des pays de la paire. (a) Période de 1970 à 2003. Ecart-types entre parenthèses.

Le Tableau 3 présente les estimations de l'impact de l'intensité commerciale sur la synchronisation des cycles au niveau de l'UEMOA (colonnes [1]-[2]) et de la

30 : La base de données d'Inklaar et al. (2008) est disponible à l'adresse internet <http://www.rug.nl/staff/r.c.inklaar/research>. Les pays de l'OECD dans la base sont l'Allemagne, l'Australie, l'Autriche, la Belgique, le Canada, le Danemark, l'Espagne, les Etats-Unis, la Finlande, la France, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, le Japon, la Norvège, la Nouvelle-Zélande, les Pays-Bas, le Portugal, le Royaume Uni, la Suède et la Suisse. L'Allemagne, l'Autriche, la Belgique, l'Espagne, la Finlande, la France, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, les Pays-Bas et le Portugal sont membres de l'Union Economique et Monétaire Européenne.

CEDEAO (colonnes [3]-[4]). Quelque soient l'échantillon ou la méthode d'estimation, l'intensité commerciale accroît significativement la synchronisation des cycles économiques. Le  $R^2$  partiel et le F-statistique de la première étape de l'instrumentation sont satisfaisants.

Variable dépendante : BK (2,8)	Echantillon UEMOA		Echantillon CEDEAO		OCDE (a)	
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
IC1	24.59**		39.94***		6.12***	
	(11.29)		(10.30)		(1.52)	
	[0.25]		[0.46]		[0.50]	
IC2		30.35**		55.28***		0.016***
		(13.58)		(14.45)		(0.0025)
		[0.28]		[0.42]		[0.38]
R <sup>2</sup> partiel	0.62	0.61	0.62	0.61	0.34	0.62
F-Statistique	6.34***	8.16***	6.34***	8.16***	12.50***	39.74***
Observations	74	92	293	364	210	210
Nombre de paires	28	35	106	106	472	472

Notes : CEDEAO : Communauté Economique des Etats de l'Afrique de l'Ouest, UEMOA : Union Economique et Monétaire Ouest-africaine. OCDE (Organisation de Coopération et de Développement Economique. BK (2,8) : Synchronisation des cycles obtenus avec le filtre Baxter King (1999) avec une durée comprise entre 2 et 8 années. IC1 : Intensité commerciale calculée comme le ratio du commerce bilatéral sur la somme du commerce total des pays de la paire. IC2 : Intensité commerciale calculée comme le ratio du commerce bilatéral sur la somme des PIB des pays de la paire. Ecart-types robustes entre parenthèses. Coefficients normalisés entre crochets. (a) Les variables instrumentales sont le logarithme de la distance, la communauté de frontière et la communauté de langue (Période de 1970 à 2003). Variables muettes décennies et constante incluses. \*, \*\*, \*\*\* significatifs à 10%, 5% et 1%.

La littérature sur les déterminants de la convergence des cycles privilégie l'interprétation des coefficients normalisés (Frankel et Rose 1997, 1998, Caldéron et al. 2007 et Inklaar et al. 2008). Le coefficient normalisé est obtenu en retranchant pour chaque observation et pour chaque variable, sa moyenne dans l'échantillon puis en divisant le résultat par l'écart-type calculé dans l'échantillon. Le coefficient normalisé mesure alors la hausse de la synchronisation des cycles consécutive à une hausse d'un écart-type de l'indicateur d'intensité commerciale. Dans le Tableau 3, les résultats suggèrent qu'un accroissement d'un écart-type de l'intensité commerciale mesurée avec l'indicateur IC1 entraîne une augmentation de la corrélation des cycles de 0.25 entre les pays de l'UEMOA et de 0.28 avec l'indicateur IC2. L'effet estimé est environ deux fois plus élevé pour la CEDEAO. Une augmentation d'un écart-type de l'intensité commerciale mesurée avec l'indicateur IC1 entraîne un accroissement de la corrélation des cycles de 0.46 et de 0.42 avec l'indicateur IC2.

Dans l'absolu, l'effet du commerce sur la synchronisation des cycles en Afrique de l'Ouest est important. A titre d'illustration, une comparaison avec les pays de l'OCDE dans le Tableau 3 (colonnes [5]-[6]) indique que l'impact de l'intensité commerciale sur la synchronisation des cycles entre les pays de la CEDEAO est comparable à celui

estimé au niveau de l'OCDE. Le coefficient normalisé de l'intensité commerciale IC1 est égal à 0.46 la dans l'échantillon CEDEAO contre 0.50 entre les pays de l'OCDE. Avec l'indicateur IC2, le coefficient normalisé est égal à 0.42 au niveau de la CEDEAO contre 0.38 au sein de l'OCDE.

Enfin, nous vérifions dans le Tableau 4, la robustesse de nos estimations sur l'échantillon CEDEAO. Les conclusions ne sont pas affectées par les tests suivants : (i) le contrôle des autres déterminants de la synchronisation des cycles que sont le ratio du commerce total sur la somme des PIB, l'indice de commerce intra-industrie de Grubel-Lloyd, l'indice de spécialisation des structures productives d'Imbs (2004) et la corrélation des déficits budgétaires<sup>31</sup>; (ii) l'utilisation de variables instrumentales de Frankel et Rose (1998) que sont le logarithme de la distance, la communauté de frontière et la communauté de langue ; (iii) le changement du facteur de normalisation du commerce bilatéral en prenant le minimum du dénominateur et (iv) l'utilisation du filtre de Hodrick-Prescott (1997) avec 100 comme paramètres de lissage.

**Tableau 4 : Robustesse de la relation commerce et synchronisation des cycles avec l'échantillon CEDEAO (1965-2004)**

	[1]	[2]
	IC1	IC2
DMC avec des variables de contrôle supplémentaires (a)	35.49*** (10.62)	50.26*** (15.35)
DMC à la Frankel et Rose (1998) (b)	34.82*** (12.04)	46.29** (18.95)
Intensité commerciale (minimum du dénominateur) (c)	6.04*** (1.91)	7.64*** (2.81)
HP ( $\lambda=100$ ) (d)	39.51*** (13.21)	50.03** (20.24)

Notes : CEDEAO : Communauté économique des Etats de l'Afrique de l'Ouest. IC1 : Intensité commerciale calculée comme le ratio du commerce bilatéral sur la somme du commerce total des pays de la paire. IC2 : Intensité commerciale calculée comme le ratio du commerce bilatéral sur la somme des PIB des pays de la paire. (a) Les variables de contrôles supplémentaires sont le ratio du commerce total sur la somme des PIB, l'indice de commerce intra-industrie de Grubel-Lloyd, l'indice de spécialisation d'Imbs (2004), la corrélation des déficits budgétaires. (b) Les variables instrumentales sont le logarithme de la distance, la communauté de frontière et la communauté de langue. (c) Le commerce bilatéral est normalisé par le minimum du dénominateur c'est-à-dire par le minimum du commerce total des pays ou le PIB des pays. (d)  $\lambda$  est le paramètre de lissage du filtre de Hodrick-Prescott (1997). Ecart-types robustes entre parenthèses. Variables muettes décennies et constante incluses. \*, \*\*, \*\*\* significatifs à 10%, 5% et 1%.

Notre analyse est cohérente avec la proposition de Frankel et Rose (1997, 1998). En Afrique de l'ouest, le développement des échanges commerciaux atténue l'ampleur des chocs asymétriques. Ce résultat suggère une vision dynamique des chocs asymétriques. L'hétérogénéité des chocs ne doit pas bloquer la décision politique pour une

<sup>31</sup> : Nous ne présentons pas dans cette étude les détails des calculs des variables de contrôle. Pour plus de précisions, le lecteur peut se référer à l'analyse Tapsoba (2009) à la section 4.3.

union monétaire élargie au reste de l'Afrique de l'Ouest puisque cette dernière favorise à terme la convergence des cycles économiques. L'argument est d'autant plus pertinent que l'effet est comparable à celui évoqué pour les pays de l'OCDE.

#### IV - MECANISMES DE STABILISATION

Le second objectif de l'article porte sur l'examen des canaux de stabilisation conjoncturelle que les pays ouest-africains peuvent actionner contre les chocs asymétriques. Dans cette section, nous présentons dans un premier temps la méthodologie d'analyse puis dans un second temps, les résultats des estimations économétriques.

##### 4.1 La décomposition de la variance de la croissance du PIB

La décomposition de la variance du taux de croissance du PIB a été développée par Asdrubali et al. (1996) et Sorensen et Yosha (1998). La décomposition permet d'identifier pour un groupe de pays, les principaux canaux de stabilisation conjoncturelle : la mobilité internationale des facteurs, la dépréciation du capital, les transferts internationaux et les marchés internationaux de crédits.

Du produit à la consommation, les flux multilatéraux qui peuvent contribuer à une stabilisation conjoncturelle du PIB sont les revenus nets des facteurs, la consommation de capital fixe, les transferts internationaux et l'épargne nette. Dans les comptes nationaux, l'enchaînement des flux est le suivant :

$$\text{PNB} = \text{PIB} + \text{Revenus nets de facteurs},$$

$$\text{RN} = \text{PNB} - \text{Consommation de capital fixe},$$

$$\text{RND} = \text{RN} + \text{Transferts internationaux},$$

$$\text{RND} = (\text{C} + \text{G}) + \text{Epargne nette}.$$

Le PNB désigne le Produit National Brut, le RN le revenu national, RND le Revenu National Disponible et (C+G) la somme de la consommation publique et de la consommation privée.

Pour un ensemble de pays, les chocs asymétriques affectant les PIB sont stabilisés si les consommations demeurent indépendantes des chocs. Pour que les consommations ne soient pas affectées par les chocs spécifiques, il faut que les revenus nets des facteurs, la consommation de capital fixe, les transferts internationaux et l'épargne nette soient contra cycliques par rapport à ces chocs.

Pour mettre en exergue le phénomène de stabilisation, nous considérons la décomposition suivante du PIB pour un pays  $i$  à l'année  $t$  :

$$PIB_{it} = \frac{PIB_{it}}{PNB_{it}} \cdot \frac{PNB_{it}}{RN_{it}} \cdot \frac{RN_{it}}{RND_{it}} \cdot \frac{RND_{it}}{(C+G)_{it}} \cdot (C+G)_{it} \quad (2)$$

Cette dernière identité permet de décrire le phénomène de stabilisation conjoncturelle. Après un choc spécifique sur le PIB, si les revenus nets des facteurs contribuent à compenser totalement l'effet du choc sur le PIB, alors le PNB demeure inchangé. Si la consommation de capital fixe aide à complètement compenser l'effet du choc sur le PIB, le RN reste constant alors que le PIB et le PNB varient. De même, si les transferts internationaux absorbent intégralement le choc le RND reste constant, alors que le PIB, le PNB et le RN varient. Si l'épargne compense également la totalité du choc, la consommation demeure constante alors que le PIB, le PNB, le RN et le RND varient. Enfin, l'effet du choc n'est pas complètement neutralisé si la consommation varie.

De l'équation (2), il est possible de dériver un système d'équations permettant d'estimer les canaux de stabilisation des chocs asymétriques affectant un ensemble de pays. Le logarithme et ensuite la première différence de l'équation (2), donnent la décomposition suivante du taux de croissance du PIB :

$$\begin{aligned} \Delta \text{Log} PIB_{it} &= (\Delta \text{Log} PIB_{it} - \Delta \text{Log} PNB_{it}) + (\Delta \text{Log} PNB_{it} - \Delta \text{Log} RN_{it}) \\ &+ (\Delta \text{Log} RN_{it} - \Delta \text{Log} RND_{it}) + (\Delta \text{Log} RND_{it} - \Delta \text{Log}(C+G)_{it}) \\ &+ \Delta \text{Log}(C+G)_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

A partir de l'équation (3), la variance de  $\Delta \text{Log} PIB_{it}$ , est calculée comme la différence entre  $E[(\Delta \text{Log} PIB_{it})^2]$  et  $[E(\Delta \text{Log} PIB_{it})]^2$  :

$$\begin{aligned} V[\Delta \text{Log} PIB_{it}] &= E[(\Delta \text{Log} PIB_{it})^2] - E[\Delta \text{Log} PIB_{it}]^2 \\ &= \text{Cov}[\Delta \text{Log} PIB_{it}, \Delta \text{Log} PIB_{it} - \Delta \text{Log} PNB_{it}] \\ &+ \text{Cov}[\Delta \text{Log} PIB_{it}, \Delta \text{Log} PNB_{it} - \Delta \text{Log} RN_{it}] \\ &+ \text{Cov}[\Delta \text{Log} PIB_{it}, \Delta \text{Log} RN_{it} - \Delta \text{Log} RND_{it}] \\ &+ \text{Cov}[\Delta \text{Log} PIB_{it}, \Delta \text{Log} RND_{it} - \Delta \text{Log}(C+G)_{it}] \\ &+ \text{Cov}[\Delta \text{Log} PIB_{it}, \Delta \text{Log}(C+G)_{it}] \end{aligned} \quad (4)$$

