



**HAL**  
open science

# Intégration Monétaire Africaine et Changements Structurels: Commerce, Partage des risques et Coordination budgétaire

Jules-Armand Tapsoba

► **To cite this version:**

Jules-Armand Tapsoba. Intégration Monétaire Africaine et Changements Structurels: Commerce, Partage des risques et Coordination budgétaire. Sciences de l'Homme et Société. Université d'Auvergne - Clermont-Ferrand I, 2009. Français. NNT: . tel-00373212

**HAL Id: tel-00373212**

**<https://theses.hal.science/tel-00373212>**

Submitted on 3 Apr 2009

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Université d'Auvergne Clermont-Ferrand I  
Faculté des Sciences Economiques et de Gestion  
Ecole Doctorale de Sciences Economiques et de Gestion  
Centre d'Etudes et de Recherches sur le Développement International  
(C.E.R.D.I)

---

INTEGRATION MONETAIRE AFRICAINE ET  
CHANGEMENTS STRUCTURELS:  
COMMERCE, PARTAGE DES RISQUES ET  
COORDINATION BUDGETAIRE

---

Thèse présentée et soutenue publiquement  
Pour l'obtention du titre de Docteur ès Sciences Economiques

Le 3 mars 2009

Par

Sampawende Jules-Armand Tapsoba

Sous la Direction de

Mme le Professeur Sylviane Guillaumont-Jeanneney  
M. le Professeur Jean-Louis Combes

Membres du Jury:

Christopher Adam (Professeur à l'Université d'Oxford)

Agnès Benassy-Quéré (Directrice du CEPII, Professeur à l'Ecole Polytechnique)

Jean-Louis Combes (Professeur à l'Université d'Auvergne)

Xavier Debrun (Economiste Senior au département fiscal du FMI)

Sylviane Guillaumont-Jeanneney (Professeur à l'Université d'Auvergne)

L'université d'Auvergne n'entend donner aucune approbation ou improbation aux opinions émises dans cette thèse. Ces opinions doivent être considérées comme propres à leurs auteurs.

---

REMERCIEMENTS

---

La réalisation de ce travail n'aurait pas été possible sans l'aide des membres et étudiants du CERDI. Qu'ils en soient remerciés.

Je tiens à exprimer ma profonde gratitude à Sylviane Guillaumont-Jeanneney et Jean-Louis Combes pour les conseils, l'assistance morale et l'encadrement sans faille qu'ils ont assuré tout au long de mes années de formation et de recherches. Egalement, merci à Patrick Guillaumont pour son écoute et ses conseils.

Je remercie les membres du jury d'avoir accepté de faire partie de mon jury manifestant ainsi leur intérêt pour mon travail.

Je remercie également mes amis, au Burkina Faso, à Clermont ou ailleurs pour les bons moments qui ont accompagné mes études et la rédaction de la thèse.

Enfin, un merci infini à toute ma famille, en particulier à ma mère, pour le soutien quotidien.

Merci à tous !



A ma sœur Aline et ma tante Maï,

INTEGRATION MONETAIRE AFRICAINE ET  
CHANGEMENTS STRUCTURELS:  
COMMERCE, PARTAGE DES RISQUES ET  
COORDINATION BUDGETAIRE

---

SOMMAIRE

---

INTRODUCTION GENERALE .....9

CHAPITRE 1: VUE D'ENSEMBLE DE L'INTEGRATION MONETAIRE  
AFRICAINNE ..... 13

CHAPITRE 2: COMMERCE ET SYNCHRONISATION DES CYCLES  
ECONOMIQUES .....47

CHAPITRE 3: MECANISMES DE PARTAGE DES CHOCS ASYMETRIQUES..93

CHAPITRE 4: PRO CYCLICITE DE LA POLITIQUE BUDGETAIRE ET  
SURVEILLANCE MULTILATERALE DANS LES UNIONS MONETAIRES  
AFRICAINES..... 133

CONCLUSION GENERALE ..... 187

“Monetary stability is not everything, but, without it, the rest is nothing. Monetary integration can produce better organization in the economic sphere and be a catalyst for integration in the political sphere. The new African Union opens the door to some exciting new possibilities and may find in monetary integration the wedge it needs to introduce some degree of political centralization in Africa.” (Mundell, 2002, p. 57)<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup> Mundell, R. A. (2002): “Does Africa Need a Common Currency?,” in *Defining Priorities for Regional Integration Vol. 3 of African Development Forum*. Economic Commission for Africa (ECA) Addis Ababa, pp. 45–57.

---

INTRODUCTION GENERALE

---

Le succès de l'introduction de l'Euro, après environ cinquante (50) ans d'intégration économique, comme la monnaie unique de l'Union Economique et Monétaire Européenne (UEME) en 1999 a renouvelé l'intérêt des décideurs politiques pour les unions monétaires. A titre d'illustration, les pays du golfe persique (Arabie Saoudite, Qatar, Bahreïn, Oman, Koweït et Émirats Arabes Unis) envisagent de créer une union monétaire d'ici 2010, de même que les Etats d'Asie du sud (Bangladesh, Bhoutan, Inde, Iles Maldives, Népal, Pakistan et Sri Lanka) d'ici 2020 et les pays d'Asie du sud-est (Chine, Brunei, Indonésie, Malaisie, Corée du Sud, Thaïlande, Vietnam, Singapour, Philippines et Japon) d'ici 2030. Il est également question d'établir une union monétaire dans les pays du Mercosur (Argentine, Brésil, Uruguay et Paraguay).

L'Afrique n'est pas en reste. En août 2003, l'Association des Gouverneurs des Banques Centrales Africaines a annoncé l'adoption d'un plan de travail pour la création d'une monnaie africaine et d'une banque centrale africaine d'ici 2021. Certaines communautés économiques régionales ont également déclaré leur intention de mettre en place des unions monétaires régionales dans le cadre du projet global africain. La Communauté Economique des États de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO) ambitionne de créer d'ici 2009 (cette date a été reportée) une seconde union monétaire, la Zone Monétaire de l'Afrique de l'Ouest (ZMAO) qui doit fusionner avec l'union existante, l'Union Monétaire et Economique Ouest Africaine (UEMOA). Ainsi, la Communauté des Etats de l'Afrique de l'Est (East African Community-EAC) ambitionne également de créer une union monétaire d'ici 2009. Enfin, la Communauté pour le Développement de l'Afrique Australe (Southern African Development Community-SADC) prévoit de créer une monnaie unique d'ici 2018 qui aurait comme socle de construction, la zone monétaire « Common Monetary Area » (CMA).

L'intégration monétaire n'est pas nouvelle en Afrique. Elle est une quête depuis les indépendances. Une monnaie unique émise par une banque centrale africaine est un objectif des responsables politiques africains depuis les indépendances. L'Union Africaine (Organisation de l'Unité Africaine - OUA - avant 2000) a érigé, depuis sa création en 1963, l'intégration monétaire comme un objectif politique. Dans le contexte de mondialisation et de globalisation, l'union monétaire est perçue par les décideurs et intellectuels africains comme une des voies privilégiées pour former des espaces économiques et politiques viables au service de l'intégration et du développement. L'Afrique est en effet un continent constitué de cinquante-trois (53) Etats, en majorité de petite dimension dont seulement dix-neuf (19) participent à une intégration monétaire et seulement quatorze (14) utilisent une monnaie commune.

Dans le même temps, une importante littérature sur la faisabilité des intégrations monétaires africaines a émergé. Selon cette littérature, l'intégration monétaire africaine est problématique puisqu'en dépit des bénéfices potentiels (intensification des échanges commerciaux, stabilité monétaire et renforcement des institutions économiques pour une croissance stable et soutenue), les unions monétaires sont coûteuses à cause de l'importance des chocs (chocs asymétriques surtout) et de l'absence de politiques pour y faire face. Dans une union monétaire, les pays délèguent leur politique monétaire et leur politique de change à une banque centrale régionale dont l'objectif est la stabilisation communautaire. La politique monétaire et de change commune est inadaptée, inefficace, voire coûteuse, si les conjonctures des différents membres sont divergentes. Dans ce cas, la politique de stabilisation régionale exacerbe l'instabilité des produits des pays en union monétaire. Si les chocs asymétriques sont importants, les coûts de l'union monétaire sont tels qu'ils ne sont pas compensés par les éventuels bénéfices de l'union. Ainsi, l'intégration monétaire africaine est un dilemme: les coûts sont aussi importants que les bénéfices.

Le véritable défi dans la littérature est l'identification des politiques économiques à mener afin de garantir des avantages nets de l'intégration monétaire entre les Etats africains. Cette thèse s'inscrit dans cette dernière

vision de la littérature. Nous étudions dans quelles mesures les Etats africains déjà engagés dans une intégration monétaire ou qui envisagent former une zone monétaire peuvent faire face aux chocs.

Dans un premier chapitre, nous présentons d'abord un panorama de l'intégration monétaire africaine depuis les indépendances. Nous rappelons ensuite la théorie des Zones Monétaires Optimales en ce que celle-ci insiste sur le problème des chocs asymétriques dans les unions monétaires. Enfin, nous étudions l'importance des chocs asymétriques dans les pays africains pour montrer que la littérature qui suggère une évaluation négative des unions monétaires africaines n'est pas anodine et ne peut être ignorée (Chapitre 1). Toutefois, cette littérature nous paraît extrêmement statique dans sa conception en ce qu'elle se réfère à la situation des économies avant l'intégration monétaire pour savoir si celle-ci est opportune. Or, 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, soit atténuent les chocs, soit permettent d'en compenser les effets sur la consommation ou soit enfin, permettent de mettre en place une coordination des politiques budgétaires susceptibles de réduire l'instabilité des produits.

C'est à ces trois modes d'atténuation des conséquences des chocs spécifiques que sont consacrés les trois principaux chapitres de la thèse. Nous étudions d'abord, l'impact de l'intensification des échanges commerciaux entre les Etats africains sur la synchronisation de leurs cycles économiques (Chapitre 2). Puis, nous examinons les canaux de stabilisation de la consommation des Etats qui peuvent servir de mécanismes d'ajustement en union monétaire (Chapitre 3). Enfin, nous analysons les conséquences des règles multilatérales de surveillance dans les unions monétaires africaines sur la capacité de la politique budgétaire à stabiliser le produit (Chapitre 4).



---

## **CHAPITRE 1: VUE D'ENSEMBLE DE L'INTEGRATION MONETAIRE AFRICAINE**

---

### **1. INTRODUCTION**

Ce chapitre introductif qui sert de socle à la thèse, expose le cadre d'analyse du sujet traité. Il aborde deux principales questions. La première examine l'état actuel de l'intégration monétaire africaine. La seconde interroge la situation africaine par rapport à la théorie. Nous organisons le chapitre en trois parties. La première précise succinctement le concept d'intégration monétaire. La deuxième partie présente un panorama de l'intégration monétaire entre les Etats africains depuis leurs indépendances. La troisième rappelle le cadre théorique de l'intégration monétaire et présente la situation africaine par rapport à la théorie. Enfin, dans une quatrième et dernière partie, nous exposons les hypothèses des différentes études conduites dans la thèse.

### **2. LE CONCEPT D'INTEGRATION MONETAIRE**

Afin de mieux comprendre l'intégration monétaire africaine, nous clarifions d'abord le concept d'intégration. Le concept d'intégration fait référence à une coopération économique entre au moins deux pays. Cette coopération est institutionnelle si elle implique seulement la mise en place des institutions et arrangements formels de coopération ou effective si les institutions établies, fonctionnent correctement dans les faits. Il est donc utile de distinguer l'intégration en tant que coopération institutionnelle, de l'intégration en tant qu'état de coopération.

L'intégration monétaire est multiple et est sous-jacente au type de coopération

monétaire. En général, il est possible de distinguer cinq formes majeures de coopération monétaire (*e.g.*, Masson et Pattillo, 2004). La première est une union informelle des taux de change et consiste en une fixité de la parité entre des monnaies différentes avec des marges limitées de fluctuations. La deuxième est une union formelle des taux de change qu'on qualifierait de zone monétaire et consiste en une fixité de la parité entre des monnaies différentes avec des marges restreintes et un degré élevé de coordination entre les banques centrales telle que la solidarité dans la gestion des réserves (*e.g.*, Système Monétaire Européen dans les années 1980). La troisième est la caisse d'émission qui consiste pour un pays à rattacher sa monnaie à celle d'un autre pays avec une marge nulle. L'autorité monétaire s'engage à convertir dans ce cas, sa monnaie en devise de rattachement à un taux connu à l'avance et en principe non modifiable (*e.g.*, la Bulgarie, l'Estonie et la Lituanie contre l'Euro et le Djibouti et Hong-Kong contre le dollar américain). La quatrième forme d'intégration monétaire est l'adoption unilatérale de la monnaie d'un autre pays sans une contrepartie ou un accord. Cette forme d'intégration est connue dans la littérature sous la dénomination « dollarisation » ou « Euroisation » (*e.g.*, Kosovo avec l'Euro, le Salvador avec le dollar américain et d'une certaine manière le Swaziland, la Namibie, le Lesotho avec le Rand sud-africain). La dernière forme de coopération monétaire et la plus aboutie, est l'union monétaire totale qui implique l'établissement d'une banque centrale commune, l'adoption d'une politique monétaire unifiée et l'introduction d'une monnaie unique.

L'intégration monétaire se distingue des autres formes d'intégration. L'intégration est commerciale si le groupe de pays considérés est une zone de libre échange ou une union douanière. La zone de libre échange rassemble un groupe de pays qui autorisent une liberté de mouvements des biens et chaque pays conserve sa propre structure de quotas et de taxes sur les échanges avec le reste du monde. L'union douanière est une zone de libre échange où les pays ont un système commun de quotas et de taxes sur les échanges avec le reste du monde. L'intégration est économique si en plus de l'intégration commerciale, la coopération assure le marché commun c'est-à-dire la suppression des

restrictions à l'unification des marchés nationaux, la liberté de mouvements des personnes et la coordination des politiques économiques. Enfin l'intégration est financière s'il existe une unification des marchés financiers nationaux afin de permettre une libre circulation des capitaux. Dans la littérature, on a coutume de hiérarchiser la chronologie du processus d'intégration. Elle préconise l'union commerciale comme la première étape de la coopération économique, puis l'union économique suivie par l'union financière et enfin l'union monétaire (De Grauwe, 2007).

Dans cette thèse nous focalisons l'analyse sur la forme la plus aboutie de l'intégration monétaire c'est-à-dire l'union monétaire. Ce choix est motivé par les projets africains qui sont orientés vers la création d'une banque centrale commune et l'introduction d'une monnaie unique.

### **3. LE PANORAMA DE L'INTEGRATION MONETAIRE AFRICAINE**

L'intégration monétaire n'est pas nouvelle en Afrique. Elle est une quête permanente depuis les indépendances. Nous décrivons d'abord l'historique de l'intégration monétaire africaine, puis nous présentons les nouveaux projets d'intégration.

La coopération monétaire entre les Etats africains est étroitement liée à l'histoire coloniale. Au temps de la colonisation, l'intégration monétaire dépendait de la puissance coloniale. Avec l'indépendance dans les années 1960, certains Etats africains ont abandonné les monnaies des anciennes métropoles pour créer leur propre monnaie. La décolonisation n'a pas seulement été marquée par la désintégration des liens monétaires avec les puissances coloniales, mais également par le démantèlement des monnaies à vocation régionale. A l'opposé, d'autres pays ont conservé l'architecture des monnaies coloniales et se sont engagés dans une coopération monétaire.

### 3.1. La situation depuis les indépendances

Une revue de l'histoire monétaire africaine suggère que l'Afrique a connu six intégrations monétaires majeures depuis les indépendances: les deux unions monétaires de la Zone Franc (UEMOA et CEMAC), la « Common Monetary Area (CMA) » (Zone Rand), la caisse d'émission d'Afrique de l'Est (Zone Shilling), la caisse d'émission d'Afrique de l'Ouest (Zone Sterling) et la Zone Escudo (cf. Tableau 1.1). De nos jours, seules l'UEMOA, la CEMAC et la CMA sont encore en activité. Ces arrangements monétaires ont survécu à près de cinquante (50) ans de coopération. Seules les unions de la Zone Franc et la caisse d'émission est-africaine peuvent être considérées comme de véritables unions monétaires puisqu'elles disposent d'une banque centrale commune et d'une monnaie unique<sup>2</sup>.

#### 3.1.1. Les Unions monétaires de la Zone Franc

La Zone Franc est un arrangement monétaire entre quinze pays africains (le Bénin, le Burkina Faso, le Cameroun, les Comores, le Congo, la Côte d'Ivoire, le Gabon, la Guinée équatoriale, la Guinée-Bissau, le Mali, le Niger, la République Centrafricaine, le Sénégal, le Tchad et le Togo) et la France. La Zone Franc a été formalisée en décembre 1945 quand la France a ratifié le traité instituant le système de Bretton Woods. Après les indépendances, des accords monétaires ont été signés par la France avec les pays africains en 1962 puis un second en 1973 africanisant un peu plus le précédent. Les accords avec la France stipulent que cette dernière assure la convertibilité des monnaies des parties africaines en Euro (en Franc Français avant 1999) à une parité fixe en contrepartie du dépôt de 50% (65% avant avril 2005) des réserves des parties africaines de la zone dans des comptes dits « *d'opérations* » tenus par le trésor français.

<sup>2</sup> Actuellement, il existe deux autres unions monétaires dans le monde: l'Union Economique et Monétaire Européenne (Allemagne, Autriche, Belgique, Chypre, Espagne, Finlande, France, Grèce, Irlande, Italie, Luxembourg, Malte, Pays-Bas, Portugal, Slovaquie et Slovénie) et l'Union Monétaire des Caraïbes Orientales (Anguilla, Antigua et Barbuda, Dominique, Grenade, Montserrat, Saint Kitts et Nevis, Sainte-Lucie, Saint-Vincent et les Grenadines).

Quatorze des quinze pays africains de la zone sont organisés en deux unions monétaires: l'Union Monétaire et Economique Ouest Africaine (UEMOA) et la Communauté Economique et Monétaire d'Afrique Centrale (CEMAC). Chacune de ces unions a pour monnaie « un Franc CFA (FCFA) », distinct l'un de l'autre. Les FCFA ont été librement convertibles entre-elles jusqu'en septembre 1993.

Les membres actuels de l'UEMOA sont le Bénin, le Burkina-Faso, la Côte d'Ivoire, la Guinée-Bissau, le Mali, le Niger, le Sénégal et le Togo. L'institut d'émission de l'union est né en avril 1959, suivi par la mise en place d'une union douanière en juin 1959: l'UDAO (Union Douanière de l'Afrique de l'Ouest). La banque centrale de l'union, la BCEAO (Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest), émet le franc de la Communauté Financière Africaine (FCFA)<sup>3</sup>. Le traité de l'union a été formellement signé en mai 1962 et est entré en vigueur en novembre 1962.

La CEMAC regroupe le Cameroun, le Congo, le Gabon, la Guinée équatoriale, la République Centrafricaine et le Tchad. L'institut d'émission de l'union a été également créé en avril 1959, suivi par la mise en place de l'Union Douanière Equatoriale (UDE) en décembre 1959. La banque centrale de l'union, la BEAC (Banque des Etats de l'Afrique Centrale), émet le franc de la Coopération Financière en Afrique Centrale (FCFA)<sup>4</sup>.

La Zone Franc est une longue expérience d'intégration monétaire africaine puisqu'elle fonctionne toujours. Elle a résisté à plusieurs mutations structurelles depuis sa création. La zone a d'abord connu une « Africanisation » dans les années 1972-1973 par le transfert des sièges des banques centrales de Paris en Afrique (à Dakar en 1978 pour la BCEAO et à Yaoundé en 1977 pour la BEAC), par la nomination de gouverneurs africains et par la réduction de la

---

<sup>3</sup> L'institut d'Emission de l'Afrique Occidentale Française et du Togo a été transformé en Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) le 4 avril 1959. Les pays n'étaient pas indépendants et participaient alors à la Communauté Française.

<sup>4</sup> Avant la BEAC, l'institut d'émission depuis avril 1959 était la Banque Centrale des Etats de l'Afrique Equatoriale et du Cameroun (BCEAC). La BEAC a été formellement créée en novembre 1972.

représentation française dans les conseils d'administration des banques régionales (Guillaumont-Jeanneney 2006).

La zone a ensuite expérimenté son unique dévaluation depuis les indépendances en janvier 1994, suite à une sévère perte de compétitivité et à des déficits persistants des comptes budgétaires et courants. Les deux FCFA furent dévalués de 50% vis-à-vis du Franc Français (FF), leur monnaie de rattachement passant de 1 FCFA = 0.02 FF en décembre 1958 à 1 FCFA = 0.01 FF le 11 janvier 1994 (1 FCFA = 0.0133 FF pour les Comores). Après cette dévaluation qui a mis en lumière les difficultés de partager la politique monétaire sans coordination des autres politiques économiques, les unions décidèrent d'adjoindre à la coopération monétaire une coopération des politiques économiques pour créer des unions économiques. Le *Traité de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine*, et le *Traité instituant la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale*, signés en 1994, prévoient l'un et l'autre la coordination des politiques économiques et principalement des politiques budgétaires nationales, qui vise une convergence des politiques économiques et leur mise en cohérence avec la politique monétaire commune, les Etats devant éviter tout déficit excessif.

En janvier 1999, la zone a changé *de facto* monnaie de rattachement lorsque l'Euro est devenu la monnaie française après la création de l'Union Economique et Monétaire Européenne.

Enfin, la zone a connu des entrées et des sorties. Du côté des entrées, on a le Cameroun (juin 1961), le Togo (novembre 1963), le Mali (1967), la Guinée équatoriale (1985) et la Guinée-Bissau (avril 1997). Pour les sorties, la Mauritanie et Madagascar ont quitté avant les seconds accords en juin-juillet 1973. Le Mali est aussi sorti avant l'entrée des premiers accords de la Zone Franc en 1962 avant de réintégrer la zone en 1967 et l'UMOA en 1984.

### **3.1.2. La « Common Monetary Area » (Zone Rand)**

La Zone Rand ou la « Common Monetary Area » (CMA) a été créée en 1961. La CMA regroupe actuellement l'Afrique du Sud, la Namibie, le Lesotho et le Swaziland. Le Botswana a quitté la CMA en 1975. En avril 1986, l'Afrique du Sud, le Lesotho et le Swaziland ont signé le traité de la CMA en remplacement de la « Rand Monetary Agreement ». La Namibie a rejoint la zone après son indépendance en 1990. Les accords stipulent que chaque Etat dispose d'une banque centrale et émet une monnaie convertible en Rand sud-africain à une parité unitaire. Le Lesotho a introduit le Loti en 1980, le Swaziland le Lilangeni en 1974, la Namibie le dollar namibien en 1993. En contrepartie, la devise sud-africaine a un pouvoir légal dans les pays partenaires. Les recettes de seigneurage sont partagées au prorata de la circulation estimée du Rand dans chaque Etat membre. La CMA n'est pas une union monétaire au vrai sens du terme puisque qu'elle ne dispose pas d'une banque centrale unique. Chaque Etat, du fait du rattachement, suit la politique monétaire de l'Afrique du Sud qui elle ne tient pas compte de la conjoncture des partenaires. La CMA est une zone monétaire dont la monnaie de référence est le Rand sud-africain.

### **3.1.3. La caisse d'émission d'Afrique de l'Ouest (Zone Sterling)**

La caisse d'émission d'Afrique de l'Ouest a été créée en 1913 par les britanniques et a formellement pris fin en 1968. Elle regroupait alors les anciennes colonies du Nigeria, du Gold-Coast (aujourd'hui Ghana), de la Sierra Leone et de la Gambie. La caisse émettait le Sterling Ouest-Africain (West African Sterling) avec une parité unitaire vis-à-vis du Sterling. La caisse fournissait passivement des Sterling Ouest-Africain en fonction de la demande et détenait 100% de ses actifs en Sterling<sup>5</sup>. La caisse a fonctionné une dizaine d'années après les indépendances (1958-1968). Pour des symboles politiques, le Ghana a créé sa

---

<sup>5</sup> Le Libéria qui n'a pas été membre, a utilisé la monnaie de la zone jusqu'en 1943. Le Sterling Ouest Africain a également servi dans les colonies du Cameroun et du Togo lorsqu'elles furent sous contrôle britannique.

propre monnaie et a quitté en 1958, le Nigeria en 1962, la Sierra Leone en 1964 et la Gambie a mis fin à la caisse en 1968.

### **3.1.4. La caisse d'émission d'Afrique de l'Est (Zone Shilling)**

La caisse d'émission d'Afrique de l'Est a été créée en décembre 1919. Elle regroupait les colonies du Kenya, de l'Ouganda et du Tanganyika (aujourd'hui Tanzanie). Une monnaie commune, le Shilling est-africain fut introduite, en 1922. En 1936, Zanzibar a rejoint la caisse comme partie intégrante de la Tanzanie. La caisse a fonctionné une quinzaine d'années après les indépendances. En 1966, les différents Etats émirent leurs propres Shillings convertibles entre eux à des parités fixes. La caisse fut dissoute en 1977 à cause de fortes divergences politiques et économiques entre ses membres.

### **3.1.5. La Zone Escudo**

Symbole de l'empire portugais, la Zone Escudo regroupait l'Angola, le Cap-Vert, la Guinée-Bissau, le Mozambique et São Tomé et Príncipe. La Zone Escudo s'est effondrée après les indépendances des colonies portugaises. En 1975, l'Angola a adopté sa propre monnaie, le Kwanza. La Guinée-Bissau a créé le Peso bissauguinéen en 1976 puis a intégré l'UEMOA et la Zone Franc en 1997. São Tomé et Príncipe a créé en 1977 sa monnaie, le Dobra saotoméen tout comme le Metical Mozambicain en 1980. Enfin, le Cap-Vert a conservé son Escudo et a signé un accord de convertibilité avec le Portugal depuis son indépendance<sup>6</sup>.

<sup>6</sup> L'accord est organisé en quatre points: (i) une parité fixe entre l'Euro et l'Escudo via la parité fixe avec l'Escudo portugais (PTE); (ii) au 1er janvier 1999, la parité passe de 1PTE (Escudo portugais) = 0.55 CVE (Escudo capverdien) à 1 Euro = 110.252 CVE; (iii) la convertibilité est garantie par le Portugal; (iv) la libre transférabilité des capitaux entre la zone euro et le Cap-Vert. En contrepartie de l'accord, le Cap-Vert s'engage à mener une gestion macro-économique (budgétaire surtout) rigoureuse, s'appuyant sur les critères de convergence de Maastricht.

<b>Tableau 1.1: Principales intégrations monétaires en Afrique, des indépendances à nos jours</b>			
<b>Intégration monétaire</b>	<b>Monnaie</b>	<b>Description</b>	<b>Pays membres</b>
Caisse d'émission d'Afrique de l'Ouest	Sterling d'Afrique de l'Ouest	MC, UM, Caisse d'émission (Livre Sterling)	Gambie (1913-1968), Ghana (1913-1958), Nigeria (1914-1962), Sierra Leone (1913-1964)
Caisse d'émission d'Afrique de l'Est	Shilling d'Afrique de l'Est	MC, UM, Caisse d'émission (Livre Sterling)	Kenya (1919-1977), Tanzanie (1919-1977), Ouganda (1919-1977)
Caisse d'émission d'Afrique Centrale	Sterling de la Fédération de la Rhodésie et du Nyassaland	MC, UM, Caisse d'émission (Livre Sterling)	Malawi (1956-1964), Zambie (1956-1964), Zimbabwe (1956-1964)
Zone Escudo	Escudo angolais, Escudo capverdien, Escudo mozambicain, Escudo de la Guinée Portugaise, Escudo saotoméen	Zone monétaire (Escudo portugais)	Angola (1914-1977), Cap-Vert (1914--), Mozambique (1914-1980), Guinée-Bissau (1914-1976), São Tomé et Príncipe (1914-1977).
Common Monetary Area (Zone Rand)	Rand sud-africain, Loti lesothan, Dollar namibien, Lilangeni swazi.	Zone monétaire (Rand sud-africain)	Botswana (1961-1975), Lesotho (1961--), Namibie (1961--), Afrique du Sud (1961--), Swaziland (1961--).
Zone Franc Afrique Centrale (CEMAC)	Franc CFA d'Afrique Centrale	MC, UM, Change fixe (Franc Français et Euro après 1999)	Cameroun (1961--), Congo (1958--), Gabon (1958--), République centrafricaine (1958--), Tchad (1958--), Guinée équatoriale (1985--)
Zone Franc Afrique de l'Ouest (UEMOA)	Franc CFA d'Afrique de l'Ouest	MC, UM, Change fixe (Franc Français et Euro après 1999)	Bénin (1958--), Burkina Faso (1958--), Côte d'Ivoire (1958--), Guinée-Bissau (1997--), Mali (1958-1962 puis 1967 dans la Zone Franc et 1984 dans l'UEMOA), Mauritanie (1958-1973), Niger (1958--), Sénégal (1958--), Togo (1963--).
Notes: MC = Monnaie commune, UM = Union monétaire. Les lignes grisées indiquent les intégrations monétaires qui sont actuellement en activité. Source: Compilation de l'Auteur sur les différents sites internet des institutions régionales et divers dictionnaires historiques.			