*Cov* désigne la covariance qui est définie pour deux variables  $X$  et  $Y$  par  $\text{Cov}(X, Y) = E(X) \cdot E(Y) - E(XY)$ . La division de chaque membre de l'équation (4) par  $V[\Delta \text{Log} PIB_{it}]$  permet d'avoir l'égalité suivante :

$$\begin{aligned}
 I &= \frac{E[(\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it})^2] - E[(\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it})]^2}{V[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}]} \\
 &= \frac{\text{Cov}[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}, \Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} - \Delta \text{Log} \text{PNB}_{it}]}{V[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}]} \\
 &+ \frac{\text{Cov}[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}, \Delta \text{Log} \text{PNB}_{it} - \Delta \text{Log} \text{RN}_{it}]}{V[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}]} \\
 &+ \frac{\text{Cov}[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}, \Delta \text{Log} \text{RN}_{it} - \Delta \text{Log} \text{RND}_{it}]}{V[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}]} \\
 &+ \frac{\text{Cov}[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}, \Delta \text{Log} \text{RND}_{it} - \Delta \text{Log}(C + G)_{it}]}{V[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}]} \\
 &+ \frac{\text{Cov}[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}, \Delta \text{Log}(C + G)_{it}]}{V[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}]}
 \end{aligned} \tag{5}$$

Avec les annotations suivantes :

$$\begin{aligned}
 \varphi^{RF} &= \frac{\text{Cov}[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}, \Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} - \Delta \text{Log} \text{PNB}_{it}]}{[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}]} \\
 \varphi^D &= \frac{\text{Cov}[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}, \Delta \text{Log} \text{PNB}_{it} - \Delta \text{Log} \text{RN}_{it}]}{[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}]} \\
 \varphi^T &= \frac{\text{Cov}[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}, \Delta \text{Log} \text{RN}_{it} - \Delta \text{Log} \text{RND}_{it}]}{[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}]} \\
 \varphi^E &= \frac{\text{Cov}[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}, \Delta \text{Log} \text{RND}_{it} - \Delta \text{Log}(C + G)_{it}]}{[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}]} \\
 \varphi^{NP} &= \frac{\text{Cov}[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}, \Delta \text{Log}(C + G)_{it}]}{[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}]}
 \end{aligned}$$

L'égalité (5) peut être simplifiée comme suit :  $\varphi^{RF} + \varphi^D + \varphi^T + \varphi^E + \varphi^{NP} = 1$ .  $\varphi^{RF}$  est le coefficient de la régression de  $(\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} - \Delta \text{Log} \text{PNB}_{it})$  sur  $\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}$  si elle est estimée par les MCO<sup>32</sup>.  $\varphi^D$  est le coefficient de la régression de  $(\Delta \text{Log} \text{PNB}_{it} - \Delta \text{Log} \text{RN}_{it})$  sur  $\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}$ . De même,  $\varphi^T$  est le coefficient de la régression de  $(\Delta \text{Log} \text{RN}_{it} - \Delta \text{Log} \text{RND}_{it})$  sur  $\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}$ ,  $\varphi^E$  est le coefficient de la régression de  $(\Delta \text{Log} \text{RND}_{it} - \Delta \text{Log}(C + G)_{it})$  sur  $\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}$  et  $\varphi^{NP}$  correspond à la régression de  $\Delta \text{Log}(C + G)_{it}$  sur  $\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}$ .

Etant donné que l'analyse est focalisée sur les chocs asymétriques, les canaux de stabilisation conjoncturelle sont estimés alors à travers un système d'équations en panel incluant des effets fixes temporels :

$$\begin{cases}
 \Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} - \Delta \text{Log} \text{PNB}_{it} &= \delta_t^{RF} + \varphi^{RF} \cdot \Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} + \varepsilon_{it}^{RF} \\
 \Delta \text{Log} \text{PNB}_{it} - \Delta \text{Log} \text{RN}_{it} &= \delta_t^D + \varphi^D \cdot \Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} + \varepsilon_{it}^D \\
 \Delta \text{Log} \text{RN}_{it} - \Delta \text{Log} \text{RND}_{it} &= \delta_t^T + \varphi^T \cdot \Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} + \varepsilon_{it}^T \\
 \Delta \text{Log} \text{RND}_{it} - \Delta \text{Log}(C + G)_{it} &= \delta_t^E + \varphi^E \cdot \Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} + \varepsilon_{it}^E \\
 \Delta \text{Log}(C + G)_{it} &= \delta_t^{NP} + \varphi^{NP} \cdot \Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} + \varepsilon_{it}^{NP}
 \end{cases} \tag{6}$$

Les  $\delta_t$  sont des effets fixes années et mesurent l'impact des chocs covariants c'est-à-dire des chocs qui affectent uniformément les pays. L'inclusion des effets fixes permet d'interpréter les coefficients  $\varphi^{RF}, \varphi^D, \varphi^T, \varphi^E$  comme les pourcentages de chocs

32 : Si  $\varphi$  est le coefficient de la régression MCO de la variable  $Y$  sur la variable  $X$  alors  $\varphi = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{V(X)}$ .

asymétriques compensés respectivement par les revenus nets des facteurs, par la consommation de capital fixe, par les transferts internationaux et par l'épargne nette.  $\varphi^{NP}$  mesure la proportion des chocs asymétriques qui ne sont pas stabilisés. Enfin, les  $\varepsilon_i$  représentent les termes d'erreur. La formulation du système (6) en première différence élimine les effets fixes pays c'est-à-dire les comportements des pays qui sont constants dans le temps. L'estimation en première différence garantit également que toutes les variables du système sont covariance-stationnaires.

Intuitivement, avec la première équation du système (6), si un pays subit un choc de croissance adverse et spécifique de -5% par exemple et si son PNB ne baisse que de 3%, alors les revenus nets des facteurs (l'écart entre le PIB et le PNB) contribuent à compenser 40% (c'est-à-dire 2% sur 5%) du choc initial. Le coefficient  $\varphi^{RF}$  estimé dans ce cas est égal à 0.4.

Le système (6) est estimé avec la méthode des Moindres Carrés Généralisés (MCG) en deux étapes. La première étape corrige l'hétéroscédasticité par pays et l'auto corrélation de premier ordre AR(1) par la méthode de Cochrane-Orcutt. La seconde étape applique les Moindres Carrés Ordinaires (MCO) sans contraintes sur les coefficients. Etant donné que nous n'avons pas contraint individuellement les coefficients  $\varphi$ , ces derniers peuvent être supérieurs à 1 ou voire négatifs. Un coefficient  $\varphi$  négatif est interprété comme une exacerbation du choc concerné ou bien que le canal de stabilisation, est lui-même la cause d'un choc. La seule contrainte porte sur la somme des coefficients. En théorie après correction de l'hétéroscédasticité et de l'auto corrélation, la somme des coefficients  $\varphi^{RF}$ ,  $\varphi^D$ ,  $\varphi^T$ ,  $\varphi^E$  et  $\varphi^{NP}$  est égale à 1 parce que ces derniers sont issus de la décomposition du PIB.

La technique de la décomposition de la variance de la croissance du PIB a été critiquée en raison d'un possible biais de simultanéité (Mélitz et Zùmer 1999, Bayoumi 1999). La technique repose en effet sur l'hypothèse que les chocs sont exogènes par rapport aux processus de stabilisation. Cette hypothèse est plausible dans le contexte ouest-africain. Excepté le Nigeria important producteur de pétrole, les produits sont principalement déterminés par des facteurs externes tels que la fluctuation des termes de l'échange et les conditions climatiques.

Pour les besoins de l'analyse, nous avons collecté pour les pays de la CEDEAO de 1970 à 2004, les données sur le PIB, le PNB, le RN, le RND et la consommation totale (C+G). Les données proviennent de la base de World Development Indicators 2006. La base contient également les données sur l'épargne brute privée et publique provenant de la base World Bank African Database 2005. Toutes les variables sont en termes réels et comparables c'est-à-dire mesurées en USD de l'année 2000 des Etats-Unis. Le Revenu National (RN) est calculé comme la différence entre PNB et la

consommation de capital fixe ( $RN=PNB$ -consommation de capital fixe). La consommation de capital fixe est elle-même calculée à partir du ratio consommation de capital fixe/ $PNB$ . L'épargne nette est calculée à partir de l'épargne brute et de la consommation de capital fixe. Enfin, le Revenu National Disponible ( $RND$ ) est calculé comme la somme de la consommation totale et de l'épargne nette ( $RND=C+G+Epargne$  nette). L'épargne publique ( $S_g$ ) et l'épargne privée ( $S_p$ ) en USD américains courants sont extraites de la base World Bank African Database 2005.

A cause de l'indisponibilité des données pour certains pays et pour certaines années, nos données en panel ne sont pas cylindriques. Nous tenons compte de cette insuffisance dans les estimations économétriques en corrigeant pour l'hétéroscédasticité par pays.

## 4.2 Résultats

Les estimations de base des canaux de stabilisation sont reportées dans le Tableau 5, colonnes [1] et [2]. Sur la période 1970-2004, 23% (100-77) des chocs asymétriques ont été compensés au niveau de l'UEMOA et de la CEDEAO. Cette stabilisation en Afrique de l'ouest est particulièrement faible. A titre de comparaison la stabilisation est beaucoup plus importante au niveau de l'OCDE (Tableau 5, colonne [3]). Sorensen et Yosha (1998) ont montré que les pays de l'OCDE compensent en moyenne 65% des chocs asymétriques sur la période 1981-1990.

La contribution des revenus nets de facteurs n'est pas statistiquement significative sur l'échantillon UEMOA et est même négative et significative au sein de la CEDEAO. Le rôle des revenus nets de facteurs dans la stabilisation conjoncturelle des chocs hétérogènes des Etats ouest-africains est cohérent avec la configuration actuelle des économies. La mobilité du travail comme mécanisme d'ajustement est limitée par le développement inégal des différents pays de la région. Les flux migratoires se font principalement en direction des pays les plus riches et butent souvent sur l'obstacle des tensions ethniques. Institutionnellement, l'article 4 (point c) du traité de l'UEMOA prévoit la libre circulation des personnes, des capitaux et le droit d'établissement seulement des personnes exerçant une activité indépendante ou salariée. De même, la CEDEAO a introduit un passeport communautaire à partir de 2000 pour faciliter la libre circulation des personnes.

Egalement, le canal des transferts internationaux n'est pas statistiquement significatif. Ce résultat suggère que les transferts budgétaires entre les Etats ouest-africains sont faibles, inadaptés, voire absents. Au niveau de l'UEMOA, un Fonds d'Aide à l'Intégration Régionale (FAIR) a été créé en février 1998. Mais ce dernier est plutôt orienté vers la réduction des disparités de développement structurel affectant plus particulièrement certaines régions que vers la compensation des chocs et sa dotation est encore

modeste. Les textes pour la création de la ZMAO prévoient aussi l'établissement d'un fonds régional de stabilisation et de coopération pour servir d'amortisseur en cas de difficultés temporaires de la balance des paiements.

L'épargne nette est le principal canal de stabilisation conjoncturelle. Cette dernière contribue significativement à compenser 22% des chocs hétérogènes au niveau de l'UEMOA et 21% au sein de la CEDEAO. La stabilisation par l'épargne est particulièrement faible en Afrique de l'ouest. A titre de référence, elle est deux fois plus importante au niveau de l'OCDE pour 44% des chocs asymétriques sur la période 1981-1990. Cette différence est cohérente avec la configuration actuelle des marchés financiers. Ces derniers sont plus développés et plus intégrés dans au niveau de l'OCDE. En Afrique de l'Ouest, l'ajustement par les transferts d'épargne demeure difficile à cause de la faible intégration et de la faible liquidité des marchés financiers. Par exemple, il existe seulement trois bourses de valeurs qui sont de petites dimensions : la Bourse Régionale des Valeurs Mobilières (BRVM) de l'UEMOA, la bourse de valeur du Ghana et la bourse de valeur du Nigeria.

	[1]	[2]	[3]
	UEMOA	CEDEAO	OCDE (a)
	1970-2004	1970-2004	1981-1990
Revenus de facteurs	0 (1)	-2 (2)	-2** (1)
Dépréciation du capital	1 (1)	1 (1)	-9*** (2)
Transferts	-1 (5)	5 (8)	3*** (1)
Epargne	22*** (5)	21*** (7)	44*** (4)
Privée	-3 (47)	2 (35)	
Publique	21*** (5)	11* (6)	
Chocs non stabilisés	77*** (8)	77*** (8)	65*** (4)

Notes : Estimation du système (6) avec les Moindres Carrés Généralisés (MCG) en deux étapes. Les coefficients estimés sont en gras. Ecart-types robustes entre parenthèses. Les coefficients et les écarts-types ont été multipliés par 100. (a) : Sorensen et Yosha (1998), Tableau 1, colonne 4 (p. 226). \*, \*\*, \*\*\* respectivement significatifs à 10%, 5% et 1%.

Une analyse approfondie montre que la stabilisation conjoncturelle obtenue par l'épargne nationale est principalement expliquée par le rôle de l'épargne publique : 21% pour l'UEMOA et 11% pour la CEDEAO (Tableau 5). Le canal de l'épargne privée n'est pas significatif<sup>63</sup>. La différence entre l'épargne publique et l'épargne privée peut être justifiée par les difficultés du secteur privé à accéder aux crédits formels sur les

marchés financiers domestique, régional ou international (Christensen 2004, Sacerdoti 2005). L'aléa moral, le risque de défaut et l'absence de garantie réduisent l'accès au crédit auprès du secteur formel. Inversement, les autorités budgétaires plus crédibles ont plus de facilités d'accès au crédit en cas de choc négatif.

En somme, les mécanismes de stabilisation permettant un ajustement aux chocs spécifiques sont très peu développés en Afrique de l'ouest. Le seul canal d'ajustement pertinent est l'épargne nationale et principalement l'épargne publique.