### 3.2. La combinaison avec les autres formes d'intégration

L'architecture de l'intégration monétaire africaine est étroitement liée à celle de l'intégration économique. Parallèlement au développement monétaire de l'intégration africaine, les Etats africains participent également à des intégrations économiques. En Afrique, il existe une multitude de communautés économiques régionales. Nous avons retenu les principales communautés selon des critères géographique et économique. Ces dernières couvrent la totalité des

Etats africains et sont présentées en détail dans le Tableau 1.27. Il s'agit de la Communauté Economique des Etats d'Afrique Centrale (CEEAC), du Marché Commun d'Afrique Orientale et Australe (COMESA), de l'Union du Maghreb Arabe (UMA), de la Communauté de développement d'Afrique Australe (SADC), de la Communauté des Etats de l'Afrique de l'Est (EAC), de la Communauté Economique des États de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO), de la Zone Monétaire de l'Afrique de l'Ouest (ZMAO), de la Communauté Economique et Monétaire d'Afrique Centrale (CEMAC), de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) et de la Zone Rand<sup>8</sup>.

Il existe en Afrique, une articulation entre ces communautés économiques et les ensembles monétaires ou les projets d'intégration monétaire. L'intégration monétaire demeure l'objectif ultime pour la plupart des communautés économiques. Le Tableau 1.2 indique qu'en Afrique, seulement trois sur dix communautés économiques majeures identifiées n'ont pas déclaré un objectif d'union monétaire. Il s'agit de la CEEAC en Afrique Centrale, du COMESA en Afrique Orientale et Australe et l'UMA dans le en Afrique du nord. La CEDEAO (avec la ZMAO), l'EAC et la SADC sont des communautés économiques qui ont officiellement déclaré l'intention de créer des unions monétaires. La Zone Rand est une zone monétaire qui regroupe quelques membres de la SADC autour de l'Afrique du Sud. Enfin, l'UEMOA et la CEMAC sont des unions économiques et monétaires dans le cadre de la zone monétaire Zone Franc.

---

<sup>7</sup> La Somalie est la seule absente des pays couverts par les principales communautés économiques présentées.

<sup>8</sup> COMESA signifie en anglais Common Market for Eastern and Southern Africa; SADC, Southern African Development Community; l'EAC, East African Community. La Zone Rand est la Common Monetary Area (CMA).

Tableau 1.2: Principales Communautés Economiques Régionales (CER) Africaines, décembre 2008.		
Groupements Régionaux	Membres	Arrangements
Communauté Economique des Etats d'Afrique Centrale (CEEAC)	Angola, Burundi, Cameroun, Congo, Gabon, Guinée équatoriale, Rwanda, São Tomé et Príncipe, République centrafricaine, République Démocratique du Congo, Tchad.	CER
Communauté Economique et Monétaire d'Afrique Centrale (CEMAC)	Cameroun, Congo, Gabon, Guinée équatoriale, République centrafricaine, Tchad.	CER, UM, CFA
Marché Commun d'Afrique Orientale et Australe (COMESA) (a)	Burundi, Comores, Djibouti, Egypte, Erythrée, Ethiopie, Kenya, Libye, Madagascar, Malawi, Ile Maurice, Ouganda, République Démocratique du Congo, Rwanda, Seychelles, Soudan, Swaziland, Zambie, Zimbabwe.	CER
Communauté des Etats de l'Afrique de l'Est (EAC) (c)	Burundi, Kenya, Ouganda, Rwanda, Tanzanie.	CER, UM (objectif)
Communauté de développement d'Afrique Australe (SADC) (b)	Afrique du Sud, Angola, Botswana, Lesotho, Madagascar, Malawi, Mozambique, Ile Maurice, Namibie, République Démocratique du Congo, Seychelles, Swaziland, Tanzanie, Zambie, Zimbabwe.	CER, UM (objectif)
Zone Rand (d)	Afrique du Sud, Lesotho, Namibie, Swaziland.	CER, zone monétaire
Communauté Economique des États de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO)	Bénin, Burkina Faso, Cap-Vert, Côte d'Ivoire, Gambie, Ghana, Guinée, Guinée-Bissau, Libéria, Mali, Niger, Nigeria, Sénégal, Sierra Leone, Togo.	CER, UM (objectif)
Zone Monétaire de l'Afrique de l'Ouest (ZMAO)	Ghana, Guinée, Gambie, Nigeria, Sierra Leone.	UM (objectif)
Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA)	Bénin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Guinée-Bissau, Mali, Niger, Sénégal, Togo.	CER, UM, CFA
Union du Maghreb Arabe (UMA)	Algérie, Libye, Mauritanie, Maroc, Tunisie.	CER
Notes: CER = Communautés Economiques Régionales (union douanière et coordination des politiques économiques), UM = Union Monétaire (banque centrale et politique monétaire communes), CFA = Zone Franc. (a) Common Market for Eastern and Southern Africa (COMESA); (b) Southern African Development Community (SADC); (c) East African Community (EAC); (d) Common Monetary Area (CMA); (Objectif) si la communauté ambitionne de créer une union monétaire. Les lignes grisées correspondent aux communautés qui partagent une monnaie ou qui ont déclaré leur intention d'en créer. Source: compilation de l'auteur.		

### 3.3. Les nouveaux développements

Une monnaie unique émise par une banque centrale africaine est un objectif des responsables politiques africains depuis les indépendances. L'Union Africaine (Organisation de l'Unité Africaine - OUA - avant 2000) a érigé, depuis sa

création en 1963, l'intégration monétaire comme un objectif politique. On a assisté ces dernières années à une multiplication des projets d'union monétaire en Afrique. Nous présentons d'abord le fondement politique de l'intégration monétaire africaine puis les nouveaux projets africains.

### 3.3.1. Le fondement politique

L'Organisation de l'Unité Africaine (Union Africaine depuis 2000) a, depuis sa création en 1963, à Addis-Abeba en Ethiopie inscrit dans sa charte, l'objectif ultime de l'intégration économique, monétaire et politique. L'objectif politique d'intégration monétaire a été formalisé dans le traité d'Abuja (Nigeria) en juin 1991. Le traité d'Abuja est entré en vigueur en janvier 1994 et 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 ». Le traité a identifié six étapes d'intégration: une zone de libre échange, une union douanière, un marché commun, une banque centrale commune, une union monétaire et économique. Les étapes établies en 1991 par le traité étaient les suivantes:

1. Créer des blocs régionaux où il en n'existe pas d'ici 1999;
2. Renforcer le commerce et la coordination des politiques économiques au sein des blocs régionaux d'ici 2007;
3. Etablir des zones de libre échange et des unions douanières dans chaque bloc commercial d'ici 2017;
4. Etablir une zone de libre échange et une union douanière à l'échelle du continent d'ici 2019;
5. Etablir un marché commun africain d'ici 2023;
6. Etablir une union économique et monétaire africaine, une monnaie commune et un parlement africain d'ici 2028;

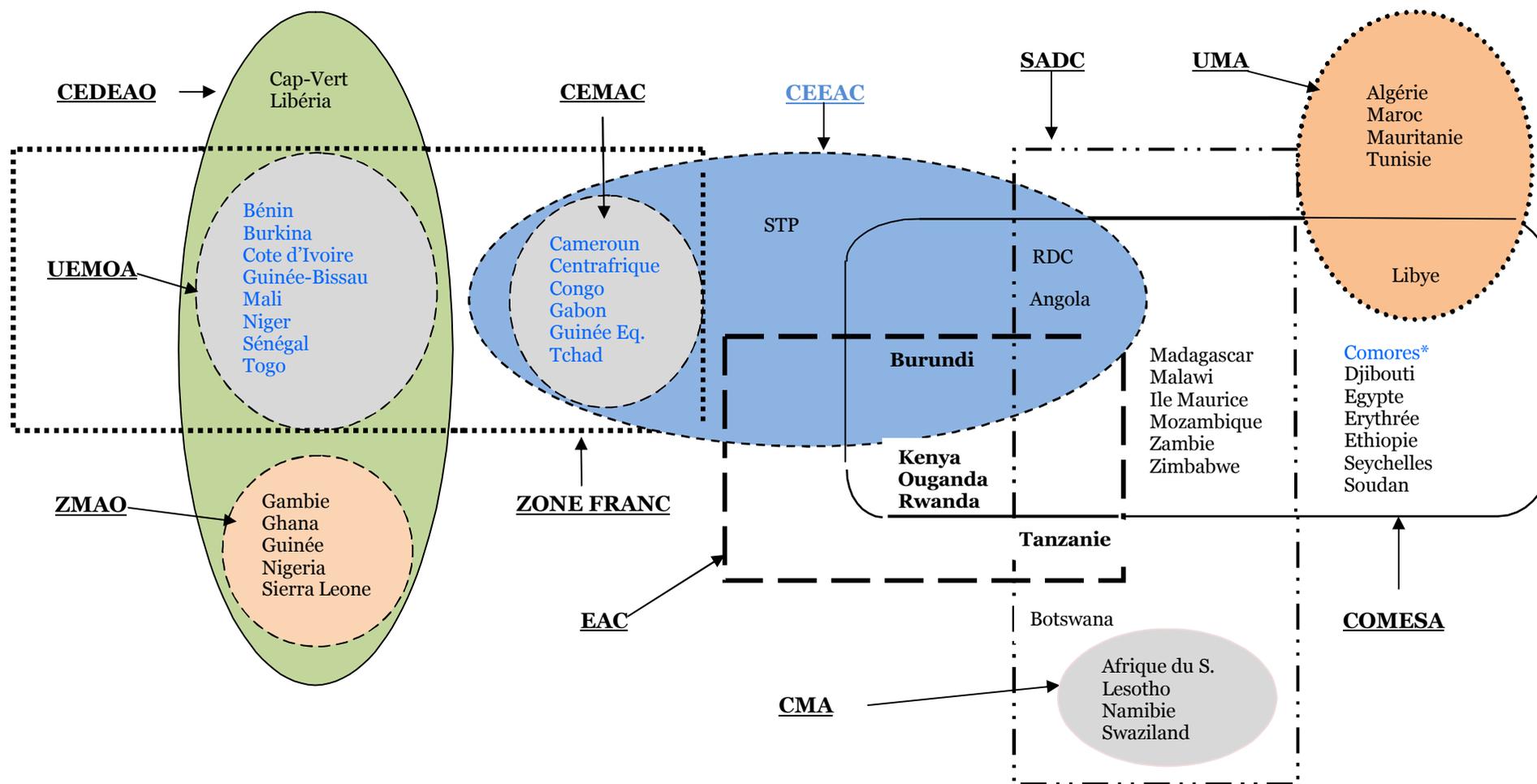
Enfin toutes les périodes de transition devraient être finalisées en fin 2034.

Le traité privilégie donc une stratégie régionale dans un premier temps puis

l'intégration du continent africain dans son ensemble dans un second temps. Il s'agit de réaliser l'intégration monétaire dans les principales communautés économiques africaines qui fusionneront d'ici 2028.

La stratégie de constructions régionales bute sur l'enchevêtrement des communautés économiques régionales. En effet, le continent connaît une multitude de communautés économiques (cf section 3.2.) qui crée des doublons avec l'appartenance multiple de certains Etats. En retenant des critères géographique et économique comme dans le Tableau 1.2, l'enchevêtrement des communautés économiques régionales est bien évident (Figure 1.1). Cet entrelacement handicape le processus d'intégration puisque des pays africains appartiennent souvent à des ensembles régionaux dont les desseins sont, dans le court et moyen termes, contradictoires. Par exemple le Burundi est membre à la fois de la CEEAC, de l'EAC et du COMESA. De même, la République Démocratique du Congo fait partie à la fois à la CEEAC, de la SADC et du COMESA.

**Figure 1.1: Groupements d'intégration économique régionaux et sous-régionaux africains, décembre 2006: problématique de la participation multiple**



Notes Figure 1.1: CEEAC (Communauté Economique des Etats d'Afrique Centrale); COMESA (Marché Commun d'Afrique Orientale et australe); UMA (Union du Maghreb Arabe); SADC (Communauté de développement d'Afrique Australe); EAC (Communauté des Etats de l'Afrique de l'Est); CEDEAO (Communauté Economique des États de l'Afrique de l'Ouest); ZMAO (Zone Monétaire de l'Afrique de l'Ouest); CEMAC (Communauté Economique et Monétaire d'Afrique Centrale); UEMOA (Union Economique et Monétaire Ouest Africaine); CMA (Common Monetary Area ou Zone Rand); RDC (République Démocratique du Congo); STP (São Tomé et Príncipe). \*Les Comores font partie de la Zone Franc.  
Source: Compilation de l'auteur.

### 3.3.2. Les nouveaux projets

La dernière décennie a été marquée par un renouvellement de l'intérêt des décideurs africains pour les unions monétaires et la multiplication des projets d'unions monétaires entre les pays africains.

C'est ainsi que plusieurs communautés économiques africaines ambitionnent de créer des unions monétaires dans le cadre de l'objectif d'une monnaie africaine et d'une banque centrale africaine. Les pays d'Afrique de l'Est, d'Afrique de l'Ouest et d'Afrique Australe sont les plus avancés pour la constitution d'unions monétaires régionales (*cf.* Tableau 1.2).

*Afrique de l'Est:* En novembre 1999, le Kenya, l'Ouganda et la Tanzanie ont signé un traité pour relancer la défunte Communauté d'Afrique de l'Est (EAC en anglais pour East African Community). Ces Etats avaient déjà eu à partager le Shilling Est-africain entre la période de l'indépendance et 1966 (*cf.* section 3.1.4). Le traité est entré en vigueur en juillet 2000. La communauté a mis en place une union douanière en janvier 2005. Le Rwanda et le Burundi sont devenus membres de la communauté en juin 2007. L'EAC prévoit de créer une union monétaire en septembre 2009. La décision devrait être prise par referendum.

Afrique de l'Ouest: La Communauté Economique Des Etats de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO) aspire à créer une union monétaire. Actuellement, huit pays francophones de la communauté appartiennent à la Zone Franc et partagent une politique monétaire commune dans le cadre de l'UEMOA. En avril 2002, lors d'un sommet de la CEDEAO, la Gambie, le Ghana, la Guinée, le Libéria, le Nigeria et la Sierra Leone se sont engagés à créer une seconde union monétaire d'ici 2009, la Zone Monétaire d'Afrique de l'Ouest (ZMAO). Ce délai a été récemment reporté à une date ultérieure à cause des difficultés de certains à respecter les critères de convergence<sup>9</sup>. Le Libéria a exprimé son intérêt de rejoindre cette nouvelle zone. L'objectif de la CEDEAO est de fusionner l'union actuelle (UEMOA) avec la nouvelle zone (ZMAO) pour créer une union regroupant l'ensemble de ses membres.

Afrique Australe: En février 2005, les 13 Etats de la Communauté de Développement d'Afrique Australe (SADC en anglais pour Southern African Development Community) ont décidé de coopérer pour créer une union douanière en 2010, un marché commun en 2015, une zone monétaire en 2016 et une monnaie unique d'ici 2018. Cette future union aurait comme socle de construction, la zone monétaire « Common Monetary Area » (CMA).

La multiplication récente des projets d'unions monétaires en Afrique repose souvent sur l'argument que l'intégration monétaire accélère les autres volets de l'intégration économique et politique. Or, la littérature a coutume de hiérarchiser la chronologie du processus d'intégration (De Grauwe, 2007). Elle préconise qu'une union monétaire ne s'adopte qu'une fois, l'intégration réelle des économies faite c'est-à-dire une union économique (une zone de libre échange, une union douanière et un marché commun). Quelle a été la

---

<sup>9</sup> Les critères de convergence requis par la ZMAO étaient les suivants: (i) déficit budgétaire limité à 5% du PIB en 2000 (4% depuis 2002); (ii) un taux d'inflation annuelle à un chiffre en 2000 et limité à 5% en 2003; (iii) un plafonnement du financement du déficit par la banque centrale de chaque Etat membre de 10% des prévisions des recettes budgétaires de l'année précédente en 2000; (iv) le minimum des réserves de changes doit couvrir au moins trois mois d'importations en 2000 et six mois en 2003.

chronologie d'intégration dans les expériences africaines? La réponse est double. D'une part, l'expérience des unions de la Zone Franc a plutôt inversé la séquence d'intégration en débutant par l'union monétaire trente ans environ avant l'union économique. D'autre part, les nouveaux projets semblent privilégier le gradualisme de la littérature à savoir que les unions commerciales, économiques et financières précèdent l'union monétaire.

#### 4. LA THEORIE ET LA SITUATION ACTUELLE EN AFRIQUE

##### 4.1. Un rappel de la théorie

Le cadre théorique de l'analyse de l'intégration monétaire en général est la théorie des Zones Monétaires Optimales (ZMO) initiée par Mundell (1961). L'importance de cette théorie est largement reconnue puisque Robert Mundell a reçu le Prix Nobel d'économie en 1999 pour ses travaux sur l'intégration monétaire. La théorie analyse les conditions nécessaires pour qu'une union monétaire soit pertinente et bénéfique pour les Etats membres. Elle compare donc les coûts et les avantages de l'intégration monétaire.

Les bénéfices principaux découlent de la suppression des coûts de conversion de devises et de l'élimination de la volatilité des taux de change. La réduction des coûts de transaction et la stabilité du taux de change est favorable aux investissements et au commerce transfrontaliers et donc à la croissance économique (Tavlas, 1993). Egalement le partage des politiques monétaire et de change renforce la crédibilité de la politique monétaire (Rose, 2000; Alesina et Barro, 2002 et Frankel et Rose, 2002).

A l'opposé, le principal coût de l'union monétaire résiderait dans la perte de la politique monétaire indépendante dans une union monétaire. Face à un choc exogène spécifique, qui affecte sa balance des paiements, un pays ne peut pas modifier discrétionnairement la parité de sa monnaie. Ainsi dans une union

monétaire, la délégation de la politique monétaire et de change à une banque centrale régionale dont l'objectif est la stabilisation communautaire est coûteuse si les pays ont des conjonctures différentes.

L'étude des enjeux de l'intégration monétaire soulève deux problématiques. La première détermine si une zone monétaire formée par un groupe de pays constitue une zone monétaire optimale. La seconde examine si un pays a, ou non, intérêt à intégrer une zone monétaire existante. Cette dernière problématique a trait à l'élargissement optimal de la zone monétaire et renvoie plus généralement à l'étude de la stabilité des structures d'union monétaire.

La recherche s'est principalement intéressée à la première question et la théorie des ZMO l'a progressivement retenue comme le cadre majeur d'analyse de l'intégration monétaire.

Dans la sous-section suivante nous présentons un modèle théorique qui permet d'évaluer les avantages et les bénéfices d'une union monétaire.

#### 4.2. Le modèle théorique

Nous présentons une formalisation des conséquences d'une politique monétaire en union monétaire. Nous nous basons sur le modèle de politique monétaire d'inspiration « néokeynésienne » formulée par Clarida *et al.* (1999). La modélisation compare la situation d'indépendance monétaire à une situation avec intégration monétaire (*cf.* Karras, 2007 et Afonso et Furceri, 2008 pour une démarche identique). Le modèle prédit que le principal avantage macroéconomique de l'union monétaire par rapport à l'indépendance monétaire est la réduction des taux d'inflation alors que le principal coût est l'instabilité du produit lié à la prépondérance des chocs d'offre asymétriques.

Soit un groupe de  $N$  pays souhaitant former une union monétaire.

#### 4.2.1. Effet d'une politique monétaire indépendante

En situation de politiques monétaires décentralisées et indépendantes, les banques centrales des pays poursuivent un objectif de stabilisation des prix en minimisant la fonction de perte inter-temporelle suivante:

$$L_{jt} = \frac{1}{2} E_t \left\{ \sum_{h=0}^{+\infty} \beta_j^h \left[ \alpha_j (y_{jt+h} - \theta_j)^2 + \pi_{jt+h}^2 \right] \right\} \quad (1.1)$$

$y_{jt+h}$  désigne la composante cyclique du produit (c'est-à-dire la déviation du produit de son potentiel) du pays  $j$  ( $j = 1, \dots, N$ ) à l'année  $t+h$ .  $\pi_{jt+h}$  est l'inflation observée dans le pays  $j$  à l'année  $t+h$ .  $\alpha_j$  représente la pondération que la banque centrale accorde à la stabilisation du produit relativement à l'objectif de stabilisation des prix ( $\alpha_j > 0$ ).  $\beta_j^h$  est le facteur d'escompte à l'année  $t+h$  ( $0 < \beta_j^h < 1$ ).  $\theta_j$  est la cible de la banque centrale pour la fluctuation du produit ( $\theta_j \geq 0$ ) à cause des distorsions telles que les taxes ou les barrières à la concurrence). Enfin  $E_t$  est l'expression de l'espérance mathématique.

La courbe d'offre est une courbe de Phillips augmentée des anticipations:

$$\pi_{jt} = \lambda_j y_{jt} + E_t(\pi_{jt+1}) + u_{jt} \quad (1.2)$$

Où  $\lambda_j > 0$  et  $u_{jt} = \phi_j u_{jt-1}$  (avec  $0 < \phi_j < 1$  et  $z_{jt}$  est identiquement et indépendamment distribué selon une loi normale (0,  $\tau_j^2$ )). L'équation (1.2) peut être réécrite sous la forme d'une équation d'offre classique:

$$y_{jt} = \vartheta_j [\pi_{jt} - E_t(\pi_{jt+1})] + v_{jt} \quad (1.3)$$

Où  $\vartheta_j = \frac{1}{\lambda_j}$  et  $v_{jt}$  représente un choc spécifique au pays  $j$  à la période  $t$

( $v_{jt} = -\frac{1}{\lambda_j} u_{jt}$  et  $v_{jt} = \phi_j v_{jt-1} - \frac{z_{jt}}{\lambda_j}$ ) avec une moyenne nulle et une variance

constante  $Var(v_{jt}) \equiv \sigma_j^2 = \frac{\tau_j^2}{[\lambda_j^2(1-\phi_j^2)]}$ . Rappelons que  $\tau_j^2$  est la variance de  $z_{jt}$ .

Dans un contexte d'indépendance monétaire, la banque centrale de chaque pays fixe un objectif d'inflation qui minimise l'équation (1.1) sous la contrainte de l'équation (1.2):

$$\pi_{jt}^{IND} = \alpha_j q_j u_{jt} + \frac{\alpha_j \theta_j}{\lambda_j} = -\alpha_j q_j \lambda_j v_{jt} + \frac{\alpha_j \theta_j}{\lambda_j} \quad (1.4)$$

$$y_{jt}^{IND} = -\lambda_j q_j u_{jt} = \lambda_j^2 q_j v_{jt} \quad (1.5)$$

Avec  $q_j = \frac{1}{[\lambda_j^2 + \alpha_j(1-\beta^h\phi_j)]} > 0$  puisque  $\lambda_j > 0$ ,  $\alpha_j > 0$ ,  $0 < \phi_j < 1$  et  $0 < \beta^h < 1$ .

L'exposant « *IND* » désigne les résultats de la situation où les politiques monétaires sont décentralisées et indépendantes. L'inflation et l'instabilité du produit d'un pays *j* sont alors définies par:

$$E_t(\pi_j^{IND}) = \frac{\alpha_j \theta_j}{\lambda_j} \quad (1.6)$$

$$Var(y_j^{IND}) = \frac{\sigma_j^2 \lambda_j^4}{[\lambda_j^2 + \alpha_j(1-\beta_j\phi_j)]^2} \quad (1.7)$$

L'équation (1.6) suggère que le biais inflationniste augmente avec l'importance accordée à la stabilisation du produit ( $\alpha_j$ ), avec la cible de fluctuation du produit ( $\theta_j$ ) et avec la pente de la courbe d'offre ( $\vartheta_j = \frac{1}{\lambda_j}$ ).

Les équations (1.6) et (1.7) indiquent qu'il existe un arbitrage entre le taux d'inflation et l'instabilité du produit: une forte pondération accordée à la stabilité des prix c'est-à-dire une faible valeur de  $\alpha_j$ , entraîne une plus grande

instabilité du produit<sup>10</sup>.

#### 4.2.2. Effet d'une politique monétaire commune

Supposons maintenant que les  $N$  pays forment une union monétaire et délèguent la politique monétaire et de change à une banque centrale communautaire. Cette dernière cible un niveau d'inflation qui minimise une fonction de perte définie pour la situation moyenne de l'union (en théorie un pays qui représenterait la situation moyenne de l'union):

$$L_{Mt} = \frac{1}{2} E_t \left\{ \sum_{h=0}^{+\infty} \beta^h \left[ \alpha_M (y_{Mt+h} - \theta_M)^2 + \pi_{Mt+h}^2 \right] \right\} \quad (1.8)$$

Sous la contrainte de la fonction d'offre du pays moyen de l'union:

$$y_{Mt} = \vartheta_M [\pi_{Mt} - E_t(\pi_{Mt+1})] + v_{Mt} \quad (1.9)$$

Cette dernière est équivalente à la courbe de Phillips suivante:

$$\pi_{Mt} = \lambda_M y_{Mt} + E_t(\pi_{Mt+1}) + u_{Mt} \quad (1.10)$$

L'indice «  $M$  » indique la situation moyenne de l'union.  $y_{Mt+h}$  représente la déviation du produit moyen de l'union de son potentiel et  $\pi_{Mt+h}$  est l'inflation moyenne de l'union. A l'équilibre, comme dans les équations (1.4) et (1.5), l'inflation et le cycle du pays  $j$  sont définies par:

$$\pi_{jt}^{UM} = \alpha_M q_M u_{Mt} + \frac{\alpha_M \theta_M}{\lambda_M} = -\alpha_M q_M \lambda_M v_{Mt} + \frac{\alpha_M \theta_M}{\lambda_M} \quad (1.11)$$

$$y_{jt}^{UM} = -\alpha_M q_M (1 - \phi_M) v_{Mt} + v_{jt} \quad (1.12)$$

---

<sup>10</sup> L'instabilité du produit est ici définie par la variabilité de la composante cyclique et donc assimilée à une instabilité par rapport à un trend.

Où  $q_j = \frac{1}{[\lambda_M^2 + \alpha_M(1 - \beta^h \phi_M)]} > 0$  (car  $\lambda_M > 0$ ,  $\alpha_M > 0$ ,  $0 < \phi_M < 1$  et  $0 < \beta^h < 1$ ).

L'exposant «  $UM$  » désigne les résultats du pays  $j$  en situation d'union monétaire. L'équation (1.12) montre que le produit du pays  $j$  en union monétaire n'est pas seulement fonction du choc qui lui est spécifique mais également du choc de l'union négativement importé via la politique monétaire commune<sup>11</sup>. En union monétaire, l'inflation et l'instabilité du produit sont définies par:

$$E_t(\pi_j^{UM}) = \frac{\alpha_M \theta_M}{\lambda_M} \quad (1.13)$$

$$Var(y_j^{UM}) = \sigma_j^2 + \alpha_M^2 q_M^2 (1 - \phi_M)^2 \sigma_M^2 - 2\alpha_M q_M (1 - \phi_M) \rho_{jM} \sigma_j \sigma_M \quad (1.14)$$

$\rho_{jM}$  est le coefficient de corrélation entre le choc spécifique au pays  $j$  ( $v_{jt}$ ) et le choc affectant l'union ( $v_{Mt}$ ):  $\rho_{jM} \equiv Correlation(v_{jt}, v_{Mt})$ .

La comparaison des situations avec et sans union permet d'identifier les principaux avantages et inconvénients macroéconomiques d'une monnaie commune:

Premièrement, la comparaison des équations (1.6) et (1.13) indique qu'à certaines conditions, le principal avantage macroéconomique de l'union monétaire par rapport à l'indépendance monétaire est la réduction des taux d'inflation. On obtient l'inégalité  $E_t(\pi_j^{UM}) < E_t(\pi_j^{IND})$  si la banque centrale de l'union est plus préoccupée par l'objectif d'inflation ( $\alpha_M < \alpha_j$ ), si la fluctuation du produit ciblée est plus faible c'est-à-dire une situation avec moins de distorsions économiques en union ( $\theta_M < \theta_j$ ) et enfin, si l'offre est moins sensible aux erreurs d'anticipation de l'inflation ( $\vartheta_M < \vartheta_j$ ).

<sup>11</sup> Si on suppose que le choc agrégé de l'union est une moyenne pondérée des différents chocs locaux c'est-à-dire que  $v_{Mt} = \sum_{j=1}^N \frac{n_j v_{jt}}{N}$ , à l'équilibre le produit du pays  $j$  est uniquement fonction du choc agrégé.

Deuxièmement, la comparaison des équations (1.7) et (1.14) montre qu'en union monétaire, l'instabilité du produit est d'autant plus faible que les chocs d'offre sont fortement corrélés au niveau de l'union (chocs symétriques) c'est-à-dire  $\rho_{jM} \cong 1$  et/ou que les chocs d'offre tant au niveau de l'union ( $\sigma_M^2$ ) qu'au niveau des pays ( $\sigma_j^2$ ) sont moins variables.