## CONCLUSION

Une monnaie commune à l'espace CEDEAO est un objectif politique depuis sa création. Les recherches académiques émettent un doute sur la viabilité d'une telle union monétaire à cause de l'hétérogénéité des chocs subis. Dans ce contexte, une politique monétaire commune est inefficace et inadaptée. Le véritable défi dans la littérature est l'identification des politiques économiques qui garantissent des avantages nets de l'intégration monétaire dans l'ouest-africain. Cet article s'inscrit dans ce courant de la littérature. Nous partons de l'idée que les conclusions des études actuelles sur la zone sont statiques et n'intègrent pas les changements structurels qu'implique la formation d'une union monétaire. L'existence de l'union réduit les inconvénients des chocs asymétriques en accroissant les échanges commerciaux entre les pays membres et en développant les mécanismes de stabilisation conjoncturelle.

L'analyse empirique de l'impact de l'intensité commerciale sur la synchronisation des cycles montre qu'en Afrique de l'ouest, l'intégration commerciale atténué significativement la fréquence des chocs hétérogènes. L'effet obtenu est comparable à celui estimé pour l'OCDE. A cause de l'importance du commerce informel non pris en compte dans les sources officielles, le phénomène d'endogénéité estimé en Afrique de l'Ouest est sans doute plus important. Ce résultat suggère une conception dynamique des chocs hétérogènes. L'hétérogénéité des chocs entre les pays ouest-africains ne doit pas bloquer la décision politique pour une union monétaire élargie puisque cette dernière favorise à terme, la convergence des cycles économiques.

33 : Dans une optique de revenu, l'épargne nationale est la somme de l'épargne publique et de l'épargne privée. L'implication politique est différente selon le type d'épargne. L'épargne privée est régulée par des actions et des règles sur les marchés financiers alors que les règles budgétaires sont nécessaires pour la régulation de l'épargne publique. Les contributions de l'épargne publique et de l'épargne privée sont estimées à partir de la troisième équation du système (6) (Sorensen et Yosha 1998, p. 234) :

$$\begin{cases} \Delta \text{LogRND}_{it} - \Delta \text{Log}(RND_{it} - Sg_{it}) &= \delta_i^s + \varphi^s \cdot \Delta \text{LogPIB}_{it} + \varepsilon_{it}^s \\ \Delta \text{LogRND}_{it} - \Delta \text{Log}(RND_{it} - Sp_{it}) &= \delta_i^p + \varphi^p \cdot \Delta \text{LogPIB}_{it} + \varepsilon_{it}^p \end{cases} \quad (7)$$

$Sg_{it}$  désigne l'épargne publique,  $Sp_{it}$  l'épargne privée.  $\delta_i^s$  et  $\delta_i^p$  sont des effets fixes années et contrôle pour les chocs covariants. A cause de l'inclusion des effets fixes années, les coefficients  $\varphi^s$  et  $\varphi^p$  sont interprétés comme les contributions respectives de l'épargne publique et de l'épargne privée à la stabilisation conjoncturelle des chocs asymétriques.

Nous avons également analysé les canaux de stabilisation conjoncturelle à la disposition des Etats d'Afrique de l'Ouest contre les chocs asymétriques. En union monétaire, les chocs hétérogènes ne constituent pas un problème si des mécanismes autres que le taux de change, sont en place pour permettre l'ajustement après des chocs spécifiques. Notre analyse identifie quatre canaux de stabilisation majeurs : les revenus nets de facteurs (contribution de la mobilité des facteurs), la dépréciation du capital (contribution de la dépréciation du capital), les transferts internationaux (contribution des transferts internationaux) et l'épargne nationale (contribution des marchés régionaux de crédits). Nos estimations indiquent que comparativement aux pays de l'OCDE, la compensation des chocs hétérogènes en Afrique de l'Ouest est relativement faible. L'épargne nationale est le seul canal significatif d'ajustement après un choc spécifique au pays. Une analyse approfondie montre que la stabilisation par l'épargne nationale est principalement expliquée par la contribution de l'épargne publique. Ce résultat implique qu'une union monétaire élargie dans l'ouest africain peut surmonter l'obstacle des chocs asymétriques en adoptant au niveau pays des stratégies d'ajustement appropriées. Les pays doivent en priorité mettre l'accent sur l'épargne comme outil de stabilisation conjoncturelle en développant des marchés régionaux de crédit. Parce que la contribution de l'épargne publique est la plus notable, les autorités budgétaires doivent activement participer à l'expansion de ces marchés régionaux. Par exemple, les gouvernements peuvent émettre sur les marchés régionaux des bons du trésor en cas de choc négatif ou accroître leurs portefeuilles d'actifs durant les périodes de booms. Un accent doit être également mis sur la mobilité des facteurs et sur les transferts budgétaires, qui jusqu'à présent, sont inopérants.

En conclusion, les unions monétaires en Afrique de l'ouest peuvent renforcer leur viabilité par le développement en priorité des échanges commerciaux et des marchés financiers dans la région. Avec cette stratégie d'intégration, l'hétérogénéité des chocs ne sera pas un obstacle à l'intégration monétaire ouest-africaine, argument le plus souvent avancé par la majorité des analyses académiques.

## Sources des données

Exportations et Importations bilatérales de biens et services en USD courant.	<i>Direction of Trade, FMI 2006</i>
Variable muette égale à 1 si les deux pays de la paire ont eu un même colonisateur pour une période relativement longue avec une participation substantielle dans sa gouvernance.	<i>Site internet de CEPII, <a href="http://www.cepii.fr/francgraph/bdd/distances.htm">http : //www.cepii.fr/francgraph/bdd/distances.htm</a></i>
Variable muette égale à 1 si les deux pays de la paire partagent une même frontière.	
Superficie en Km2	
Distance entre les principales agglomérations (en termes de population) des deux pays de la paire. Elle est calculée à partir des latitudes et des longitudes.	
Variable muette égale à 1 si au moins un des pays est enclavé.	
Variable muette égale à 1 si les deux pays de la paire partagent une langue commune parlée par au moins 9% de la population dans chaque pays.	
Base de données sur OCDE	
Epargne publique brute en USD courant	<i>World Bank African Database 2005</i>
Epargne privée brute en USD courant	
Déficit budgétaire primaire (en % du PIB)	
Exportations et Importations de biens et services en USD courant.	<i>World Development Indicators 2006</i>
PIB en USD constant 2000	
PIB en USD courant	
Population	
Epargne brute en USD courant	
Part de l'agriculture dans le PIB	
Part de l'industrie dans le PIB	
Part des services dans le PIB	
Consommation de capital fixe/PNB	
Commerce bilatérale par produit	<i>World Integrated Trade Solution, The COMTRADE database, United Nations Statistics Division</i>

**BIBLIOGRAPHIE**

Asdrubali, P., B. Sorensen et O. Yosha (1996) : "Channels of Interstate Risk Sharing : United States 1963-90," *Quarterly Journal of Economics*, 111 (4), pp. 1081-1110.

Babetskii, I. (2005) : "Trade Integration and Synchronization of Shocks," *Economics of Transition*, 13 (1), pp. 105-138.

Baxter, M. et M. A. Kouparitsas (2005) : "Determinants of Business Cycle Comovement : a Robust Analysis," *Journal of Monetary Economics*, 52 (1), pp. 113-157.

Baxter, M. et R. G. King (1999) : "Measuring Business Cycles : Approximate Band-Pass Filters For Economic Time Series," *Review of Economics and Statistics*, 81 (4), pp. 575-593.

Bayoumi, T. (1999) : "Interregional and International Risk Sharing and Lessons for EMU : A Comment," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 51, pp. 189-193.

Bayoumi, T. (1999) : "Interregional and International Risk Sharing and Lessons for EMU : A Comment," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 51, pp. 189-193.

Benassy-Quéré, A. et M. Coupet (2005) : "On the Adequacy of Monetary Arrangements in Sub-Saharan Africa," *World Economy*, 28 (3), pp. 349-373.

Caldéron, C., A. Chong et E. Stein (2007) : "Trade Intensity and Business Cycle Synchronization : are Developing Countries Any Different ?," *Journal of International Economics*, 71 (1), pp. 2-21.

Carrère, C. (2004) : "African Regional Agreements : Impact on Trade with or without Currency Unions," *Journal of African Economies*, 13 (2), pp. 199-239.

Christensen, J. (2004) : "Domestic Debt Markets in Sub-Saharan Africa," *IMF Working Papers 04/46*, International Monetary Fund.

Commission Européenne (1990) : "One market, One money. An Evaluation of the Potential Benefits and Costs of Forming an Economic and Monetary Union," *European Economy*, (44), Brussels : Commission for the European Communities.

Debrun, X., P. R. Masson et C. A. Pattillo (2005) : "Monetary union in West Africa : who might gain, who might lose, and why ?," *Canadian Journal of Economics*, 38(2), pp. 454-481.

Eichengreen, B. (1992) : "Should the Maastricht Treaty be Saved ?," Princeton Studies in International Economics 74, International Economics Section, Department of Economics Princeton University.

Fielding, D. et K. Shields (2001) : "Modelling Macroeconomic Shocks in the CFA Franc Zone," Journal of Development Economics, 66 (1), pp. 199-224.

Frankel, J. A. et A. K. Rose (1997) : "Is EMU More Justifiable ex post than ex ante ?," European Economic Review, 41 (3-5), pp. 753-760.

Frankel, J. A. et A. K. Rose (1998) : "The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria," Economic Journal, 108 (449), pp. 1009-1025.

Hodrick, R. J. et E. C. Prescott (1997) : "Postwar U.S. Business Cycles : An Empirical Investigation," Journal of Money, Credit and Banking, 29 (1), pp. 1-16.

Houssa, R. (2008) : "Monetary union in West Africa and Asymmetric shocks : A Dynamic Structural Factor Model Approach," Journal of Development Economics, 85 (1-2), pp. 319-347.

Imbs, J. (2004) : "Trade, Finance, Specialization, and Synchronization," Review of Economics and Statistics, 86 (3), pp. 723-734.

Inklaar, R., R. Jong-A-Pin et J. de Haan (2008) : "Trade and Business Cycle Synchronization in OECD countries-A Re-examination", European Economic Review, 52(4), pp. 646-666.

Krugman, P. (1993) : "Lesson of Massachusetts for EMU", in Giavazzi, F. et Torres, F. (Eds.), The Transition to Economic and Monetary Union Europe. New York : Cambridge University Press, pp. 241-261.

Masson, P. R. et C. A. Pattillo (2004) : "The Monetary Geography of Africa", Washington, DC : Brookings Institution Press.

Méltitz, J. et F. Zümer (1999) : "Interregional and International Risk Sharing and Lessons for EMU," Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 51, pp. 149-188.

Mundell, R. A. (1961) : "A Theory of Optimal Currency Areas," American Economic Review, 51 (4), pp. 667-665.

Rose, A. K. (2000) : "One Money One Market : Estimating the Effect of Common Currencies on Trade," Economic Policy, Vol. 15, pp. 7-46.

Sacerdoti, E. (2005) : "Access to Bank Credit in Sub-Saharan Africa : Key issues and Reform Strategies," IMF Working Papers 05/166, International Monetary Fund.

Sorensen, B. et O. Yosha (1998) : "International Risk Sharing and European Monetary Unification," *Journal of International Economics*, 45 : 211-238.

Tapsoba, S. J-A. (2009) : "Trade Intensity and Business Cycle Synchronicity in Africa," *Journal of African Economies*, 18 (2), pp. 287-318.

Tsangarides, C. G. et M.S. Qureshi (2006) : "What is Fuzzy about Clustering in West Africa ?," IMF Working Paper 06/90, International Monetary Fund.

Tsangarides, C. G., P. Ewencyk, Hulej, M. et M. S., Qureshi (2008) : "Are Africa's Currency Unions Good for Trade ?" à paraître dans les IMF Staff papers (advance online publication, November 11, 2008 ; doi :10.1057/imfsp.2008.27).

## REGIMES DE CHANGE ET BIEN-ETRE : UNE APPROCHE PAR UN MODELE DSGE

*Mouhamadou B. DIOP\**

### Résumé

Ce travail a pour objectif d'évaluer la réaction de l'économie sénégalaise suite aux changements de régime de change. Pour ce faire, nous adoptons un modèle dynamique d'équilibre général stochastique étalonné aux caractéristiques de l'économie du Sénégal. Il s'agit ainsi de proposer un modèle pour chaque régime de change choisi et de voir le comportement de l'économie sénégalaise dans cette nouvelle configuration. Les résultats des simulations ont montré que le Sénégal gagnerait à conserver le taux de change fixe.

*Classification JEL : E3, E4, E5, F4*

*Mots-Clefs : Economie ouverte, Politique monétaire, Cycles réels, Bien être*

### Abstract

This study aims to evaluate the reaction of the Senegalese Economy following the changes of the exchange rate regimes. With this intention, we adopt a calibrated dynamic stochastic general equilibrium model. It is a question of proposing a model for each exchange rate regime and of seeing the behaviour of the Senegalese Economy in this new configuration. The results of simulations showed that Senegal would gain to maintain its fixed exchange rate.

*JEL Classification Numbers : E3, E4, E5, F4*

*Key words : Open economy, monetary policy, Business cycles, Welfare*

---

\* : Direction de l'Appui au Secteur Privé (DASP) – 115, Rue SC 126 Sacré Cœur 3 Pyrotechnie – BP : 25.148 Dakar – Tél. (221) 33.869.94.94 – Fax : (221) 33.864.71.71. Adresse électronique : mbambadiop@gmail.com

## Introduction

Depuis la fin du Système de Bretton Woods, qui garantissait la fixité des principales monnaies par rapport au dollar américain, plusieurs régimes de change ont vu le jour. Aussi, l'environnement international a-t-il été marqué par une nouvelle configuration caractérisée par la volatilité annoncée des taux de change réel dans beaucoup de pays. Pour des pays en développement comme le Sénégal, la coopération avec l'ancienne puissance colonisatrice est toujours maintenue avec l'arrimage monétaire.