Intuitivement, si par exemple le cycle économique du Burkina Faso est positivement corrélé avec le cycle du reste de l'UEMOA, une politique monétaire conduite par la BCEAO est alors parfaitement identique à la politique monétaire qu'une éventuelle banque centrale burkinabé aurait adoptée. Dans ces conditions, la perte de souveraineté sur la politique monétaire n'est pas coûteuse pour le Burkina Faso. Si au contraire, le cycle économique burkinabé est négativement corrélé avec celui du reste de l'UEMOA c'est-à-dire qu'une expansion au Burkina Faso se trouve en phase avec une récession dans le reste de l'UEMOA, la politique monétaire de relance de l'union déstabilise l'économie burkinabé en amplifiant son cycle et donc l'instabilité du produit.

Selon le modèle, le principal avantage macroéconomique de l'union monétaire est la réduction des taux d'inflation alors que le principal coût macroéconomique est l'instabilité de produit à cause des chocs asymétriques c'est-à-dire ceux qui sont spécifiques aux Etats en union monétaire. C'est ainsi que la théorie a été le plus souvent dans la littérature, résumée en deux axes: (i) l'évaluation de l'asymétrie des chocs d'une part et (ii) l'examen des mécanismes alternatifs d'ajustement pouvant remplacer les instruments monétaire et de change d'autre part.

### 4.3. La situation des chocs dans le contexte africain

La théorie des ZMO identifie les chocs asymétriques comme un des éléments déterminants de l'avantage net des unions monétaires. Une union serait d'autant moins désirable entre un groupe de pays que les chocs asymétriques seraient importants. Dans le contexte d'intégration monétaire africaine, l'évaluation des chocs en général et des chocs asymétriques en particulier est donc cruciale pour déterminer la pertinence des différents projets.

A cause de la forte dissemblance des chocs, la littérature académique émet un doute sur la pertinence économique des unions monétaires africaines à cause de l'importance des éventuels coûts. Les économies africaines sont en effet sujettes à d'importants chocs qui sont majoritairement asymétriques et qui handicapent le partage d'une politique monétaire commune. L'intégration monétaire serait selon cet argumentaire, préjudiciable pour les économies africaines parce que les institutions africaines actuelles ne sont pas suffisamment développées et solides pour faire face à l'importance des chocs asymétriques.

Les Etats Africains sont en majorité, de petite dimension et peu diversifiés. En raison de leurs caractéristiques démographiques et économiques, ils sont largement ouverts et exposés à des chocs extérieurs de grande ampleur. Dans le Tableau 1.3 (colonne [1]), nous avons calculé par groupes de pays et sur la période 1960-2004, la moyenne de la variabilité de la croissance en pourcentage du PIB constant (année de base en 2000). Les chiffres indiquent que les pays africains sont en moyenne soumis à une variabilité de la croissance produit qui est environ 2.6 fois plus importante que celle des pays du G7<sup>12</sup> (la moyenne des écart-types des taux de croissance en pourcentage du PIB est égale à 6.093 sur l'échantillon africain contre 2.267 pour les pays du G7). Les estimations sont plus élevées pour la CEEAC (7.848), la CEMAC (8.929) et l'UMA (7.671) alors qu'elles sont relativement plus faibles pour les deux ensembles autour de

---

<sup>12</sup> Le Groupe des sept (G7) est un groupe de discussion et de partenariat des chefs d'Etats des sept économies les plus importantes du monde: les États-Unis, le Japon, l'Allemagne, le Royaume-Uni, la France, l'Italie, le Canada. Depuis 1998 le groupe inclut la Russie. Ensemble, ces pays représentent environ les 3/5 de l'économie mondiale.

l'Afrique du Sud, la CMA (4.170) et la SADC (4.890). Ainsi, en général, les pays africains font face à une forte instabilité de leurs produits témoignant de l'importance des chocs.

Un examen approfondi indique que les chocs subis par les pays africains sont en majorité hétérogènes c'est-à-dire asymétriques ou différents par pays. Pour donner une idée de l'importance des chocs asymétriques, nous avons estimé la proportion de la composante idiosyncratique des taux de croissance en pourcentage du PIB constant<sup>13</sup>. Nous présentons les résultats dans le Tableau 1.3 (colonne [2]). Ils indiquent qu'il existe une forte hétérogénéité des chocs entre 1965 et 2004. L'asymétrie des fluctuations du PIB estimée pour l'ensemble des pays africains est presque le double de celle observée entre les pays du G7. La proportion des chocs asymétriques dans les taux de croissance du PIB est de 86% pour l'ensemble des cinquante-trois (53) pays africains contre 44% pour les pays du G7. Les estimations ne sont guère différentes pour la CEDEAO (87%), l'EAC (84%) et l'UEMOA (81%). Elles sont un peu plus faibles pour la CEEAC (76%), le COMESA (74%), la CEMAC (71%), l'UMA (71%), la SADC (66%) et la CMA (63%). L'importance de cette asymétrie des fluctuations du PIB s'explique principalement par les caractéristiques géographiques et l'absence de diversification des Etats africains. Les économies africaines 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

---

<sup>13</sup> Pour cela, nous prenons avantage de l'interprétation de la statistique R<sup>2</sup> 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:  $\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} = a_i + a_t + \varepsilon_{it}$  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  $\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}$ . La statistique 1-R<sup>2</sup> correspond dans ce cas, à la fraction de  $\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}$  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.

partie liée au positionnement géographique<sup>14</sup>.

Un certain nombre d'auteurs ont confirmé nos estimations descriptives de l'ampleur des chocs asymétriques entre les pays africains. Parmi ces études empiriques, on peut citer les plus influentes: Fielding et Shields (2001), Khamfula et Huizinga (2004), Masson et Pattillo (2004), Benassy-Quéré et Coupet (2005), Buigut et Valev (2005), Debrun *et al.* (2005), Tsangarides et van den Boogaerde (2005), Tsangarides et Qureshi (2006), Kabundi et Loots (2007) et Houssa (2008).

S'intéressant aux unions monétaires de la Zone CFA (UEMOA et CEMAC), Fielding et Shields (2001) ont montré avec la technique du Vecteur Auto Régressif (VAR) structurel, que les chocs de produit ne sont pas corrélés au sein des deux unions. Seuls les chocs de prix sont quelque peu convergents à cause de la communauté des politiques monétaires. Houssa (2008) a récemment appliqué aux pays ouest-africains, le modèle des facteurs dynamiques et structurels et montre qu'il existe une forte hétérogénéité des chocs d'offre des différents pays. Dans le même esprit, Benassy-Quéré et Coupet (2005), Debrun *et al.* (2005) et Tsangarides et Qureshi (2006) démontrent avec divers méthodes (classification par grappes, corrélations des termes de l'échange) que les chocs des Etats de l'Afrique de l'Ouest sont fortement divergents. Khamfula et Huizinga (2004) ont analysé le cas des Etats de la SADC. Ils utilisent la méthode GARCH (Generalized Auto-Regressive Conditional Heteroskedasticity) pour évaluer la part de la variation du taux de change réel de chaque pays de la SADC par rapport à celui de l'Afrique du Sud qui est expliqué par la divergence des politiques monétaire et budgétaire. Les résultats suggèrent une forte hétérogénéité des chocs de taux change réel au sein de la SADC. Enfin, Buigut et

---

<sup>14</sup> Par exemple en Afrique de l'Ouest, les économies sahéniennes (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 spécialisations, les pays de la région sont vulnérables à d'importants chocs divergents. Par exemple, les variations du cours international du coton (principales exportations des économies sahéniennes) ne sont pas les mêmes que celles du cacao ou du café (principales exportations de la Côte d'Ivoire et du Ghana) ni celles du pétrole (principale exportation du Nigeria).

Valev (2005) ont également mis en évidence avec la méthode VAR pour la Communauté des Etats de l'Afrique de l'Est, une forte asymétrie des chocs d'offre et de demande. On peut également citer dans ce courant de la littérature, les travaux de Debrun *et al.* (2003), de Fielding *et al.* (2004), de Masson et Pattillo (2001, 2002) et de Kabundi et Loots (2007).

Selon la théorie des ZMO, avec la configuration actuelle des économies, une politique monétaire unique (comme ce fut la dévaluation du FCFA pour quatorze pays africains en 1994) ne peut convenir qu'à des groupes restreints et non à l'ensemble des pays Africains ou à des groupes des Etats africains si les conjonctures sont hétérogènes.

L'intégration monétaire africaine est donc marquée par une forte hétérogénéité des chocs pays qui rend le partage d'une politique monétaire commune et d'une politique de change commune inefficace, inadaptée et coûteuse. La dissemblance des chocs reconnue par la littérature constitue ainsi l'obstacle économique majeur à la viabilité des unions monétaires africaines. Plus forts et hétérogènes sont les chocs, plus fortes sont les incitations à quitter l'union ou les réticences à former l'union.

**Tableau 1.3: Estimation de la variabilité et de la proportion de la composante idiosyncratique des taux de croissance en % du PIB en dollars américains constants, 1965-2004.**

	[1]	[2]
	Moyenne des écart-types des taux de croissance en % du PIB	Proportion de la composante idiosyncratique des taux de croissance en % du PIB
<b>Pays du G7 (7 pays)</b>	2.267	44
<b>Afrique (53 pays)</b>	6.093	86
<b>Unions monétaires</b>		
UEMOA (8 pays)	5.336	81
CEMAC (6 pays)	8.929	71
<b>Zone monétaire</b>		
CMA (4 pays)	4.170	63
<b>Communautés économiques</b>		
CEDEAO (15 pays)	6.127	87
CEEAC (11 pays)	7.848	76
COMESA (19 pays)	5.905	74
EAC (5 pays)	5.642	84
SADC (15 pays)	4.890	66
UMA (5 pays)	7.671	71

Notes: (1) G7: les États-Unis, le Japon, l'Allemagne, le Royaume-Uni, la France, l'Italie, le Canada. Les dollars constants ont pour base l'année 2000. Les chiffres correspondent aux moyennes régionales simples des écart-types des différents pays. (2) Nous prenons avantage de l'interprétation de la statistique R<sup>2</sup> 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:

$\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} = a_i + a_t + \varepsilon_{it}$  Où  $Y$  désigne le PIB,  $a_i$  les effets fixes individuels,  $a_t$  les effets fixes temporels et  $\varepsilon_{it}$  la composante idiosyncratique de  $\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}$ . La statistique 1-R<sup>2</sup> correspond dans ce cas, à la fraction de  $\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}$  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. (3) UEMOA = Union Economique et Monétaire Ouest Africaine, CEMAC = Communauté Economique et Monétaire d'Afrique Centrale, CMA = Common Monetary Area, CEDEAO = Communauté Economique des États de l'Afrique de l'Ouest, EAC = Communauté des États de l'Afrique de l'Est (East African Community), SADC = Southern African Development Community, COMESA = Common Market for Eastern and Southern Africa, UMA = Union du Maghreb Arabe. Source: Calculs à partir des données du *World Development Indicators 2007*.

## 5. LES CHANGEMENTS STRUCTURELS DE L'INTEGRATION MONETAIRE

Selon les analyses susmentionnées, la divergence des chocs constitue le principal coût des unions monétaires actuelles et « futures ». Toutefois, Cette évaluation négative des chocs dans la perspective d'intégration monétaire

africaine est statique et ne rend pas compte des mutations des structures économiques et des politiques économiques après la mise en place d'une union monétaire.

Une fois l'union adoptée, les structures et les politiques économiques évoluent et peuvent réduire les inconvénients des chocs asymétriques et accroître l'optimalité de l'union. L'union monétaire elle-même crée des changements structurels qui, soit atténuent les chocs, soit permettent d'en compenser les effets sur la consommation ou soit enfin, permettent de mettre en place une coordination des politiques budgétaires susceptibles de réduire l'instabilité des produits.

Les études présentées dans cette thèse se focalisent sur trois ruptures structurelles que la formation des unions monétaires pourrait apporter: le commerce, le partage des risques et la coordination des politiques budgétaires.

### 5.1. Changement dans les échanges commerciaux

Le premier changement structurel que nous étudions dans la thèse 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 et il en résulte un renforcement substantiel de l'intégration des échanges commerciaux (Rose, 2000; Frankel et Rose, 2002; Rose et Stanley, 2005). Cette intégration des échanges commerciaux peut réduire le degré d'asymétrie des chocs subis par les pays membres et accroître l'optimalité de l'union (*e.g.*, Commission européenne, 1990; Frankel et Rose, 1997, 1998; Imbs, 2004; Baxter et Kouparitsas, 2005; Caldéron *et al.*, 2007; Inklaar *et al.*, 2008). La thèse inverse est défendue par Eichengreen (1992) et Krugman (1993). Pour ces auteurs, l'intégration des échanges commerciaux conduit à une spécialisation des pays dans des biens différents. Dans ce contexte, l'intensification des échanges commerciaux accroît la divergence des cycles économiques et donc l'asymétrie des chocs.

En union monétaire, certains paramètres tels que le degré d'ouverture commerciale et la symétrie des chocs économiques ne sont pas définitivement fixes. L'argument a été testé et confirmé par Frankel et Rose (1997, 1998), Imbs (2004), Baxter et Kouparitsas (2005), Caldéron *et al.* (2007) et Inklaar *et al.* (2008). Frankel et Rose (1997, 1998) ont nommé ce phénomène « *Endogeneité des critères des ZMO* ».

En ce qui concerne l'Afrique, il a été établi que la participation à l'union monétaire (UEMOA et CEMAC notamment) double le volume du commerce (*e.g.*, Carrère, 2004; Masson et Pattillo, 2004; Tsangarides *et al.*, 2006, 2008). Cet impact des unions monétaires sur le commerce pourrait modifier les conclusions sur les coûts éventuels des chocs asymétriques dans les « futures » unions monétaires africaines si l'argument de l'endogeneité de la symétrie des cycles vis-à-vis du commerce est pris en compte. Cette question constitue la problématique du Chapitre 2. Nous estimons l'impact du commerce bilatéral africain sur la synchronisation des cycles. Notre étude indique que l'argument d'endogeneité de la symétrie des chocs par rapport à l'intensité commerciale est validé dans le contexte africain. Nous obtenons également que l'ampleur de cet effet est faible si on la compare à celui observé entre les pays industrialisés ou européens. Ainsi les « futures » unions africaines en augmentant le commerce bilatéral, peuvent atténuer l'occurrence des chocs asymétriques entre les pays. L'impact de ce changement structurel demeure toutefois limité et appelle à une antériorité de l'intégration réelle des économies africaines à l'intégration monétaire.

## 5.2. Changement dans le partage des risques

La seconde rupture est le développement des mécanismes de partage des risques. Pourquoi appliquer l'analyse de partage des risques aux pays africains? Nous motivons notre choix à partir de deux littératures existantes. La première, portée par Kalemli-Ozcan *et al.* (2003, 2005), indique qu'il existe un lien positif et significatif entre le degré de spécialisation des économies et le degré de

partage des risques. La deuxième littérature initiée par Asdrubali *et al.* (1996) et Sorensen et Yosha (1998), compare le partage des risques entre les Etats américains considérés comme présentant une union monétaire parfaite (Asdrubali *et al.*, 1996) et le partage des risques entre les pays européens qui n'étaient pas encore en union monétaire (Sorensen et Yosha, 1998). La comparaison suggère que l'union monétaire est associée à un partage des risques plus important. Partant de ces résultats empiriques on peut argumenter qu'une union monétaire entre un groupe de pays dont les chocs sont divergents, comme le cas des pays africains, incite à mettre en place des institutions de partage des risques asymétriques.

Le concept de partage des risques consiste à atténuer les effets négatifs des chocs asymétriques sur la consommation par le lissage de cette dernière. Il est une partie intégrante de la littérature sur le lissage de la consommation qui peut être inter-temporel ou interétatique. Le partage des risques s'opère par une augmentation des flux financiers vers les économies en récession et une diminution des flux financiers vers les pays en expansion. Le partage des risques peut être interne à l'union (si les flux proviennent des Etats membres de l'union) ou externe à l'union (si les flux proviennent de pays hors de l'union). De même, dans un groupe de partage des risques, un pays en expansion peut prêter ou donner son surplus de revenu aux partenaires en récession à travers un transfert budgétaire ou par des prêts sur les marchés régionaux du crédit. Dans la théorie des Zones Monétaires Optimales (ZMO), l'asymétrie des chocs ne constitue pas un obstacle si des mécanismes de stabilisation tels que le partage des risques prennent le relais du taux de change et de la politique monétaire. Sur le plan théorique, le partage des risques peut être résumé en trois mécanismes: la mobilité internationale des facteurs, les transferts internationaux (qui inclut le fédéralisme budgétaire) et les marchés internationaux de crédits.

Dans le contexte africain, étant donné l'importance des chocs asymétriques, l'étude des canaux de partage des risques identifierait les stratégies d'ajustement alternatif au taux de change et à la politique monétaire dans les

unions monétaires. Nous analysons cette problématique dans le Chapitre 3 en estimant d'une part les canaux de partage des risques asymétriques entre les Etats africains et d'autre part en investiguant l'existence d'un phénomène d'endogénéité du partage des risques en union monétaire. Notre étude suggère que l'épargne et surtout l'épargne publique est le canal significatif de partage des chocs asymétriques annuels. Les marchés internationaux de crédits sont donc le mécanisme significatif de partage des risques. Nous montrons en plus qu'à l'exception des pays de l'UEMOA, l'appartenance à une union monétaire en Afrique est associée à un meilleur partage des risques. Dans une perspective d'intégration monétaire, un accent devrait être mis sur le développement des marchés régionaux, avec une participation active des autorités budgétaires, pour compenser une partie des coûts engendrés par l'asymétrie des chocs.

### 5.3. Changement dans la politique budgétaire

Le troisième changement structurel susceptible de se produire après l'adoption d'une union monétaire que nous étudions dans cette thèse, est la coordination des politiques budgétaires nationales.

Etre en union monétaire exige une coordination des politiques budgétaires. Face à d'importants chocs, les gouvernements en union, sont chacun tenté de conduire des politiques de relance budgétaire. Ces relances décentralisées peuvent handicaper l'efficacité de la politique monétaire commune. Il est donc nécessaire d'encadrer les politiques budgétaires pour que ces dernières ne polluent pas l'instrument monétaire. C'est cette idée qui a inspiré l'adoption des règles formelles de surveillance budgétaire en union monétaire: les pays de l'UEME ont mis en place un pacte de stabilité et de croissance en 1997 et les pays des deux unions monétaires de la Zone Franc (UEMOA, CEMAC) ont adopté les pactes de convergence, de stabilité, de croissance et de solidarité en 1999. Ces règles ont toutes la particularité d'inclure un critère sur le niveau du déficit budgétaire.

En plus de la coordination, le véritable enjeu des règles multilatérales en union monétaire est leur impact sur les propriétés stabilisatrices des politiques budgétaires puisque ces dernières sont les seuls instruments macroéconomiques qui permettent de faire face à des chocs conjoncturels spécifiques à certains pays. Cette question est analysée dans le Chapitre 4 pour les unions monétaires africaines. Nous étudions dans quelles mesures les règles budgétaires adoptées dans les unions monétaires de la Zone Franc affectent la cyclicité des politiques budgétaires. Pour cela, nous amendons un modèle de référence de la littérature sur la cyclicité des politiques budgétaires (celui de Talvi et Végh, 2005) pour montrer qu'une règle budgétaire qui exige une contrainte d'équilibre budgétaire permanent, comme c'est le cas des pactes de convergence dans les unions monétaires, oblige les pays à avoir des politiques budgétaires plus restrictives qu'elles n'auraient été, pendant les périodes de récessions. Nous comparons ensuite la conduite de la politique budgétaire par rapport à la conjoncture selon que les pays sont en union monétaire et selon qu'ils ont participé à une surveillance multilatérale. Nous montrons que les règles actuellement définies pour les unions monétaires africaines créent un biais pro cyclique durant les récessions puisqu'elles obligent à conduire des politiques plus restrictives que celles observées dans les autres pays africains. Pendant les phases de basse conjoncture, les pays soumis à une règle budgétaire sont obligés de réduire les déficits faute de n'avoir pas dégagé des excédents budgétaires durant les périodes d'expansion. Le comportement spécifique des autorités budgétaires des deux unions, ainsi analysé, va à l'encontre des politiques budgétaires optimales telles que définies par la littérature, qui devraient être soit contra cycliques, soit au moins neutres. Les résultats de l'étude suggèrent la nécessité d'adjoindre aux règles de coordination budgétaire en union monétaire, une obligation de constituer un excédent budgétaire durant les périodes de forte croissance.

## 6. CONCLUSION

Ce chapitre introductif précise la problématique et l'approche proposée dans la thèse. Ces dernières années, l'Afrique a connu un regain d'intérêt pour les unions monétaires. Les Etats d'Afrique de l'Ouest, d'Afrique de l'Est et d'Afrique Australe ont déclaré leur intention de créer des monnaies régionales et des banques centrales régionales d'ici la décennie prochaine.

La littérature académique n'est pas optimiste sur cette volonté d'accélérer l'intégration par le volet monétaire. A cause de leur ouverture et de leur spécialisation, les économies africaines sont sujettes à d'importants chocs extérieurs qui pour la plupart, sont différents selon les pays. Cette configuration des chocs réduit l'efficacité et l'adéquation d'une politique monétaire commune.

Cette approche est toutefois statique et n'intègre pas certaines ruptures structurelles qui surviennent après la formation des unions monétaires. Ces modifications fondamentales des structures et des politiques économiques après la formation des unions, peuvent changer les conclusions de la littérature sur l'optimalité des unions monétaires africaines.

Nous avons centré la thèse sur les conséquences de trois ruptures apportées par les unions monétaires: le renforcement de l'intégration des échanges commerciaux, le renforcement du partage des risques et enfin l'adoption des règles multilatérales sur la conduite des politiques budgétaires nationales.

Nos trois études montrent que les changements structurels considérés ne bouleversent pas les conclusions sur l'optimalité des unions monétaires africaines. L'intégration des échanges commerciaux entre les pays africains améliore la synchronisation des cycles sans inverser l'importance de l'asymétrie des chocs; le partage des risques entre les Etats africains est faible et l'adoption de règles budgétaires contraignantes en phases de basse conjoncture obligent les pays à pratiquer des politiques plus restrictives aux mauvais moments c'est-à-dire durant les récessions. Enfin, nous concluons la thèse en présentant les implications pour la recherche et pour la politique économique.

---

CHAPITRE 2: COMMERCE ET SYNCHRONISATION DES  
CYCLES ECONOMIQUES<sup>15</sup>

---

“...a naive examination of historical data gives a misleading picture of a country’s suitability for entry into a currency union.” (Frankel et Rose, 1998, p. 1010).

## 1. INTRODUCTION

L’optimalité des unions monétaires est généralement analysée à travers la théorie des Zones Monétaires Optimales (ZMO). Cette dernière préconise la symétrie des chocs (c’est-à-dire des chocs qui affectent uniformément les pays membres) comme la condition primordiale pour adopter une union monétaire. Dans une union monétaire, les pays délèguent leur politique monétaire et leur politique de change à une banque centrale régionale dont l’objectif est la stabilisation communautaire. Dans ce cas, la politique monétaire et de change commune est inadaptée, inefficace voire coûteuse si les conjonctures des différents membres sont divergentes. Si les chocs asymétriques sont importants, les coûts de l’union monétaire sont tels qu’ils ne sont pas compensés par les éventuels bénéfices de l’union. Il est alors pertinent pour des pays dont les cycles économiques sont asynchrones de ne pas former une union monétaire.

---

<sup>15</sup> Ce chapitre a conduit à deux publications. Le premier s’intitule “Bilateral Trade and Business Cycles Synchronization: an African Monetary Integration Perspective,” *Economics Bulletin*, 6 (25), pp. 1-15. Le second s’intitule “Trade Intensity and Business Cycle Synchronicity in Africa,” à paraître dans le *Journal of African Economies* (en ligne depuis Juillet 2008). Le premier article montre que dans le contexte d’intégration monétaire africaine, la corrélation des cycles de produits et de prix est positivement déterminée par l’intensification des échanges commerciaux alors que le second élargit le champ d’analyse en discutant l’effet d’endogénéité africain par rapport aux pays de l’OCDE.

Au niveau académique, il a été établi que la plupart des « futures » unions monétaires africaines ne satisfait pas le critère de symétrie des chocs de la théorie des ZMO (*e.g.*, Benassy-Quéré et Coupet, 2005; Buigut et Valev, 2005; Debrun *et al.*, 2003 et 2005; Fielding *et al.*, 2004; Fielding et Shields 2001, 2005a,b; Kabundi et Loots, 2007; Khamfula et Huizinga, 2004; Houssa, 2008; Masson et Pattillo 2001, 2002 et 2004; Tsangarides et van den Boogaerde 2005; Tsangarides et Qureshi, 2006)<sup>16</sup>.

Toutefois, cette conclusion est statique et repose sur l'analyse des données historiques sur les chocs. Elle occulte les changements structurels qu'implique la formation d'une union monétaire. Notamment, certains paramètres tels que le degré d'ouverture commerciale et la symétrie des chocs économiques ne sont pas irrévocablement fixes. En effet si on a l'esprit la critique de Lucas, il n'est pas évident de conclure que la corrélation des cycles économiques est indépendante de l'intégration des échanges commerciaux. Il est possible que les unions monétaires entre les Etats africains soient optimales *ex post* plutôt que *ex ante*. Il pourrait exister un processus dynamique: le lancement de l'union monétaire dans une première étape pourrait accroître la symétrie des chocs dans une seconde étape. Cet argument a été proposé par Frankel et Rose (1997, 1998) pour les pays européens. Ces derniers ont suggéré que l'approche traditionnelle qui consiste à apprécier la symétrie des chocs à partir des données historiques sur les chocs, ne rend pas compte de la dynamique de convergence des chocs au sein d'une union monétaire. Pour Frankel et Rose (1997, 1998), le degré de symétrie des chocs entre un groupe de pays donné n'est pas figé et dépend de processus d'intégration tels que l'intensification des échanges commerciaux. D'une part la synchronisation des cycles crée des conditions appropriées pour la communautarisation de la politique monétaire et de la politique de change qui à leur tour, accroissent le volume des échanges commerciaux; et d'autre part, l'intensification des échanges commerciaux affecte positivement la synchronisation des cycles. Il pourrait donc exister une dynamique vertueuse de l'union monétaire c'est-à-dire que l'union crée elle-

---

<sup>16</sup> L'essence de ces travaux a été présentée dans le chapitre introductif.

même les conditions de sa viabilité. Frankel et Rose (1997, 1998) ont nommé ce phénomène « *Endogénéité des critères des ZMO* ».

Ce chapitre ambitionne d'explorer le « *phénomène d'endogénéité* » des critères des ZMO pour les pays africains. Cette analyse se réfère à la première question de la théorie des ZMO à savoir la quantification de l'ampleur des chocs asymétriques. La pertinence de l'analyse du « *phénomène d'endogénéité* » des critères des ZMO pour les pays africains repose sur les résultats des analyses qui établissent qu'après le contrôle des variables traditionnelles du modèle de gravité, les unions monétaires africaines doublent le volume des échanges commerciaux (*e.g.*, Carrère, 2004; Masson et Pattillo, 2004 et Tsangarides *et al.*, 2006, 2008). 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.* (2006, 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. Cet effet des unions monétaires conduit logiquement à étudier l'existence du « *phénomène d'endogénéité* ».

Prenant ces résultats comme donnés, l'objet de ce chapitre est de vérifier l'existence d'une conception dynamique des chocs asymétriques dans les unions monétaires actuelles ou « futures » en investiguant l'impact de l'intensification des échanges sur l'occurrence des chocs asymétriques sur un échantillon de cinquante-trois (53) pays africains sur la période 1965-2004. A notre connaissance, toutes les études sur la pertinence des intégrations monétaires africaines reposent sur des analyses traditionnelles c'est-à-dire une approche statique à partir des données historiques sur les chocs. L'estimation du degré d'endogénéité de la symétrie des chocs à l'intensification des échanges indiquerait le degré de surestimation des coûts supputés pour les unions monétaires africaines. L'impact des unions monétaires africaines sur l'intensification des échanges commerciaux suffit-il à changer la conclusion de

la littérature sur l'ampleur des chocs asymétriques entre les pays africains?

Les résultats de nos estimations économétriques suggèrent que le commerce intra-africain augmente la synchronisation des cycles économiques des Etats africains. L'ampleur de l'effet est en général plus faible que celui observé entre les pays membres de l'Organisation de Coopération et de Développement Economiques (OCDE).

Le chapitre est organisé comme suit. La deuxième section présente les développements théoriques de l'impact de l'intégration des échanges commerciaux sur la synchronisation des cycles. La troisième section décrit la méthode empirique appliquée. La quatrième section commente les résultats économétriques et la cinquième section discute l'importance du « *phénomène d'endogenité* » des critères pour les « futures » unions monétaires africaines. Enfin, la dernière section conclut en proposant des recommandations de politiques économiques.