En réalité, le choix du régime de change revêt un caractère important pour le développement économique d'un pays. D'ailleurs, il a été au centre de la macroéconomie internationale depuis les travaux devenus célèbres de Friedman (1953) et Mundell (1961). A cet égard, les investigations aussi bien théoriques qu'empiriques ont essayé d'identifier le régime de change le plus approprié pour une économie en examinant les effets d'un tel choix sur les variables macroéconomiques. A ce jour, aucun consensus n'a permis aux autorités monétaires de statuer de façon très claire, d'où le traitement très galvaudé du « cas par cas » surtout dans les pays en développement.

Pour ce qui est du rattachement du FCFA à l'Euro, deux points peuvent être relevés. D'abord, cette parité constitue un engagement permettant de sceller une coopération entre l'Union européenne et les Pays Africains de la Zone Franc, mais également de participer au renforcement du processus d'intégration économique. Ensuite, avec la dévaluation du FCFA intervenue en 1994, le débat sur la pertinence du système de parité fixe qui lie les pays des deux zones a été ressuscité, divisant ainsi la communauté des économistes. En effet, deux courants de pensée existent. Les partisans du rattachement pensent qu'il est bénéfique pour les pays africains de mener ce cap, afin d'éviter l'instabilité macroéconomique. Par contre, les défenseurs du second courant prônent plus d'indépendance et de flexibilité dans la politique monétaire. Ce qui, selon ces derniers, participe au renforcement de l'intégration économique et monétaire.

Ce travail a pour objectif d'évaluer la réaction de l'économie sénégalaise, suite aux changements de régimes de change. Pour ce faire, nous adoptons les modèles dynamiques d'équilibre général stochastique qui sont devenus la stratégie canonique en macroéconomie moderne. Il s'agit ainsi de proposer un modèle pour chaque régime de change choisi et de voir le comportement de l'économie sénégalaise dans cette nouvelle configuration. Ce modèle s'inspire des travaux de Kollmann (2001), Dam et Linaa (2005a, 2005b), Daria et Curdia (2007). Il intègre, d'une part, le stock de capital contrairement à la plupart des modèles standards (Gali et Monacelli (2005)), les déviations de la loi du prix unique émanant des vérifications empiriques et, d'autre part, la rigidité nominale grâce aux mécanismes de Calvo, aussi bien au niveau des prix que des salaires.

Le reste de l'étude s'articule comme suit. Dans la section 2, il est question de présenter le modèle permettant d'évaluer les effets du changement de régime sur l'économie sénégalaise. La section 3 sera consacrée à l'étalonnage et à la résolution d'un tel modèle non linéaire, grâce aux techniques devenues canoniques (méthode de Sims). Les principaux résultats découlant des différents régimes sont présentés dans la section 4, ainsi que leur effet sur le bien-être. Enfin, la dernière section est consacrée à la conclusion.

## I - SURVOL DE LA LITTERATURE

Avec l'avènement de l'Euro et l'arrimage du Franc CFA à cette monnaie, le débat sur l'avenir de la Zone Franc a alimenté de nombreuses interrogations et des inquiétudes se sont posées quant à l'UEMOA. Il convient de rappeler que les gains associés à la création d'une union monétaire sont de deux sortes. D'abord, ils permettent d'éliminer les coûts de transaction et favorisent une meilleure considération de la monnaie comme moyen d'échange et d'unité de compte. Ensuite, les gains contribuent à la suppression des distorsions de prix relatifs et de l'incertitude sur le change. A cet égard, une telle interrogation pose avec acuité la notion de zone monétaire optimale (ZMO).

La théorie des zones monétaires optimales a été introduite par Mundell (1961), puis renforcée par McKinnon (1963) et Kenen (1969). Une zone monétaire est optimale quand les coûts de renonciation au taux de change comme instrument d'ajustement à l'intérieur de la zone sont compensés par les gains résultant de l'adoption d'une monnaie commune ou d'un régime de changes fixes. Autrement dit, elle constitue une aire où des mécanismes autres que la modification des taux de change permettent de dissiper les déséquilibres provoqués par des chocs asymétriques. La littérature économique fournit divers critères d'optimalité parmi lesquels on peut citer la mobilité des facteurs de production, le degré d'ouverture économique, le degré de diversification de la production et l'homogénéité des économies et des préférences. Ainsi, pour Mundell, une zone monétaire optimale constitue un espace économique où les facteurs de production sont mobiles et où les régions sont touchées de manière parallèle par les chocs. Quant aux travaux de McKinnon (1963) sur la notion de ZMO, ils portent sur l'ouverture ou sur l'interdépendance des économies qui forment l'union monétaire. Ainsi, plus les économies échangent entre elles, plus la diminution des coûts de transaction sera importante.

Pour Kenen (1969), il est intéressant de voir la notion de ZMO sous le prisme de la diversification de ses économies. Plus les économies sont spécialisées en termes de production, plus elles s'exposent à recevoir des chocs asymétriques. A cet effet, les pays de l'UEMOA dépendent principalement de quelques spéculations, notamment le cacao, le coton, l'arachide, etc.

S'agissant de l'UEMOA, les investigations empiriques tranchent difficilement l'existence d'une zone monétaire optimale (Ondo Ossa (2000)). En effet, les analyses ont montré que les pays de l'UEMOA sont peu interdépendants quand il s'agit d'échanges intra-régionaux et de la mobilité des facteurs de production. De plus, du fait de la spécialisation des systèmes productifs (le coton pour le Burkina Faso et le Mali, le cacao pour la Côte d'Ivoire, etc.), les économies de l'UEMOA subissent les affres de la conjoncture extérieure. Cependant, cette zone a bénéficié d'avantages non négligeables notamment, l'instauration d'une discipline et d'une crédibilité monétaires. De plus, il convient de souligner que les économies de l'UEMOA ont su maîtriser l'inflation et combattre de potentielles dévaluations compétitives entre elles.

Le recours aux modèles DSGE pour analyser les avantages d'appartenance à une union a fait l'objet de nombreuses investigations, notamment, avec Kollmann (2001). Ce dernier a tenté de comprendre la forte volatilité des taux de change des pays industrialisés. Kollmann (2004) tente d'évaluer les effets d'appartenance à une union monétaire et l'adoption d'un régime de change flexible. Le modèle utilisé a montré que les chocs relatifs à la parité des taux d'intérêt découverte, exercent un effet négatif sur le bien-être alors que l'appartenance à une union monétaire neutralise les effets de ces chocs. De plus, il convient de signaler qu'il est apparu, dans cet article, que plus l'union monétaire est ouverte aux échanges extérieurs, plus le bien-être de ses populations s'améliore.

Par ailleurs, Linaa (2005a, 2005b) a mis en exergue à l'aide d'un modèle DSGE les comportements des variables dans une économie avec régime de change fixe. Daria et Curdia (2007) intègrent le stock de capital contrairement à la plupart des modèles standard (Gali et Monacelli (2005)) et estiment un modèle DSGE pour évaluer le passage de la Suède d'un régime fixe à un régime de change flottant.

Aussi, la question relative à la capacité des banques centrales à stabiliser leur taux de change, afin de garantir plus de bien-être, revêt-elle un caractère important dans les investigations empiriques et théoriques actuelles. De nombreux travaux utilisant les modèles DSGE en économie ouverte<sup>34</sup> révèlent qu'une politique monétaire a un effet réel sur les variables économiques ; ce résultat est garanti par l'hypothèse de la rigidité des prix adoptée dans de tels cadres. Un autre argument justifiant le recours à de tels modèles porte sur leur fondement microéconomique. Par ailleurs, ce type de modèle permet d'incorporer plusieurs spécifications du comportement des autorités monétaires : d'une flexibilité totale du taux de change nominal à la rigidité parfaite de ce dernier, en passant par un régime intermédiaire à la Svensson (1994) et Dam Niels et Linaa (2005a) alors que Broda (2004) s'est intéressé à l'impact des termes de

<sup>34</sup> : Lane (2001) donne un survol de tels modèles appelés « *New Open Economy Macroeconomics* ».

l'échange sur les pays en développement selon le régime de change adopté.

Dans un autre registre, il convient de signaler que les modèles DSGE sont utilisés comme cadre d'analyse dédié à l'identification des sources de fluctuations des agrégats macroéconomiques. Tout d'abord, Mendoza (1995) conclut que 56% des fluctuations du PIB dans les pays en développement sont dues aux chocs des termes de l'échange. Kose et Riezman (2001) montrent, quant à eux, que les prix relatifs expliquent 44% des fluctuations de l'activité productive des pays africains. Les résultats de Kose (2002) dénotent une contribution de ces chocs à hauteur de 90%. Puis, tout en s'appuyant sur les travaux de Mendoza (1995), beaucoup d'auteurs ont essayé d'enrichir cette première approche ; ainsi, Kose et Riezman (2001) ainsi que Kose (2002) ont conclu à une faible influence du taux d'intérêt mondial sur les fluctuations de l'output.

Deux récentes études utilisant les modèles DSGE ont indiqué que dans les pays comme la Thaïlande, la Malaisie, l'Indonésie et les Philippines, les chocs domestiques expliqueraient 50% de la volatilité du PIB (Kodama (2006) alors qu'au Sénégal, Diop et Fame (2007) ont montré que, dans le court terme, l'instabilité macroéconomique est due aux chocs externes et, dans le long terme, les fluctuations économiques sont imputables aux chocs domestiques.

## II - MODELE

Nous supposons une économie dans la tradition des modèles DSGE. Elle est composée d'un ménage représentatif, de firmes et d'une autorité monétaire. Dans cette économie, un bien final est produit en combinant une infinité de biens intermédiaires importés et locaux. Chaque firme intermédiaire dont la propriété revient aux ménages domestiques produit un bien en situation monopolistique à partir du capital et du travail qui est supposé immobile au plan international. Le cadre qui suit, s'inspire de Kollmann (2001) ; ces travaux ont permis d'étudier les effets de l'ouverture sur une union monétaire (Kollmann (2004, 2005)).

### 2.1 Le ménage

Les préférences du consommateur représentatif sont représentées par le critère suivant :

$$E_0 \left[ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \xi_t U(H_t, L_t) \right]$$

Nous introduisons les habitudes de consommation conformément aux nombreux travaux utilisant ces types de modèles (Dam et Linaa (2005a, 2005b), Smets et Wouters (2003) etc.) et les chocs sur les préférences  $(\xi_t)$ . Ainsi, on a :

$$H_t = C_t - hC_{t-1}$$

A la date  $t$ , le consommateur reçoit comme revenu la rémunération des facteurs de production utilisés par les firmes intermédiaires, ainsi que le profit généré par ces dernières. Avec ses ressources, il consomme, investit et acquiert des actifs financiers locaux et étrangers. Sa contrainte budgétaire se présente comme suit :

$$a_{t+1} + e_t b_{t+1} + P_t (C_t + I_t) = a_t (1 + i_t) + e_t b_t (1 + i_t^f) + R_t K_t + W_t L_t + \Pi_t$$

La loi du mouvement du capital est donnée par :

$$K_{t+1} - \phi(K_{t+1}, K_t) = K_t (1 - \delta) + I_t$$

$a_{t+1}$  et  $b_{t+1}$  dont les actifs nets domestiques et étrangers et les taux d'intérêt associés à ces actifs sont respectivement  $i_{t+1}$  et  $i_{t+1}^f$ .

Ainsi, le consommateur choisit les plans contingents suivants  $\{C_t, I_t, a_{t+1}, b_{t+1}, K_{t+1}, L_t\}_{t=0}^{+\infty}$ , en maximisant le critère défini ci-dessus, sous la contrainte budgétaire et la loi du mouvement du capital et  $a_0, b_0, K_0$  étant donnés (et les conditions de No-Ponzi games). Notons que  $e_t$  définit le taux de change.

Soit  $\lambda_t$ , le multiplicateur de Lagrange. La maximisation de l'utilité du consommateur, sous la contrainte budgétaire donne les équations suivantes :

$$\lambda_t = \frac{\xi_t U_c(t)}{P_t}$$

$$1 = E_t \left[ \beta (1 + i_t) \frac{\xi_{t+1} U_c(t+1)}{P_{t+1}} \frac{P_t}{\xi_t U_c(t)} \right]$$

$$e_t (1 + i_t) E_t [\lambda_{t+1}] = (1 + i_t^*) \left( \Omega_t + b_t \frac{\partial \Omega_t}{\partial b_t} \right) E_t [\lambda_{t+1} e_{t+1}]$$

$$\lambda_t P_t \left( 1 + \frac{\partial \phi(K_{t+1}, K_t)}{\partial K_{t+1}} \right) = \beta E_t \left[ \lambda_{t+1} \left( R_{t+1} + P_{t+1} \left( 1 - \delta - \frac{\partial \phi(K_{t+2}, K_{t+1})}{\partial K_{t+1}} \right) \right) \right]$$

L'enseignement majeur que l'on peut tirer des conditions de premier ordre est la célèbre équation décrivant la parité découverte des taux d'intérêt (UIP). Pour l'obtenir, il suffit de log-linéariser l'équation d'Euler relative à l'actif ( $b_t$ ). Ainsi, la parité découverte des taux d'intérêt (UIP) est formulée comme suit :

$$e_t (1 + i_t) E_t [\lambda_{t+1}] = (1 + i_t^*) \left( \Omega_t + b_t \Omega_{b_t} \right) E_t [\lambda_{t+1} e_{t+1}]$$

Cependant, les explorations empiriques (Malin et al. (2007), Lewis (1995)) ont révélé qu'il existe une violation de cette condition, d'où l'introduction d'un choc UIP dans la précédente équation. Selon Kollmann (2002) et Dam et Linaa (2005a, 2006b), le taux

d'intérêt domestique dévie de celui mondial. Plus exactement, Dam et Linaa (2005a, 2005b) proposent une équation en supposant que l'intérêt net de l'actif domestique ( $i_t$ ) et celui rapporté par l'actif étranger détenu par les nationaux ( $i_t^f$ ) sont liés par la formule suivante :

$$(1 + i_t^f) = \Omega_t (1 + i_t^*)$$

$i_t^*$  : Taux d'intérêt mondial.