## 2. LES DÉVELOPPEMENTS THEORIQUES DE LA RELATION ENTRE LE COMMERCE ET LA SYNCHRONISATION DES CYCLES

### 2.1. Une revue de la littérature

La Commission Européenne (Rapport Emerson) fut la pionnière en introduisant en 1990, l'hypothèse d'endogenité des critères des ZMO dans le débat sur l'intégration monétaire. La Commission a suggéré que les critères de la théorie des ZMO sont potentiellement endogènes par rapport aux processus d'intégration.

L'argument de la Commission Européenne (1990) a été repris par Fatas (1997) qui montre qu'un cycle économique européen a émergé depuis le début du processus d'intégration (notamment la mise en place du Système Monétaire

Européen). La thèse a été testée empiriquement par Frankel et Rose (1997, 1998), Imbs (2004), Babelskii (2005), Fidrmuc. (2005), Baxter et Kouparitsas (2005), Caldéron *et al.* (2007) et Inklaar *et al.* (2008). Ces auteurs obtiennent que de manière générale, l'intensité commerciale accroît significativement la synchronisation des cycles. En particulier, Caldéron *et al.* (2007) estiment que l'ampleur de l'effet est moins importante entre les pays en développement qu'entre les pays industrialisés. Ce courant de la littérature explique l'impact positif de l'intensité commerciale sur la synchronisation des cycles par la nature des échanges commerciaux d'une part (plus le commerce s'effectue entre des secteurs similaires, plus la probabilité d'occurrence de chocs analogues est élevée et plus les cycles convergent) et par les externalités des chocs agrégés d'autre part (plus les liens commerciaux sont importants, plus la diffusion des chocs entre les pays est importante).

A l'opposé, Eichengreen (1992) et Krugman (1993) proposent un argumentaire antithétique. Pour ces derniers, en cohérence avec la théorie des avantages comparatifs, l'intégration des échanges commerciaux conduit à une spécialisation des pays dans des biens différents. Ces différences de spécialisation exacerbent l'occurrence des chocs spécifiques aux secteurs qui, à cause de la différence des industries selon les pays, sont nécessairement moins synchrones. Dans ce contexte, l'intensification des échanges commerciaux accroît la divergence des cycles économiques.

La revue de la littérature suggère que l'effet du commerce sur la synchronisation des cycles est ambigu: il peut être positif comme négatif.

## 2.2. Une modélisation théorique

En théorie, l'impact du commerce sur la synchronisation des cycles dépend de la nature du commerce régional et des externalités des chocs par le commerce.

Le développement des échanges commerciaux accroît la symétrie des chocs s'il promeut les échanges intra-sectoriels (par exemple si le secteur de l'élevage

dans le pays /commerce avec le secteur de l'élevage du pays //au détriment du commerce intersectoriel (c'est-à-dire que par exemple le secteur de l'élevage dans le pays /commerce avec le secteur de la restauration dans le pays //). En présence de chocs spécifiques aux secteurs, des économies produisant et échangeant les mêmes types de biens sont sujettes à des chocs similaires.

Inversement, à cause de la théorie des avantages comparatifs, le développement du commerce intersectoriel peut exacerber la spécialisation des pays dans des biens différents à cause de la différence des dotations factorielles (modèle traditionnel de commerce international). Ces différences de spécialisation rendent les pays vulnérables à des chocs spécifiques aux secteurs qui nécessairement sont, dans ce contexte, moins synchrones (Eichengreen, 1992 et Krugman, 1993).

L'impact de l'intégration des échanges commerciaux sur la symétrie des chocs dépend également de la diffusion des chocs réels (chocs de demande ou chocs d'offre) d'un pays à l'autre via les échanges commerciaux. Une conjoncture favorable dans un pays augmente la demande pour les biens locaux et également pour 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.

### 2.2.1. La décomposition de la covariance des produits

Afin de mieux comprendre l'impact de l'intensité commerciale sur la synchronisation des cycles économiques, nous décomposons le taux de croissance du produit pour un pays donné (noté N pour national) en trois sources: les chocs spécifiques aux secteurs, la croissance moyenne du produit et sa croissance tendancielle<sup>17</sup>. Nous supposons que le pays N dispose de N secteurs économiques produisant N biens. La croissance du produit réel du pays

---

<sup>17</sup> La décomposition est tirée des articles de Frankel et Rose (1998) et Caldéron *et al.* (2007).

N est alors décomposée comme suit:

$$\Delta Y_t = \sum_{k=1}^N \alpha_k u_{kt} + v_t + g \quad (2.1)$$

$\Delta Y_t$  est le taux de croissance du produit réel du pays N à une période  $t$ .  $g$  est la tendance de la croissance de ce même produit.  $u_{kt}$  représente la déviation du taux de croissance du produit du secteur  $k$  à la période  $t$  par rapport à  $v_t$  qui est la composante de la croissance du pays covariante à tous les secteurs (notons que  $v_t$  est en réalité un choc agrégé au niveau du pays c'est-à-dire l'écart moyen du produit à la tendance des taux de croissance).  $\alpha_k$  est la part du secteur  $k$  dans le produit ( $\sum_{k=1}^N \alpha_k = 1$ ).

La décomposition analogue pour un pays partenaire P:

$$\Delta Y_t^* = \sum_{k=1}^N \alpha_k^* u_{kt}^* + v_t^* + g^* \quad (2.2)$$

Nous supposons que les chocs spécifiques aux secteurs  $u_{kt}$  (mais pas nécessairement les parts sectorielles dans le produit  $\alpha_k$ ) sont communs aux deux pays. Nous supposons également que les  $u_{kt}$  et les  $v_t$  sont indépendamment distribués dans le temps.

La covariance entre les produits des pays N et P est donnée par:

$$\begin{aligned} Cov(\Delta Y_t, \Delta Y_t^*) &= Cov\left(\sum_{k=1}^N \alpha_k u_{kt}, \sum_{k=1}^N \alpha_k^* u_{kt}^*\right) + Cov(v_t, v_t^*) \\ &= \sum_{k=1}^N \alpha_k \alpha_k^* \sigma_k^2 + \sigma_{v,v^*} \end{aligned} \quad (2.3)$$

$\sigma_{v,v^*}$  est la covariance entre les chocs agrégés des deux pays et  $\sigma_k^2$  est la variance de  $u_{kt}$ . L'effet net de l'intégration des échanges commerciaux dépend de la

covariance des produits des deux pays qui elle-même est déterminée par deux facteurs: le degré de spécialisation (impact sur «  $\sum_{k=1}^N \alpha_k \alpha_k^* \sigma_i^2$  ») et le degré de liaison des chocs agrégés (impact sur «  $\sigma_{v,v^*}$  »).

### 2.2.2. L'argument de la spécialisation (production ou commerce)

Si les structures de production sont différentes, les pays produisent et exportent des biens dans lesquels ils ont un avantage comparatif. Dans ce cas, le commerce entre les pays s'effectue principalement entre des secteurs industriels différents c'est-à-dire du commerce « intersectoriel ». La corrélation entre les parts des secteurs dans le produit intérieur  $\alpha_k$  et  $\alpha_k^*$  devient alors négatif, l'expression «  $\sum_{k=1}^N \alpha_k \alpha_k^* \sigma_i^2$  » baisse et par conséquent la covariance des produits des pays «  $Cov(\Delta Y_t, \Delta Y_t^*)$  » diminue. La différence de spécialisation favorise des chocs d'offre différents et accroît l'occurrence des chocs dissemblables.

Inversement, l'effet de la spécialisation est réduit si le commerce est majoritairement intra-sectoriel plutôt qu'intersectoriel. Dans ce cas, la corrélation entre les parts des secteurs dans le produit intérieur  $\alpha_k$  et  $\alpha_k^*$  augmente, l'expression «  $\sum_{k=1}^N \alpha_k \alpha_k^* \sigma_i^2$  » augmente et par conséquent la covariance des produits des pays «  $Cov(\Delta Y_t, \Delta Y_t^*)$  » augmente. Le renforcement de l'intégration des échanges commerciaux améliore la convergence des cycles économiques en favorisant l'occurrence des chocs industriels similaires. Ainsi l'intégration des échanges commerciaux qui promeut le commerce intra-industriel atténue l'effet de spécialisation favorable aux chocs spécifiques.

### **2.2.3. L'argument des externalités des chocs agrégés**

L'intégration des échanges commerciaux affecte la covariance des produits intérieurs à travers la covariance des chocs agrégés c'est-à-dire des chocs-pays ( $\sigma_{v,v^*}$ ). Ces externalités peuvent émaner des chocs de demande ou des chocs d'offre.

Un choc de demande positif dans un pays donné peut se diffuser aux partenaires commerciaux par le canal du commerce. Par exemple, selon le principe du multiplicateur keynésien, un accroissement des dépenses publiques et privées bénéficient tant aux produits intérieurs qu'aux produits étrangers. Les importations supplémentaires adressées aux partenaires encouragent à leur tour l'expansion du secteur productif de ces derniers. Plus généralement, l'intégration des échanges commerciaux combinée avec une coordination des politiques monétaire et budgétaire affecte positivement la covariance des chocs-pays ( $\sigma_{v,v^*}$ ).

Dans le même esprit, un choc d'offre dans un pays peut être transmis aux partenaires commerciaux par le canal de l'offre. Par exemple, le renforcement de l'intégration des échanges commerciaux est source d'une diffusion plus rapide des chocs de productivité à travers une propagation plus rapide du savoir et de la technologie. Si les prix convergent vers la loi du prix unique autrement dit si les économies sont commercialement intégrées (transparence des prix, réduction des coûts de transactions facilitant les arbitrages dans les échanges de biens entre pays), des chocs de productivité au niveau international peuvent se transmettre aux marchés nationaux par le commerce. Ainsi, si la diffusion des chocs de productivité est importante, le développement de l'intégration des échanges commerciaux augmente l'expression «  $\sigma_{v,v^*}$  », renforce la synchronisation des cycles économiques et atténue l'asymétrie des chocs-pays.

### 2.3. La théorie et le contexte africain

De l'exposé précédent, il ressort que la relation entre l'intégration des échanges commerciaux et la synchronisation des cycles économiques est équivoque et dépend des différences de spécialisation et du degré de diffusion des chocs-pays.

Dans le contexte africain, l'effet net est également ambigu. La structure du commerce africain est atypique. D'une part, la majorité du commerce africain s'effectue avec les marchés développés. Les pays africains exportent vers les pays développés des matières premières souvent spécifiques aux pays et importent de ces même pays des produits manufacturés. D'autre part, le commerce interne au continent est relativement plus faible et porte sur des échanges de produits alimentaires ou des produits quelque peu manufacturés. Il en résulte que les structures productives des pays africains tendent à être divergentes. Cette divergence implique la domination de l'effet négatif de la spécialisation c'est-à-dire le mécanisme de l'avantage comparatif susmentionné. La majorité du commerce entre les pays africains est alors intersectoriel plutôt qu'intra-sectoriel. Dans ce cas, un renforcement de l'intégration des échanges commerciaux est associé à une désynchronisation des cycles économiques.

Inversement, la différence de spécialisation n'est pas le seul canal de transmission du commerce à la synchronisation. Le canal des externalités des chocs-pays par le commerce peut être important en Afrique. Un choc d'offre positif dans un pays est susceptible d'augmenter la demande pour les produits des autres Etats africains. L'hypothèse d'un effet positif du commerce sur la synchronisation des cycles, à travers les externalités des chocs-pays, est donc réaliste dans le contexte africain.

Dans les sections suivantes, nous procédons aux estimations économétriques afin de caractériser la nature de l'impact du commerce sur la synchronisation dans le contexte africain. Nous comptons contribuer à la littérature en déterminant si le commerce intra-africain renforce la synchronisation des cycles ou au contraire s'il augmente la proportion des chocs dissymétriques.

### 3. LA METHODE EMPIRIQUE

#### 3.1. Les données

Nous décrivons dans cette sous-section le calcul de la synchronisation des cycles et de l'intensité commerciale.

##### 3.1.1. Le calcul de la synchronisation des cycles

La variable dépendante est le degré de synchronisation des cycles entre deux pays /et /. Depuis les travaux de Frankel et Rose (1997, 1998) la littérature sur les déterminants de la synchronisation entre deux pays est mesurée par le coefficient de corrélation des mesures des cycles d'activité économique sur une période donnée.

Nous mesurons l'activité économique par le PIB (Produit Intérieur Brut) réel à cause de sa disponibilité pour les pays africains et parce qu'il est la mesure la plus compréhensible de l'activité<sup>18</sup>. Dans la pratique, nous utilisons le logarithme du PIB exprimé en dollars constants des États-Unis de l'année 2000. La variable est tirée de la base de données *World Development Indicators 2007* de la Banque mondiale (les sources des données utilisées dans ce chapitre sont décrites dans l'Annexe 2.2).

La composante cyclique du PIB réel est obtenue avec le filtre linéaire de Baxter et King (1999) noté dans la suite filtre BK. 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). Le

---

<sup>18</sup> Frankel et Rose (1997, 1998), Darvas *et al.* (2005), et Inklaar *et al.* (2008) utilisent en plus d'autres indicateurs tels que la production industrielle ou le taux de chômage qui ne sont pas couramment disponibles dans le cas africain.

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, comme Frankel et Rose (1997, 1998), Rose et Engel (2002), et Darvas *et al.* (2005), ont exploité le filtre de Hodrick et Prescott (1997) noté dans la suite filtre HP. Le filtre HP est souvent critiqué par la littérature sur la synchronisation des cycles pour deux raisons (Baxter et King, 1999; Baxter et Kouparitsas, 2005; Caldéron *et al.*, 2007 et Inklaar *et al.*, 2008). D'une part le filtre HP élimine des composantes cycliques, les fluctuations de longue durée (supérieure à 8 ans notamment) pour les inclure dans la tendance. D'autre part, il existe une incertitude quant au choix du paramètre de lissage du filtre pour les données annuelles. A l'origine Hodrick et Prescott (1997) ont proposé la valeur 100 alors que Ravn et Uhlig (2002) recommandent la valeur 6.25. Le filtre BK résout en partie ces problèmes puisqu'il inclut dans la composante cyclique, les cycles courts comme les cycles longs selon la durée spécifiée par le chercheur. En outre, un certain nombre d'études aboutissent à des conclusions similaires avec les deux filtres (*e.g.*, Frankel et Rose, 1997 et 1998, Caldéron *et al.*, 2007). Ainsi, le choix du filtre n'est pas capital pour la qualité des résultats dans cette littérature. Pour toutes ces raisons, nous préférons utiliser le filtre BK qui a été conçu à l'origine pour les analyses de synchronisation et surtout à cause de l'objectif de comparaison des résultats avec la littérature récente qui se focalise sur ce dernier filtre (*e.g.*, Baxter et Kouparitsas, 2005; Caldéron *et al.*, 2007; Inklaar *et al.*, 2008).