$\Omega_t$  est une fonction du ratio des actifs étrangers, des exportations, d'un choc qui permet de prendre en compte la violation de la parité découverte des taux d'intérêt observée dans la littérature. Par ailleurs, dans le cas du régime de change fixe, Ghironi et al (2007) ont montré que les problèmes d'instabilité et d'indétermination pouvaient être résolus en combinant l'équation UIP et une équation sur la déviation des taux d'intérêt, dans laquelle  $\Omega_t = \Omega \left( \frac{e_t}{e^*} \right)$  est une fonction vérifiant les conditions de régularité. Dans ce cas de figure, la formulation adoptée est inspirée de Daria et Curdia (2007) et est donnée par :

$$\Omega_t = e^{\left\{ - \frac{\omega}{2} \left( \frac{e^{P^x} Q^x}{P} \right) \frac{e_t b_{t+1}}{P_t} \zeta_t \right\}}$$

La version log-linéarisée de la condition UIP s'exprime comme suit :

$$\hat{i}_t = \hat{i}_t^* + E_t[\hat{e}_{t+1}] - \hat{e}_t - \omega \hat{b}_t + \zeta_t$$

$\zeta_t$  étant le choc de la parité découverte des taux d'intérêt.

Kollmann (2003) a mis en exergue les effets négatifs sur le bien-être du choc de la parité découverte des taux d'intérêt lorsque l'économie étudiée a un fort lien commercial avec le reste du monde. De plus, le régime de change fixe a l'avantage d'améliorer le bien-être lorsqu'un tel régime permet d'endiguer le choc lié à la parité découverte des taux d'intérêt.

## 2.2 Firme représentative

Elle produit le bien final ( $Z_t$ ) obtenu en combinant les biens intermédiaires locaux ( $Q_t^d$ ) et importés ( $Q_t^m$ ) selon la technologie CES donnée par :

$$Z_t = \left( \frac{Q_t^d}{\alpha^d} \right)^{\alpha^d} \left( \frac{Q_t^m}{1 - \alpha^d} \right)^{1 - \alpha^d} \text{ avec } (\alpha^d, \alpha^m) \in \mathbb{R}^2, \alpha^d + \alpha^m = 1$$

Chacun des biens entrant dans la production du bien final agrégé est composé d'une infinité de biens intermédiaires. L'agrégation adoptée repose sur une spécification à la Stigitz-Dixit :

$$Q_t^i = \left( \int_0^1 q_t^i(j)^{\frac{1}{v+1}} dj \right)^{1+v}, v \neq 0; i = d, m$$

$q_t^i(j)$  : quantité du bien intermédiaire  $j$ .

En résolvant le programme de minimisation de coût, on obtient les équations suivantes :

$$q_t^i(j) = \left( \frac{P_t^i}{P_t^j} \right)^{-\frac{1+v}{v}} Q_t^i$$

$$Q_t^i = \alpha^i \frac{P_t^j Z_t^j}{P_t^i} \quad i=d, m$$

$$\text{Avec } P_t^i = \left( \int_0^1 P_t^i(j)^{-\frac{1}{v}} dj \right)^{-v}, P_t^i = (P_t^d)^{\alpha^d} (P_t^m)^{1-\alpha^d}$$

### 2.3 Firmes intermédiaires

Les firmes intermédiaires domestiques utilisent la technologie Cobb-Douglas pour produire un bien qui est vendu dans les marchés local et international :

$$y_t(j) = \theta_t K_t(j)^\psi L_t(j)^{1-\psi}, \psi \in ]0,1[$$

$$\text{Avec } L_t(j) = \left[ \int_0^1 l_t(h;j)^{\frac{1}{1+\tau}} dh \right]^{1+\tau}$$

Le choc technologique est supposé identique à toutes les firmes locales. La demande des facteurs de production se fait dans un environnement concurrentiel. Ainsi, une firme  $j \in [0,1]$  minimise les coûts, sous contrainte technologique. Cette formulation est donnée par le programme suivant :

$$\text{Min}_{K_t, L_t} R_t K_t(j) + W_t L_t(j)$$

$$\text{s/c } y_t(j) = \theta_t K_t(j)^\psi L_t(j)^{1-\psi}$$

Les conditions de premier ordre sont définies comme suit :

$$R_t = \theta_t \psi K_t(j)^{\psi-1} L_t(j)^{1-\psi}$$

$$W_t = \theta_t (1-\psi) K_t(j)^\psi L_t(j)^{-\psi}$$

En combinant ces deux équations, on obtient :

$$\frac{L_t(j)}{K_t(j)} = \psi^{-1} (1-\psi) \frac{R_t}{W_t}$$

La fonction de production devient alors :

$$y_t(j) = \theta_t K_t(j)^\psi \left( \psi^{-1} (1-\psi) \frac{R_t}{W_t} K_t(j) \right)^{1-\psi}$$

S'agissant des fonctions de demande des facteurs de production, on obtient :

$$K_t(j) = \theta_t^{-1} \left( \psi^{-1}(1-\psi) \frac{R_t}{W_t} \right)^{-1+\psi} y_t(j)$$

$$L_t(j) = \theta_t^{-1} \left( \psi^{-1}(1-\psi) \frac{W_t}{R_t} \right)^{-\psi} y_t(j)$$

La fonction de coût peut alors prendre la forme suivante :

$$CT_t(y(j)) = R_t K_t(j) + W_t L_t(j) = \theta_t^{-1} \left[ \left( \psi^{-1}(1-\psi) \frac{R_t}{W_t} \right)^{-1+\psi} R_t + W_t \left( \psi^{-1}(1-\psi) \frac{W_t}{R_t} \right)^{-\psi} \right] y_t(j)$$

Après quelques manipulations, on obtient le coût marginal  $MC_t$

$$\frac{\partial}{\partial y_t} CT_t = \theta_t^{-1} \psi^{-\psi} (1-\psi)^{-(1-\psi)} W_t^{1-\psi} R_t^\psi$$

La production de la firme intermédiaire domestique j écoule son produit sur les marchés local et étranger :  $y_t(j) = q_t^d(j) + q_t^x(j)$

$q_t^d(j)$  : la demande domestique du bien j

$q_t^x(j)$  : les exportations du bien j

Par analogie à la partie dédiée aux firmes intermédiaires, on a :

$$q_t^x(j) = \left( \frac{P_t^x(j)}{P_t^x} \right)^{-\frac{1+\nu}{\nu}} Q_t^x \text{ et } Q_t^x = \left( \frac{P_t^x}{P_t^*} \right)^{-\eta} Y_t^*, \eta \neq 0$$

$$\text{avec } Q_t^x = \left( \int_0^1 q_t^x(j)^{\frac{1}{1+\nu}} dj \right)^{1+\nu}, P_t^x = \left[ \int_0^1 P_t^x(j)^{-\frac{1}{\nu}} dj \right]^{-\nu}$$

$Y_t^*$  et  $P_t^*$  sont respectivement le PIB réel et le niveau général des prix étrangers.

De plus, l'indice salarial agrégé est donné par :

$$W_t = \left[ \int_0^1 w_t(h)^{\frac{1}{\gamma}} dh \right]^{-\gamma}$$

$w_t(h)$  est le salaire nominal du travailleur h.

Le profit des firmes productrices et importatrices se définit comme suit :

$$\Pi_{t+\tau}^i(p_t^i) = (P_{t+\tau}^i)^{\frac{1+\nu}{\nu}} Q_{t+\tau}^i \left[ (P_t^i)^{-\frac{1}{\nu}} - MC_{t+\tau}^i (P_{t+\tau}^i)^{-\frac{1+\nu}{\nu}} \right]$$

i=d,x,m

$MC_t^i$  étant le coût marginal.

De plus, le ménage représentatif fixe le taux de salaire en prenant le taux de salaire agrégé comme une donnée. La demande de travail de type  $h$  est donnée par l'expression suivante :

$$l_t(h) = \int_0^1 l_t(h; j) dj = \psi^{-1} (1 - \psi) w_t(h)^{\frac{1+\gamma}{\gamma}} (W_t)^{\frac{1}{\gamma}} R_t K_t = \Xi_t w_t(h)^{\frac{1+\gamma}{\gamma}}$$

Enfin, la condition de premier ordre relative au taux de salaire de type  $h$  est obtenue en supposant que le processus de fixation de salaire obéit au mécanisme de Calvo avec une probabilité de  $1-D$  :

$$\sum_{\tau=0}^{+\infty} (D\beta)^\tau E_t \left[ \frac{1+\gamma}{\gamma} w(h)^{\frac{1+\gamma}{\gamma}-1} U_{L,t+\tau} \Xi_{t+\tau} \right] = \sum_{\tau=0}^{+\infty} (D\beta)^\tau E_t \left[ \frac{1}{\gamma} w(h)^{\frac{1+\gamma}{\gamma}} \lambda_{t+\tau} \Xi_{t+\tau} \right]$$

Avec l'indice des salaires donné par :

$$(W_t)^{\frac{1}{\gamma}} = \left[ D(W_{t-1})^{\frac{1}{\gamma}} + (1-D)(w_t)^{\frac{1}{\gamma}} \right]$$

#### 2.4 Processus de fixation de prix

Les travaux empiriques ont révélé l'échec de la fixation de prix dans la monnaie du producteur (Producer Currency Pricing, PCP). En effet, les firmes intermédiaires peuvent discriminer ainsi entre les deux marchés (PTM) et fixer leur prix dans la monnaie de l'acheteur (Local Currency Pricing, LCP), d'où l'expression de leur fonction de profit :

$$\Pi_{t+\tau}^i(p_t^i) = (P_{t+\tau}^i)^{\frac{1+\nu}{\nu}} Q_{t+\tau}^i \left[ (P_t^i)^{-\frac{1}{\nu}} - MC_{t+\tau}^i (p_{t+\tau}^i)^{-\frac{1+\nu}{\nu}} \right]$$

Suivant Calvo (1983), les firmes peuvent ré-optimiser leurs prix à chaque période, avec une probabilité  $(1 - \Xi)$ . En effet, elles ne peuvent changer de prix que lorsqu'elles reçoivent un signal. La probabilité de réception du signal pour chaque période est constante  $(1 - \Xi)$ . Le reste des firmes ne recevant pas ce signal ajustent leur prix avec un taux supposé être celui de l'état stationnaire. Ainsi, le problème peut être résumé dans l'expression suivante :

$$\text{Max}_{p_t^i} \sum_{\tau=0}^{+\infty} \Xi^\tau E_t \left[ \beta^\tau \frac{\xi_{t+\tau} U_c(t+\tau)}{\xi_t U_c(t)} \frac{P_t}{P_{t+\tau}} Q_{t+\tau}^i (P_{t+\tau}^i)^{\frac{1+\nu}{\nu}} \left( (P_{t+\tau}^i)^{-\frac{1}{\nu}} - MC_{t+\tau}^i (p_{t+\tau}^i)^{-\frac{1+\nu}{\nu}} \right) \right]$$

La condition de premier ordre d'un tel programme est donnée par :

$$\sum_{\tau=0}^{+\infty} \Xi^{\tau} E_{\tau} \left[ \beta^{\tau} \frac{\xi_{t+\tau} U_c(t+\tau)}{\xi_t U_c(t)} \frac{P_t}{P_{t+\tau}} Q_{t+\tau}^i \left( P_{t+\tau}^i \right)^{\frac{1+\nu}{\nu}} \left( -\frac{1}{\nu} \left( P_{t+\tau}^i \right)^{-\frac{1+\nu}{\nu}} + \frac{1+\nu}{\nu} MC_{t+\tau}^i \left( P_{t+\tau}^i \right)^{\frac{1+\nu}{\nu}-1} \right) \right] = 0$$

pour  $i=d,x,m$

Dès lors, les indices des prix correspondants sont :

$$P_t^i = \left[ \Xi \left( P_{t-1}^i \right)^{1-\nu} + (1-\Xi) \left( P_t^i \right)^{1-\nu} \right]^{\frac{1}{1-\nu}}, i = d, m, x$$

Il est important de noter que les équations obtenues en adoptant le mécanisme de fixation des prix à la Calvo, permettent après linéarisation d'avoir les équations donnant les nouvelles courbes de Phillips (NKPC).

## 2.5 L'autorité monétaire

Il est fréquent dans ce type de modèle de recourir à la famille de règles de Taylor (1999) pour traiter le comportement de l'autorité monétaire. Une règle simple qui indique la réponse du taux d'intérêt, suite aux variations de l'inflation et du PIB.

Ainsi, lorsque les autorités adoptent un régime de change flexible, on a :

$$\hat{i}_t = \rho_{1i} \hat{i}_{t-1} + \left( 1 - \rho_{1i} \right) \left[ \Gamma_{1\pi} \hat{\pi}_t + \Gamma_{1y} \hat{Y}_t + \Gamma_{1e} \left( \hat{e}_t - \hat{e}_{t-1} \right) \right] + \varepsilon_{1it}$$

Dans ce régime, l'autorité monétaire a une politique de ciblage de l'inflation. Dès lors, la condition UIP devient :

$$\hat{i}_t = \hat{i}_t^* + E_t \left[ \hat{e}_{t+1} \right] - \hat{e}_t - \omega \hat{b}_t + \zeta_t$$

Dans le cas du régime de change fixe, Kollmann (2001) et Lane et al. (2006) ont montré que l'on peut travailler avec la règle de Taylor modifiée suivante :

$$\hat{i}_t = \rho_{2i} \hat{i}_{t-1} + \left( 1 - \rho_{2i} \right) \left[ \Gamma_{2\pi} \hat{\pi}_t + \Gamma_{2y} \hat{Y}_t + \Gamma_{2e} \hat{e}_t \right] + \varepsilon_{2it}$$

avec  $\Gamma_{2e} \rightarrow +\infty$  et la condition UIP devient alors :

$$\hat{i}_t = \hat{i}_t^* + \rho_s \hat{s}_t + \rho_q \hat{q}_t - \omega \hat{b}_t + \zeta_t$$

La banque centrale peut également adopter un régime de change fixe mais modifiable en ce sens qu'elle peut fixer une parité centrale et tolérer une fluctuation du taux de change autour d'une bande. Cette stratégie fut adoptée par plusieurs pays au lendemain de la fin du Système de Bretton-Woods. A cet égard, Svensson (1994), Daria et Curdia (2007) ont proposé un cadre permettant de traiter ce cas de figure.

D'ailleurs, il s'articule comme suit :

$$\hat{e}_t = \hat{e}_t^c + \hat{e}_t^d$$

Cette équation permet de décomposer le taux de change nominal en deux. La première composante donne la parité centrale ( $\hat{e}_t^c$ ) et la seconde ( $\hat{e}_t^d$ ), sa déviation par rapport à cette cible. Ainsi, le réalignement anticipé est donné par :

$$E_t[\hat{e}_{t+1}] - \hat{e}_t = \left( E_t[\hat{e}_{t+1}^c] - \hat{e}_t^c \right) + \left( E_t[\hat{e}_{t+1}^d] - \hat{e}_t^d \right)$$

Or on a :

$$\left( E_t[\hat{e}_{t+1}^c] - \hat{e}_t^c \right) = \chi_t + \rho_d \hat{e}_t^d$$

Avec

$$\chi_t = \rho_\chi \chi_{t-1} + \varepsilon_{\chi t}$$

C'est pourquoi, le réalignement devient :

$$E_t[\hat{e}_{t+1}] - \hat{e}_t = E_t[\hat{e}_{t+1}^d] + \chi_t - (1 - \rho_d) \hat{e}_t^d$$

Dans ce régime, l'autorité monétaire a plus de marge de manœuvre que lorsqu'elle adopte le régime de change totalement fixe. En effet, elle peut dans ce cas de figure utiliser la politique monétaire à d'autres fins même si, par ailleurs, elle doit garantir la proximité du taux de change nominal à sa parité centrale. De plus, elle adopte une règle de Taylor qui prend en compte, en dehors de ses fonctions traditionnelles, les déviations du taux de change par rapport à sa composante centrale.

$$\hat{i}_t = \rho_{3i} \hat{i}_{t-1} + (1 - \rho_{3i}) \left[ \Gamma_{3\pi} \hat{\pi}_t + \Gamma_{3y} \hat{Y}_t + \Gamma_{3e} \hat{e}_t \right] + \varepsilon_{3it}$$

Dans ce cas, la condition UIP devient :

$$\hat{i}_t = \hat{i}_t^* + E_t[\hat{e}_{t+1}] - (1 - \rho_d) \hat{e}_t + \rho_s \hat{S}_t + \rho_q \hat{Q}_t + \chi_t - \omega \hat{b}_t + \zeta_t$$

Aussi, à la différence de Svensson (1994), on peut introduire un régime de change modifié selon l'approche Dam Niels et Linaa (2005a, 2005b) qui stipule un régime de change imparfait avec l'Euro. Cette politique permet d'assurer un taux de change constant à un choc exogène près ( $\hat{\kappa}_t$ ). Elle est traduite par l'équation suivante :

$$e_t = e \kappa_t$$

Après une linéarisation et quelques manipulations algébriques, on a la condition UIP :

$$\hat{i}_t = \hat{i}_t^* + E_t[\hat{\kappa}_{t+1}] - \hat{\kappa}_t - \omega \hat{b}_t + \zeta_t$$

$$\hat{\kappa}_t = \rho_\kappa \hat{\kappa}_{t-1} + \varepsilon_{\kappa t}$$

Pour boucler le modèle, nous donnons les contraintes de ressources et spécifions les processus exogènes. Ainsi, on a :

- pour le bien final :  $Z_t = C_t + I_t$  ;
- pour le travail :  $L_t = \int_0^1 L_t(j) dj$  ;
- pour le capital :  $K_t = \int_0^1 K_t(j) dj$  ;
- les actifs :  $a_t = 0$
- Et la balance de paiements obtenue à partir de la contrainte budgétaire du ménage représentatif est donnée :

$$b_t = (1 + i_{t-1}^*) \Omega_{t-1} b_{t-1} + P_t^x Q_t^x - P_t^m Q_t^m$$

Les processus exogènes suivent des processus de type AR (1) lorsqu'il s'agit des chocs technologiques, de politique monétaire, de préférences, liés à la condition UIP, de réalignement du taux de change, etc. S'agissant des variables étrangères telles le PIB, le taux d'intérêt mondial et l'inflation étrangère, on adopte une modélisation de type VAR qui sera greffée au modèle de départ :

$$\begin{bmatrix} \hat{Y}_t^* \\ \hat{\pi}_t^* \\ \hat{i}_t^* \end{bmatrix} = \Theta_1 \begin{bmatrix} \hat{Y}_{t-1}^* \\ \hat{\pi}_{t-1}^* \\ \hat{i}_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt}^* \\ \varepsilon_{\pi t-1}^* \\ \varepsilon_{it-1}^* \end{bmatrix}$$

### III - ETALONNAGE ET RESOLUTION

L'étalonnage ou le calibrage est plutôt un art et non une technique. Il est en soi la première méthode employée par les économistes pour simuler les modèles dynamiques d'équilibre général stochastiques. Ainsi, cette phase constitue une étape importante dans la modélisation DSGE. Elle permet d'assigner des valeurs aux différents paramètres sur les préférences, la technologie, etc. Pour ce faire, certains paramètres sont tirés de la littérature et d'autres, sont déterminés de telle sorte qu'ils reflètent l'économie étudiée à l'état stationnaire. Ainsi,  $\beta$  est fixé à 0,968 pour être conforme avec le taux d'intérêt mondial à l'état stationnaire 3,3% (6-Month Libor).

S'agissant du coefficient d'aversion de risque relatif ( $\sigma$ ), les travaux d'Ostry et Reinhart (1992) ont permis de le fixer à 2,61. Pour ce qui est des pondérations utilisées dans le panier de biens de consommation, la nomenclature secondaire de l'Indice Harmonisé des Prix à la Consommation (IHPC) donne un poids de  $\alpha^d = 0,6925$  aux produits locaux et 30,75% pour les biens importés ( $\alpha^m$ ). A l'instar des travaux empiriques (Diop et Fame (2007), Kodama (2006), Kose et Riezman (1998,2001)), on a :

Paramètres	Nom	Valeur
$h$	Habitude de consommation	0,16
$\delta$	taux de dépréciation annuel du capital	0,1
$\eta$	Elasticité-prix des exportations	1,6
$\nu$	Markup pour les prix	0,2
$\psi$	Part du capital dans la production	0,3
$\gamma$	Markup pour les salaires	0,1

S'agissant des paramètres intervenant dans la nouvelle courbe de Phillips, les estimations de Diop (2006) sont employées. En effet, ces travaux ont montré que la résolution de l'équation du second degré  $\lambda = \frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)}{\theta}$  donne,  $\theta_1 = 1,32$ ,  $\theta_2 = 0,77$  or  $\theta$  est une probabilité, on a donc  $\theta = 0,77$ . C'est pourquoi, on assigne à  $\Xi$  a valeur de 0,77.

En ce qui concerne le paramètre permettant de relier le différentiel de taux d'intérêt et le revenu net des facteurs sur exportations, les estimations de Lane et Milesi-Ferretti (2002) sont utilisées et on pose  $\omega = 0,0026$ . Pour ce qui est des paramètres entrant dans les différentes règles de Taylor, les estimations économétriques de cette règle ainsi que le recours aux travaux de Tenou (2002) et Diop (2006a) ont permis de leur assigner des valeurs. Ainsi, dans le cas du régime de change totalement fixe, on a :

$$\rho_{li} = 0,73, \Gamma_{ix} = 28,64, \Gamma_{iy} = 1,02 \cdot 10^{-10}, \Gamma_{ie} = 999$$

Pour traduire l'hypothèse du régime de change modifiable, on suit Daria et Curdia (2007) en fixant

$$\rho_x = 0,12, \Gamma_{3x} = 1,8, \Gamma_{3y} = 0,03, \Gamma_{3e} = 0,04 \text{ et } \rho_{3i} = 0,88$$

En effet, le calcul des résidus de Solow s'appuie, comme indiqué dans la littérature économique, sur la spécification de la fonction de production avec comme facteurs le travail et le capital. Le résidu de Solow se base sur la décomposition du taux de croissance. Une fois calculé, il est modélisé sous forme d'un AR(1) qui permet d'obtenir les coefficients de persistance ainsi que les écart-types des chocs.

S'agissant de la résolution des modèles DSGE, plusieurs méthodes sont utilisées pour résoudre un système d'équations non linéaires avec anticipations rationnelles. On peut citer les travaux de Blanchard et Kahn (1980), Klein (2000), Sims (2002). Auparavant, le système obtenu est linéarisé autour de l'état stationnaire, puis on applique les différentes méthodes de résolution. Dans ce présent travail, la méthode Sims (2002) est utilisée. La représentation du système ainsi linéarisé est donnée par :

$$\Gamma_0 x_{t+1} = \Gamma_1 x_t + \Gamma_0 \varepsilon_t + \Gamma_0 \eta_{t+1}$$

$$\eta_{t+1} = x_{t+1} - E_t [x_{t+1}]$$

Avec  $\Gamma_i$  les matrices rassemblant les paramètres structurels du modèle (paramètres sur les préférences, la technologie, etc),  $x_t$ , le vecteur de variables et  $\eta_{t+1} = x_{t+1} - E_t [x_{t+1}]$ , l'erreur de prévision. La solution d'un tel système est donnée sous forme d'un VAR restreint par l'algorithme de Sims (2002) et est :

$$x_{t+1} = \Psi_1 x_t + \Psi_2 \varepsilon_{t+1}$$

#### IV - RESULTATS

Une fois la solution obtenue, la simulation du modèle permet d'abord de comparer les statistiques calculées (volatilité, Co-mouvement, persistance, etc.), à partir du modèle et celles déterminées par les données. Ceci permet de voir si le modèle constitué réplique la réalité observée au niveau du Sénégal.

##### 4.1 Comparaison des données du modèle et celles observées

La question sur laquelle les macro-économistes sont interpellés une fois le modèle DSGE résolu, est de savoir si cette maquette est capable de répliquer correctement les principales caractéristiques de l'économie étudiée, à travers les faits stylisés. Pour cela, le modèle est simulé et des statistiques de cycles conjoncturels sont calculées. Ces moments sont déterminés sur la base de la simulation pour une taille de l'échantillon de 26 points (1980-2005). Les différentes statistiques sont alors filtrées avec la méthode de Hodrick-Prescott, avec un paramètre de lissage de 100, comme ce fut le cas dans la partie consacrée aux faits stylisés dans le présent document.

On constate que le modèle est capable de répliquer globalement l'ensemble des comportements mis en exergue par les faits stylisés. Comme le montre les tableaux ci-dessous, la volatilité plus marquée des prix à l'exportation et à l'importation est bien ressortie par le modèle.

**Tableau 1 : Volatilité relative**

	Données	Modèle de base <sup>35</sup> (Régime de change fixe)
PIB	1,000	1,000
Consommation	1,143	0,205
Inflation	3,289	0,396
Prix à l'export	3,734	5,748
Prix à l'import	5,940	3,976

Source : Calculs de l'auteur

S'agissant du co-mouvement, le modèle est en mesure de montrer le comportement pro-cyclique très prononcé de la consommation ainsi que la contra-cyclicité de l'inflation, des prix à l'exportation. Cependant, le modèle n'est pas capable de bien ressortir la contra-cyclicité du prix à l'importation. Enfin, la persistance des variables est bien mise en relief par le modèle ainsi simulé.

**Tableau 2 : Co-mouvement**

	Données	Régime de change fixe
PIB	1,000	1,000
Consommation	0,704	0,571
Inflation	-0,336	-0,071
Prix à l'export	-0,278	-0,132
Prix à l'import	-0,314	0,132

Source : Calculs de l'auteur

<sup>35</sup> Dans cette étude, l'appartenance du Sénégal à une Union monétaire fait allusion à l'adoption à un régime de change fixe.

**Tableau 3 : Persistance**

	Données	Régime de change fixe
PIB	0,170	0,411
Consommation	0,380	0,564
Inflation	0,328	0,244
Prix à l'export	0,444	0,701
Prix à l'import	0,473	0,701

Source : Calculs de l'auteur

<sup>35</sup> : Dans cette étude, l'appartenance du Sénégal à une Union monétaire fait allusion à l'adoption à un régime de change fixe.

## 4.2 Etude des moments selon les différents régimes

Les simulations révèlent que les principales variables macroéconomiques sont moins volatiles lorsque le Sénégal conserve un taux de change fixe que lorsqu'il adopte une autre politique monétaire nationale. Le tableau ci-dessous montre que le PIB du Sénégal est très volatile en régime flottant comparativement au PIB dans le régime fixe.

**Tableau 4 : Volatilité de quelques variables**

	Régime de change flottant	Régime de change modifiable	Régime de change fixe
Inflation	1,5687	1,6612	0,13536
Taux de change réel	2,8384	2,9235	0,20802
PIB	4,0623	4,8909	0,26731

Source : Calculs de l'auteur

On a, en tout état de cause, plus de stabilité macroéconomique dans le sens où il y a moins d'inflation et moins de volatilité du PIB dans le cas où le Sénégal reste dans l'Union monétaire (régime de change fixe).

## 4.5 Evaluation du bien-être

L'évaluation du bien-être est appréhendée par deux approches, utilisant soit une métrique reposant sur le développement de second ordre de Taylor pour éviter les problèmes liés à l'équivalence certaine, soit un rapport de variance de quelques agrégats cibles, pour évaluer les pertes occasionnées par le choix d'un régime de change.

Le bien-être exprime comme une variation relative permanente de la consommation. Ainsi, le développement de Taylor de l'utilité donne :

$$E(U(C_t, L_t)) = U(C, L) + E(\hat{C}_t) - LE(\hat{L}_t) - \frac{1}{2}Var(\hat{C}_t)$$

On définit le bien-être comme étant la fraction de la consommation permanente que le consommateur représentatif voudrait bien perdre pour rester indifférent. Cette utilité peut être exprimée comme étant une variation permanente relative de la consommation ( $\zeta$ ) telle que :

$$U((1+\zeta)C, L) = U(C, L) + E(\hat{C}_t) - LE(\hat{L}_t) - \frac{1}{2}Var(\hat{C}_t)$$

$$\ln(1+\zeta^m) = E(\hat{C}_t) - LE(\hat{L}_t)$$

$$\ln(1+\zeta^v) = -\frac{1}{2}Var(\hat{C}_t)$$

$$\ln(1+\zeta) = E(\hat{C}_t) - LE(\hat{L}_t) - \frac{1}{2}Var(\hat{C}_t)$$

peut être décomposé en deux composantes :

$$U((1+\zeta^m)C, L) = U(C, L) + E(\hat{C}_t) - LE(\hat{L}_t)$$

et

$$U((1+\zeta^v)C, L) = U(C, L) - \frac{1}{2}Var(\hat{C}_t)$$

Ainsi, on a :

$$(1+\zeta) = (1+\zeta^m)(1+\zeta^v)$$

Les résultats des simulations révèlent que lorsque le Sénégal demeure dans l'Union monétaire, le bien-être s'avère plus élevé que lorsqu'il mène une toute autre politique monétaire. De plus, les différentes variantes de politique monétaire avec régime de change fixe demeurent plus ou moins coûteuses, en termes de perte de bien comme le montre le tableau 5 ci-après.

Au regard des simulations, lorsque les autorités veulent laisser flotter leur monnaie, il apparaît clair que le régime de change fixe avec un flottage autour d'une bande est plus indiqué que le cas du flottage total.

**Tableau 5 : Mesure de bien-être selon le régime de change**

	Régime de change flottant	Régime de change modifiable	Régime de change fixe
$\zeta$	-0,99819	-0.9991	-0,0019

Source : Calculs de l'auteur

S'agissant de l'indice de la perte relative, il permet de mesurer les effets de la sortie d'un pays de l'Union et l'adoption d'une autre politique monétaire visant à faire flotter totalement le taux de change ou à le laisser flotter autour d'une bande, etc. On intro-

duit deux critères basés sur le rapport des écarts-types de l'output gap dans l'Union et hors de l'Union (régime de change fixe) et celui de l'inflation dans ces deux cas de figure.

Rappelons, tout simplement, qu'il est usuel en économie monétaire d'évaluer le bien-être par une fonction de perte quadratique, mettant en jeu les écarts de production et d'inflation (Woodford (2003), Walsh (2003)). Ainsi, on a :

$$L_y = \frac{L_y^{UM}}{L_y^{PMN}} - 1 = \frac{\sigma_{\tilde{y}}^{UM}}{\sigma_{\tilde{y}}^{PMN}} - 1$$

$$L_\pi = \frac{L_\pi^{UM}}{L_\pi^{PMN}} - 1 = \frac{\sigma_\pi^{UM}}{\sigma_\pi^{PMN}} - 1$$

$\sigma_{\tilde{y}}^{UM}$  : l'écart type de l'output gap dans le cas de l'Union Monétaire.

$\sigma_{\tilde{y}}^{PMN}$  : l'écart type de l'output gap dans le cas d'une politique monétaire nationale ;

$\sigma_\pi^{UM}$  : l'écart type de l'inflation dans le cas de l'Union Monétaire ;

$\sigma_\pi^{PMN}$  : l'écart type de l'inflation dans le cas d'une politique monétaire nationale.

A partir de ces critères, on évalue l'indice de la perte relative (*RLI*) comme étant une moyenne pondérée des écarts-types relatifs :

$$RLI_\chi = \chi L_y + (1 - \chi) L_\pi$$

Lorsque l'indice est négatif ( $RLI_\chi < 0$ ) alors il est avantageux de rester dans l'Union.

Le tableau ci-après stipule que, quelle que soit la pondération utilisée, le Sénégal gagnerait à rester dans l'Union Monétaire (régime de change fixe). En ce sens que les résultats montrent qu'il y aurait plus de volatilité du PIB et de l'inflation en dehors de l'Union monétaire. Aussi, est-il important de ressortir l'avantage d'une volatilité moindre de l'inflation pour le Sénégal s'il est dans l'Union que lorsqu'il en sort. Somme toute, les résultats relatifs à l'indice de la perte relative témoignent globalement d'un avantage pour le Sénégal à rester dans l'Union monétaire. Ce résultat pourrait signifier que l'économie sénégalaise n'est pas encore prête institutionnellement et structurellement à quitter cet espace. En outre, cette conclusion corrobore les résultats obtenus à partir de la première approche.

Tableau 6 : Indice de perte relative

$\%$	Régime de change fixe vs Régime de change flottant	Régime de change fixe vs Régime de change modifiable
0	-0,919	-0,245
0,1	-0,921	-0,238
0,2	-0,924	-0,230
0,3	-0,927	-0,223
0,4	-0,929	-0,216
0,5	-0,932	-0,208
0,6	-0,935	-0,201
0,7	-0,937	-0,193
0,8	-0,940	-0,186
0,9	-0,943	-0,178
1	-0,945	-0,171

Source : Calculs de l'auteur

D'autre part, le modèle DSGE évalue la perte entre 20 à 90%, en termes de bien-être du Sénégal, lorsque les autorités opèrent un changement de régime de change.

Enfin, les résultats ont montré une perte nette occasionnée par la sortie du Sénégal de l'Union monétaire. Ces conclusions découlent d'un cadre qui ne prend pas en compte le niveau très préoccupant du prix du baril de pétrole, la détérioration chronique de la balance commerciale. En effet, le prix des produits énergétiques pourrait se situer à des niveaux jamais égalés et inacceptables pour le consommateur et, par conséquent, freiner ou annuler tous les efforts entrepris jusque-là pour réduire la pauvreté.

## CONCLUSION

Cette étude est une tentative de mettre en évidence les différents comportements de l'économie sénégalaise en cas de sortie de la Zone Franc. Pour ce faire, il est d'abord question d'élaborer des cadres théoriques permettant de prendre en compte toutes les configurations relatives au choix du régime de change.

Les résultats des simulations permettent de conclure que les performances en matière d'inflation et de stabilité du Sénégal paraissent nettement meilleures que celles de toute autre situation. L'inflation moindre du pays pourrait être attribuée à la garantie de convertibilité du FCFA.

Au final, l'appartenance à l'Union monétaire semble offrir les garanties de stabilité et de discipline anti-inflationniste. De même, les coûts en cas de sortie de l'Union monétaire évaluées par le modèle DSGE se manifesteraient par une perte de confiance de la nouvelle monnaie occasionnée, probablement par le manque d'expérience des autorités monétaires dans la conduite d'un régime de change unilatéral. Cette perte de confiance peut soulever chez les investisseurs une crainte et une situation critique

caractérisée par l'augmentation du taux d'intérêt, la baisse de l'investissement et une fuite massive des capitaux et, en un mot, un phénomène bien connu des pays asiatiques et communément appelé la crise de la balance des paiements.

Les investigations futures porteront sur l'extension du modèle de base développé dans cet article. D'abord, les techniques d'estimation bayésiennes seront privilégiées pour deux raisons. La première est relative à la disponibilité des informations statistiques (période d'estimation courte). La deuxième raison est d'ordre économétrique. En effet, l'estimation de ces modèles soulève le problème d'identification. Avec l'optique bayésienne, il est combiné la vraisemblance et la distribution a priori pour obtenir une distribution a posteriori des paramètres par l'intermédiaire de la formule de Bayes.

Une autre extension possible du modèle utilisé dans ce travail est de considérer une économie à l'intérieur d'une Union monétaire. Une telle approche permet de résoudre le problème lié à la politique monétaire, mais également d'analyser les différentes interactions entre les économies formant l'Union monétaire.

## REFERENCES

- [1] Blanchard Olivier J. et Charles M. Kahn (1980), "The solution of linear difference models under rational expectations", *Econometrica*, vol. 48, n°5, 1305-1312.
- [2] Berger Wolfram (2006), "The choice between fixed and flexible exchange rates : Which is best for small open economy", *Journal of Policy Modeling*, 28, pp. 371-385.
- [3] Blanchard Olivier J. et Charles M. Kahn (1980), "The solution of linear difference models under rational expectations", *Econometrica*, vol. 48, n°5, 1305-1312.
- [4] Blanchard Olivier J. et Nobuhiro Kiyotaki (1987), "Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand", *American Economic Review*, 77, pp. 647-666.
- [5] Calvo G. A. (1983), "Staggered Prices in an Utility-Maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics* 12, 383-398.
- [6] Dam Niels Arne et Jesper Gregers Linaa (2005a), "What Drives Business Cycles in a Small Open Economy with a Fixed Exchange Rate ?", *EPRU Working Paper Series*.
- [7] Dam Niels Arne et Jesper Gregers Linaa (2005b), "Assessing the Welfare Cost of a Fixed Exchange-Rate Policy", *EPRU Working Paper Series*.
- [8] Daria Finocchiaro et Vasco Cúrdia (2007), "Monetary Regime Change and Business Cycles", *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports* n°29.
- [9] Diop Mouhamadou B. (2006a), "Impacts des chocs technologiques, de marge et de politique monétaire au Sénégal", Non publié.
- [10] Diop Mouhamadou B. (2006b), "Nouvelle Courbe de Phillips au Sénégal", Non publié.
- [11] Diop Mouhamadou B. et Abdoulaye Fame (2007), "Sources de fluctuations économiques au Sénégal", Document d'Etude n°04, DPEE.
- [12] Dixit A. et Stiglitz J. (1977), "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity", *The American Economic Review* 67 : 297-308.
- [13] Friedman M. (1953), "The Case for Flexible Exchange Rates", in Milton Friedman (ed), "Essay in Positive Economics", (Chicago : University of Chicago Press).
- [14] Gali Jordi et T. Monacelli (2005) "Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy", *Review of Economic Studies* 72, 707-734.
- [15] Ghironi Fabio, Gianluca Benigno et Pierpaolo Benigno (2007), "Interest Rate

Rules for Fixed Exchange Rate Regimes” with *Journal of Economic Dynamics and Control* 31, pp. 2196-2211.

[16] Kenen (1969), “The Theory of Optimum Currency Areas : An Eclectic View“, in *Monetary Problems of International Economy*, Mundell R. et Swoboda A.K. (Ed.), Chicago, University of Chicago Press, pp. 41-60.

[17] Klein Paul (2000), "Using the Generalized Schur Form to Solve a Multivariate Linear Rational Expectations Model," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 24(10) : 1405-1423.

[18] Kodama Masahiro (2006), “Business cycles of non mono cultural developing economies : The case of ASEAN countries”, Discussion paper n°52, IDE, JETRO.

[19] Kollmann R. (2001), “The Exchange Rate in a Dynamic-Optimizing Business Cycle Model with Nominal Rigidities : A Quantitative Investigation”, *Journal of International Economics*, 2001, Vol. 55, pp. 243-262.

[20] Kollmann R. (2002), “Monetary policy rules in the open economy : Effects on welfare and business cycles”, *Journal of Monetary Economics* 49(5), 989-1015.

[21] Kollmann R. (2003), “Monetary Policy Rules in an Interdependent World”, CEPR Discussion Papers 4012.

[22] Kollmann R. (2004), “Welfare Effects of a Monetary Union : the Role of Trade Openness”, *Journal of the European Economic Association*, 2004, Vol. 2, pp. 289-301.

[23] Kollmann R. (2005), “Macroeconomic Effects of Nominal Exchange Rates Regimes : New Insights into the Role of Price Dynamics”, *Journal of International Money and Finance*, 2005, Vol. 24, pp. 275-292.

[24] Kose M. Ayhan (2002), « Explaining Business Cycles in Small Open Economies : "How Much Do World Prices Matter ?" », *Journal of International Economics* 56, n°2, pp. 299-327.

[25] Kose M. Ayhan et Raymond Riezman (1998), "External Shocks and Economic Dynamics : The Case of African Countries", *Journal of African Finance and Economic Development*, Volume 3, Number 1, Fall, 1-42.

[26] Kose M. Ayhan et Raymond Riezman (2001), "Trade Shocks and Macroeconomic Fluctuations in Africa", *Journal of Development Economics*, Vol. 65, pp. 55-80.

[27] Lane P. (2001), “The New Open Economy Macroeconomics : a Survey”, *Journal of International Economics* 54, pp. 235-266.

- [28] Lane P. R. et Milesi-Ferretti G. M. (2002), "Long-term capital movements", NBER Macroeconomics Annual 2001, 73-116.
- [29] Lewis K. (1995), "Puzzles in international financial markets", In : Grossman G., Rogoff K. (Eds.), "Handbook of International Economics", vol. III, Elsevier, Amsterdam, pp. 1913-1971.
- [30] Malin Adolfson, Laséen Stefan, Lindé Jesper, Villani Mattias (2007), "Evaluating An Estimated New Keynesian Small Open Economy Model", Journal of Economic Dynamics and Control, forthcoming.
- [31] McKinnon (1963), "Optimum Currency Area ", American Economic Review, p. 717-725.
- [32] Mundell, R. A. (1961a), « A Theory of Optimum Currency Areas », American Economics Reviews 51, pp. 509-517.
- [33] Ondo Ossa A. (2000), "Zone monétaire et crise de change : le cas de la zone franc africaine", mimeo, décembre 2000, pp. 359-410.
- [34] Ostry Jonathan David et Carmen Reinhart (1992), "Saving and Terms of Trade Shocks : Evidence from Developing Countries", IMF Staff Papers vol. 39, n°03, pp. 495-517.
- [35] Taylor, John B. (1993), "Discretion versus Policy Rules in Practice", Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 39, pp. 195-214.
- [36] Tenou Kossi (2002), "La règle de Taylor : un exemple de règle de politique monétaire appliquée au cas de la BCEAO", Notes d'Information et Statistiques, n°523, BCEAO.
- [37] Uhlig Harald (2000), "Toolkit for analyzing nonlinear dynamic stochastic models easily", CEPR Discussion papers.
- [38] Sims Christopher (2002), "Solving Linear Rational Expectations Models", Computational Economics 20, n°1-2 : 1-20.
- [39] Smets F. et Wouters R. (2003), "An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the Euro area", Journal of the European Economic Association, 1(5) : 1123-1175.
- [40] Svensson L. E. O. (1994), "Why exchange rate bands Monetary independence in spite of fixed exchange rates", Journal of Monetary Economics, 33(1) : 157-199.

[41] Walsh Carl E. (2003), "Monetary Theory and Policy", 2nd Edition MIT Press.

[42] Woodford Michael (2003), "Interest and prices - Foundation of a theory of monetary policy", Princeton University Press.

**LISTE DES DOCUMENTS D'ETUDES ET DE RECHERCHE PUBLIES***Documents d'études et de recherche publiés dans la Revue Economique et Monétaire*

Hammond G. (2007) : "Définitions et caractéristiques de la stabilité financière pour les pays en développement", juin.

Pollin J-P. (2007) : "La régulation bancaire face au dilemme "too big to fail" : mécanismes et solutions", juin.

Eboué Ch. (2007) : "Les coûts réels des crises bancaires en Afrique : quels enseignements pour l'UMOA ?", juin.

Icard A. (2007) : "Faut-il une autorité financière unique pour assurer la stabilité financière ?", juin.

Valckx N. (2007) : "Quels indicateurs macroéconomiques et microéconomiques pour une évaluation de la solidité du système financier dans une union monétaire ?", juin.

Timité K.M. (2007) : "Les déterminants de l'épargne intérieure en Côte d'Ivoire", décembre.

Diouf A. (2007) : "Infrastructures et croissance dans l'UEMOA", décembre.

Toe M.D., Hounkpatin M.R. (2007) : "Lien entre la masse monétaire et l'inflation dans les pays de l'UEMOA", décembre.

KOFFI S.K. (2008) : " Les déterminants du différentiel des taux d'intérêt débiteurs entre les pays de l'UEMOA ", juin.

DJE P. (2008) : " Les déterminants de l'investissement direct étranger dans les pays en développement : enseignements pour les pays de l'UEMOA ", juin.

RABE D. (2008) : " Estimation et prévision de l'indice de la production industrielle dans l'UEMOA à travers l'étalonnage des soldes d'opinions des chefs d'entreprise dans l'industrie ", juin.

POLLIN J-P. (2008) : " Maîtriser l'inflation : avec quels objectifs et quelles stratégies ? ", décembre.

NORMANDIN M. (2008) : " Les leçons des expériences de ciblage d'inflation dans les pays en développement ", décembre.

JANSEN M. & VENNES Y. (2008) : " Liberalizing trade in banking services : regional and multilateral strategies for africa ", décembre.

TANIMOUNE N. A. (2009) : " Performances bancaires dans l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine : les effets « taille » et « structure actionnariale » sont-ils pertinents ? ", juin.

TAPSOBA S. J-A. (2009) : " Hétérogénéité des chocs et viabilité des unions monétaires en Afrique de l'Ouest ", juin.

DIOP M. B. " Régimes de change et bien-être : une approche par un modèle DSGE ", juin.

***Documents d'études et de recherche publiés dans les Notes d'Information et Statistiques (NIS, 1994-2004)***

BCEAO (1994) :

- "Principales orientations et caractéristiques du Traité de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA)" ;
- "La Répartition des compétences entre les Etats, les organes et les institutions de l'UEMOA" ;
- "L'Articulation du Traité de l'UEMOA avec les dispositions de la CEDEAO et les chantiers sectoriels de la Zone Franc" ;
- "L'Union Douanière et ses implications" ;
- "L'Harmonisation de l'environnement juridique de l'activité économique" ;
- "L'Harmonisation du cadre juridique des finances publiques et des législations fiscales" ;
- "L'Harmonisation des statistiques de prix et de l'ensemble des statistiques" ;
- "L'Organisation de la conférence des politiques budgétaires et d'endettement" ;
- "L'Organisation des autres volets de la politique économique" ;
- "Les Etudes relatives aux politiques sectorielles communes et au programme minimum de politiques communes de production et d'échange des pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA)" ;
- "Le Marché Financier Régional" ;
- "La Centrale des bilans", (443), décembre.

BCEAO (1995) : "L'Investissement et l'amélioration de l'environnement économique dans les pays de l'UEMOA", (446), mars.

BCEAO (1995) : "L'Environnement réglementaire, juridique et fiscal de l'investissement dans les pays de l'UEMOA", (449), juin.

BCEAO (1995) :

- "La Conduite de la politique monétaire dans un contexte en mutation" ;
  - "La Programmation monétaire" ;
  - "La Politique de taux d'intérêt dans l'UMOA" ;
  - "Le Marché Monétaire de l'UMOA" ;
  - "La Titrisation des concours consolidés" ;
  - "Le Système des réserves obligatoires dans l'UMOA" ;
- "Les Accords de classement" ;
- "Le Financement de la campagne agricole", (451), août/septembre.

BCEAO (1995) : "Coordination des politiques économiques et financières dans la construction de l'UEMOA : le rôle de la politique monétaire", (454), décembre.

BCEAO (1996) : "Evolution du système bancaire dans le nouvel environnement de l'UEMOA", (457), mars.

BCEAO (1996) : "Compte Rendu du 2ème Colloque BCEAO / Universités / Centres de Recherche", (460), juin.

BCEAO (1996) : "Définition et formulation de la politique monétaire", (462), août/septembre.

Doe L., Diarisso S. (1996) : "Une Analyse empirique de l'inflation en Côte d'Ivoire", (465), décembre.

Dièye A. (1997) : "La Compétitivité de l'économie sénégalaise", (468), mars.

BCEAO (1997) : "La Régulation de la liquidité en Union Monétaire", (471), juin.

BCEAO (1997) : "Performances économiques récentes des pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine", (473), août/septembre.

Doe L., Diallo M.L. (1997) : "Déterminants empiriques de l'inflation dans les pays de l'UEMOA", (476), décembre.

Dossou A. (1998) : "Analyse économétrique de la demande de monnaie au Bénin et au Ghana", (479), mars.

Doe L., Diarrioso S. (1998) : "De l'origine monétaire de l'inflation dans les pays de l'UEMOA", (480/481/482), avril/mai/juin.

Diop P.L. (1998) : "L'impact des taux directeurs de la BCEAO sur les taux débiteurs des banques", (483/484), juillet/août/septembre.

Edjéou K. (1998) : "La division internationale du travail en Afrique de l'Ouest : une analyse critique", (487), décembre. VUE ECONOMIQUE ET MONETAIRE

Doe L. (1999) : "De l'endogénéité de la masse salariale dans les pays de l'UEMOA", (490), mars.

Téno Kossi (1999) : "Les déterminants de la croissance à long terme dans les pays de l'UEMOA", (493), juin.

Timité K.M. (1999) : "Modèle de prévision de billets valides et de demande de billets aux guichets de l'Agence principale d'Abidjan", (495), août/septembre.

Ouédraogo O. (1999) : "Contribution à l'évaluation des progrès de l'intégration des pays de l'UEMOA : une approche par les échanges commerciaux", (498), décembre.

Diarrioso S., Samba M.O. (2000) : "Les conditions monétaires dans l'UEMOA : confection d'un indice communautaire", (501), mars.

Touré M. (2000) : "Une méthode de prévision des prix : application à l'indice des prix à la consommation des ménages à Bamako", (504), juin.

Diop P.L. (2000) : "Estimation de la production potentielle de l'UEMOA", (506), août/septembre.

Koné S. (2000) : "L'impact des politiques monétaire et budgétaire sur la croissance économique dans les pays de l'UEMOA", (509), décembre.

BCEAO (2001) : "Evaluation de l'impact des chocs exogènes récents sur les économies de l'UEMOA", (512), mars.

Ouédraogo O. (2001) : "Conjoncture économique et créances douteuses bancaires : une analyse appliquée à l'UEMOA", (515), juin.

BCEAO (2001) : "Outils d'analyse de la pauvreté", (517), août/septembre.

Samba M.O. (2001) : "Modèle intégré de projection macro-économétrique et de

simulation pour les Etats membres de l'UEMOA (PROMES) : cadre théorique", (520), décembre.

Ténoù K. (2002) : "La règle de Taylor : un exemple de règle de politique monétaire appliquée au cas de la BCEAO", (523), mars.

Nubukpo K.K. (2002) : "L'impact de la variation des taux d'intérêt directeurs de la BCEAO sur l'inflation et la croissance dans l'UMOA", (526), juin.

Abdou R. (2002) : "Les déterminants de la dégradation du portefeuille des banques : une approche économétrique et factorielle appliquée au système bancaire nigérien", (528), août/septembre.

Diop P.L. (2002) : "Convergence nominale et convergence réelle : une application des concepts de  $\alpha$  - convergence et de  $\beta$  - convergence aux économies de la CEDEAO", (531), décembre.

Kamaté M. (2003) : "Construction d'un indicateur synthétique d'opinion sur la conjoncture", (534), mars.

Dem I. (2003) : "Economies de coûts, économies d'échelle et de production jointe dans les banques de l'UMOA : qu'est ce qui explique les différences de performance ?", (537), juin.

Tanimoune N.A. (2003) : "Les déterminants de la rentabilité des banques de l'UEMOA : une analyse sur données de Panel", (539), août/septembre.

Abdou R. (2003) : "Degré de monétarisation de l'économie et comportement de la vitesse de circulation de la monnaie au Niger : essai d'une analyse théorique et empirique", (542), décembre.

Pikbougoum G.D. (2002) : "Calcul d'indicateurs d'inflation sous-jacente pour les pays de l'UEMOA (Note d'analyse et de synthèse méthodologique)", (545), mars.

Diallo M.L. (2003) : "L'impact de l'offre locale de produits vivriers sur les prix dans l'UEMOA", (548), juin.

Thiam M.T. (2004) : "Pauvreté et exclusion sociale dans les pays de l'UEMOA : l'initiative PPTE est-elle une réponse appropriée ?", (553), décembre.

**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. L'article peut également être relatif à une des disciplines connexes étudiées à la BCEAO, notamment la sociologie et l'histoire.

2 - 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.

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

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

5 - 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.

6 - Il est publié après accord du Comité de Validation et sous la responsabilité exclusive de l'auteur.

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

8 - Le projet d'article doit être transmis à la Direction de la Recherche et de la Statistique qui assure le secrétariat du Comité de validation des Etudes et Recherches à publier dans les Notes d'Information et Statistiques (CERNIS) selon les modalités ci-après :

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

Secrétariat du CERNIS

Direction de la Recherche et de la Statistique

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 : [courrier.drs@bceao.int](mailto:courrier.drs@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 vingtaine de pages, annexes non compris (caractères normaux 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 anglais de l'article (15 lignes au maximum) ;

- un résumé en français (20 lignes au 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).



ACHEVÉ D'IMPRIMER SUR LES PRESSES  
DE L'IMPRIMERIE DE LA BCEAO  
SEPTEMBRE 2010



**BCEAO**  
BANQUE CENTRALE DES ÉTATS  
DE L'AFRIQUE DE L'OUEST

Avenue Abdoulaye Fadiga  
BP 3108 - Dakar - Sénégal  
[www.bceao.int](http://www.bceao.int)