Nous calculons la synchronisation des cycles comme un simple coefficient de corrélation des composantes cycliques du logarithme du PIB réel pour chaque paire de pays  $i$  et  $j$  pendant une décennie. L'indicateur de synchronisation des cycles entre deux pays  $i$  et  $j$  sur une décennie  $t$ , est noté  $\rho_{ijt}$ .

### 3.1.2. Le calcul de l'intensité commerciale

La seconde variable d'intérêt est l'intensité commerciale qui est une mesure du degré d'intégration des échanges commerciaux. L'intensité commerciale est mesurée par des ratios du commerce bilatéral entre deux pays sur la somme de

leurs commerces totaux ou de leurs PIB:  $IC1_{ijt} = \frac{M_{ijt} + X_{ijt}}{X_{it} + M_{it} + X_{jt} + M_{jt}}$  et

$IC2_{ijt} = \frac{M_{ijt} + X_{ijt}}{PIB_{it} + PIB_{jt}}$ .  $X_{ijt}$  désigne les exportations FAB (franco à bord) du pays  $i$

vers le pays  $j$  à l'année  $t$  et  $M_{ijt}$  les importations CAF (coût-assurance-fret) du pays  $i$  en provenance du pays  $j$  à l'année  $t$ .  $X_{it}$  et  $M_{jt}$  indiquent respectivement les exportations totales du pays  $i$  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  $t$ . Ces indicateurs d'intensité commerciale sont ceux retenus par la littérature. Les données sur le commerce bilatéral proviennent de la base *Direction of Trade 2006* du FMI (Fonds Monétaire International).

Il est à noter que cette dernière n'enregistre que le commerce formel c'est-à-dire officiellement déclaré et n'inclut pas le commerce informel qui est certainement important entre les pays africains. La non-prise en compte du commerce informel entraîne la sous-estimation de l'impact de l'intensité commerciale sur la synchronisation des cycles. Les données sur les exportations totales FAB, les importations totales CAF, les PIB nominaux sont collectées dans la base de données *World Development Indicators 2007* de la Banque mondiale.

Les variables d'intensité commerciale  $IC1_{ijt}$  et  $IC2_{ijt}$  sont alors calculées comme des moyennes décennales des indicateurs annuels.

### 3.1.3. La base de données

Nous avons collecté, selon la disponibilité, les données pour les 53 pays sur la période allant de 1965 à 2004. La base formée contient au plus 1378 paires de pays sur quatre décennies (1965-1974, 1975-1984, 1985-1994 et 1995-2004).

Le choix des décennies pour le calcul de la synchronisation des cycles et de l'intensité commerciale est motivé par l'objectif de discussion de la validité des résultats par rapport à la littérature sur les pays industrialisés qui utilisent également la décennie comme période d'analyse.

Au total, la base de données contient un maximum de 5512 observations paire-décennie. A cause des données manquantes, le panel n'est pas cylindré.

Nous sommes en mesure de calculer la synchronisation des cycles pour 513 paires de pays pour la première décennie (1965-1974), 651 pour la deuxième (1975-1984), 913 pour la troisième (1995-2004) et 979 pour la dernière (1995-2004). Nous avons donc un total de 3074 observations pour la synchronisation des cycles.

De même, nous sommes en mesure de calculer  $IC1$  c'est-à-dire le ratio du commerce entre deux pays  $i$  et  $j$  sur la somme des commerces totaux des pays  $i$  et  $j$  (respectivement  $IC2$  c'est-à-dire le ratio du commerce entre deux pays  $i$  et  $j$  sur la somme des PIB des pays  $i$  et  $j$ ) pour 21 paires (respectivement 623) pour la première décennie, 727 (respectivement 747) pour la deuxième, 969 (respectivement 1014) pour la troisième et 770 (respectivement 1018) pour la dernière. Nous avons donc un total de 2487 observations paire-décennie avec l'indicateur  $IC1$  et 3074 avec l'indicateur  $IC2$ .

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 les données pour 21 pays de l'OCDE (Organisation de Coopération et de Développement Economiques) sur la période 1970-2003 (reparties en 3

périodes de 11 années: 1970-1981, 1981-1992 et 1992-2003)<sup>19</sup>.

### 3.2. La méthode économétrique

Afin d'analyser l'impact de l'intensité commerciale sur la synchronisation des cycles, nous estimons l'équation suivante:

$$\rho_{ijt} = \alpha + \beta \cdot IC_{ijt} + \delta_t + \eta_{ijt} \quad (2.4)$$

Où  $\rho_{ijt}$  désigne la corrélation des cycles économiques entre les pays  $i$  et  $j$  durant la décennie  $t$  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 qui sont indépendantes de l'intensité commerciale.  $\eta_{ijt}$  est le terme d'erreur classique.  $\alpha$  et  $\beta$  sont les paramètres à estimer. Le signe du coefficient  $\beta$  indique l'existence ou non d'un phénomène « *d'endogenité des ZMO* »: un coefficient  $\beta$  positif signifie que l'effet de convergence à la Frankel et Rose (1997, 1998) domine alors qu'un  $\beta$  négatif implique que l'effet de divergence à la Krugman (1993) prime. La taille du coefficient  $\beta$  mesure l'ampleur du « *phénomène d'endogenité* ».

L'estimation de l'équation (2.4) 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 conjoncture favorable et inversement pendant les récessions. De plus, un biais de simultanéité est probable à cause de l'existence d'unions monétaires entre certains pays

<sup>19</sup> 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'OCDE dans la base sont l'Allemagne, l'Australie, l'Autriche, la Belgique, le Canada, le Danemark, l'Espagne, les États-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.

africains. L'union monétaire augmente simultanément les échanges commerciaux à cause de la monnaie commune et la synchronisation des cycles à cause de la coordination des politiques macroéconomiques.

Pour toutes ces raisons, nous préférons utiliser la méthode des Variables Instrumentales (VI) qui prend en compte les limites susmentionnées des MCO. Depuis les travaux de Frankel et Rose (1997, 1998), 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. Suivant la littérature nous utilisons également ces variables comme instruments dans le contexte africain: le logarithme de la distance, la communauté de frontière et la communauté de langue (parlée par au moins 9% de la population)<sup>20</sup>. La littérature ultérieure à Frankel et Rose (1997, 1998) a critiqué ce choix restreint des instruments qui posent problème sur de petits échantillons s'ils ne présentent pas une variabilité suffisante (*e.g.*, Babetskii 2005, Fidrmuc, 2005, Caldéron *et al.*, 2007, Inklaar *et al.*, 2007). L'importance de la taille de notre échantillon nous prémunit contre un tel risque. De plus, nous examinons cette question dans la section de la robustesse (*cf.* section 4.5)

Nous avons également ajouté des variables muettes pour les décennies 1975-1984, 1985-1994 et 1995-2004. La synchronisation des cycles africains peut évoluer selon les décennies sans être liée à une modification de l'intensité commerciale. Cette évolution peut affecter nos résultats et rend nécessaire le contrôle de l'évolution temporelle covariante à toutes les paires de pays africains de l'échantillon. L'équation (2.4) 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. Par exemple, l'observation d'une paire durant la première décennie peut affecter l'observation de la même paire durant

<sup>20</sup> La littérature ultérieure à Frankel et Rose (1997, 1998) a critiqué ce choix restreint des instruments qui posent problème sur de petits échantillons s'ils ne présentent pas une variabilité suffisante (*e.g.*, Babetskii 2005, Fidrmuc, 2005, Caldéron *et al.*, 2007, Inklaar *et al.*, 2007). L'importance de la taille de notre échantillon nous prémunit contre un tel risque.

la deuxième décennie et/ou la troisième décennie. Enfin, à cause des observations manquantes, nous ne pouvons pas corriger la matrice de variance-covariance pour tenir compte de l'hétéroscédasticité.

#### 4. LES RESULTATS

Cette section présente les résultats des estimations empiriques de l'impact de l'intensité commerciale entre les pays africains sur la corrélation de leurs cycles.

##### 4.1. Les statistiques descriptives

Le Tableau 2.1 présente les statistiques descriptives (moyennes et écart-types) des indicateurs de synchronisation des cycles et d'intensité commerciale. Ces statistiques suggèrent deux commentaires majeurs.

D'une part, comparativement aux pays de l'OCDE, la synchronisation des cycles et l'intensité commerciale sont en moyenne plus faibles. Dans la colonne [1], la moyenne de la corrélation des cycles est de 0.0436 pour les pays africains durant la période de 1965 à 2004. La différence avec les pays industrialisés est marquante. De 1970 à 2003, La moyenne de la synchronisation est 9 fois plus élevée pour les membres de l'OCDE soit 0.4012 et 13 fois plus élevée pour les pays de l'UEME (Union Economique et Monétaire Européenne) soit 0.5554. Dans les colonnes [2] et [3], la moyenne des indicateurs d'intensité commerciale pour l'échantillon des pays africains sont respectivement de 0.0006 avec  $IC1$  (ratio du commerce bilatéral sur la somme des commerces totaux des pays de la paire) et 0.0003 avec  $IC2$  (ratio du commerce bilatéral sur la somme des PIB des pays de la paire). L'intensité commerciale est plus importante dans les pays industrialisés. Pour l'échantillon OCDE, elle est en moyenne de 0.0166 avec  $IC1$  (0.0204 pour l'UEME) et de 5.6297 avec  $IC2$  (8.3131 pour l'UEME).

D'autre part, dans l'échantillon africain, les moyennes de synchronisation et

d'intensité commerciale sont plus élevées dans les unions monétaires<sup>21</sup>. La moyenne des coefficients de corrélation des cycles est de 0.0728 dans les unions monétaires contre 0.0436 pour l'échantillon africain. De même, les moyennes des indicateurs  $IC1$  et  $IC2$  sont respectivement de 0.0027 et 0.0018 dans les unions monétaires contre 0.0006 et 0.0003 dans l'échantillon africain.

Nous avons en plus procédé à des *t-tests* de différence de moyennes pour les paires de pays en unions monétaires dans l'échantillon africain (*cf.* Tableau 2.1). Ces tests supposent que les variances des différents groupes sont inégales. Les résultats suggèrent que les unions monétaires africaines sont statistiquement différentes seulement en termes d'intensité commerciale. Les estimations des densités de la synchronisation et d'intégration des échanges commerciaux selon la participation à une union monétaire dans les Figures 2.1 et 2.2, corroborent les différences des unions monétaires africaines. Les paires en union monétaire sont plus concentrées dans les niveaux les plus élevés de synchronisation et d'intensité commerciale. Une analyse selon les unions monétaires indique que la synchronisation des cycles est plus forte dans la CEMAC (en moyenne 0.0814) que dans l'UEMOA (en moyenne 0.0624). Les conclusions sont inversées avec l'intensité commerciale: les moyennes de  $IC1$  et  $IC2$  sont respectivement de 0.0033 et de 0.0021 dans l'UEMOA contre 0.0016 et 0.0010 dans la CEMAC.

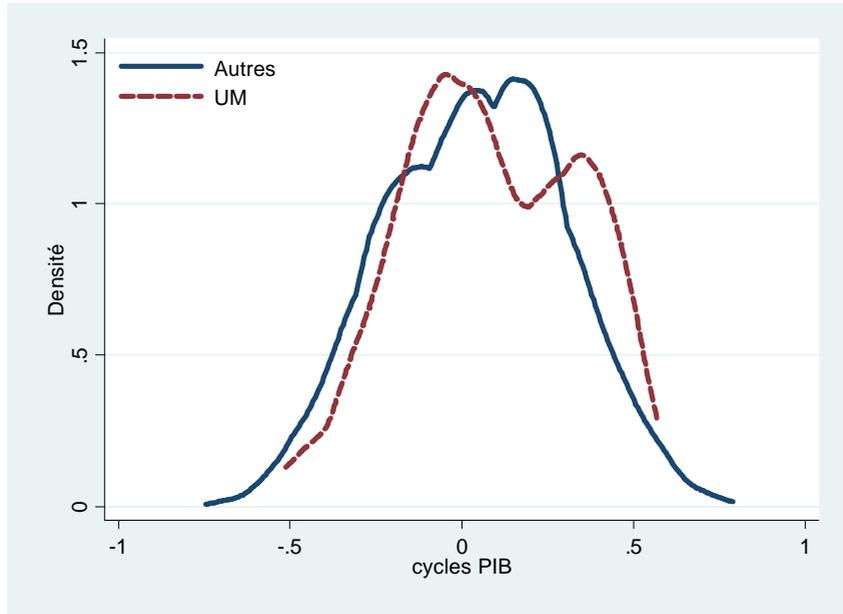
Les statistiques descriptives révèlent que l'intensité commerciale est significativement plus élevée dans les unions monétaires africaines alors que la différence en termes de synchronisation n'est pas clairement établie.

---

<sup>21</sup> Dans ce chapitre, les unions monétaires africaines sont l'UEMOA (Union Economique Monétaire Ouest Africaine) et la CEMAC (Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale).

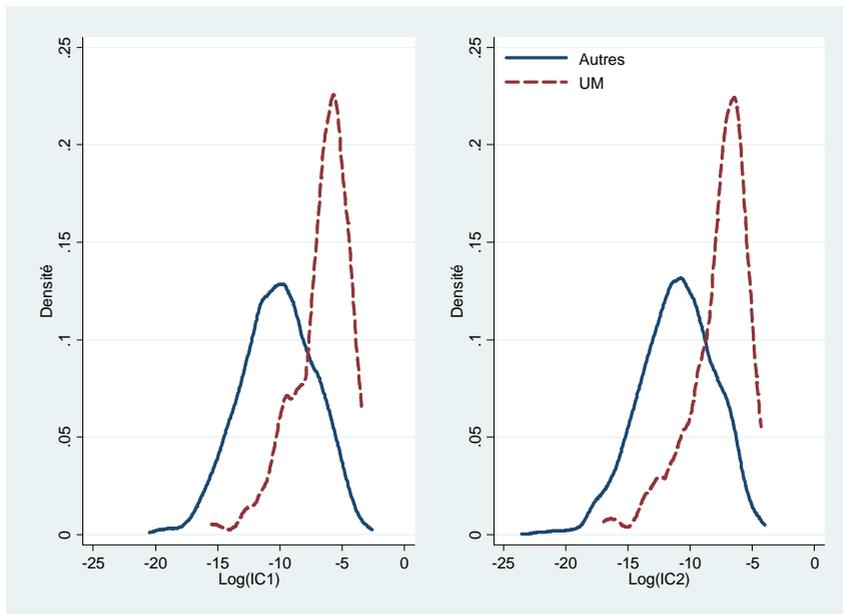
Tableau 2.1: Statistiques descriptives (moyennes et écart-types): Synchronisation des cycles et Intensité commerciale, 1965-2004.			
	[1]	[2]	[3]
	$\rho$	<i>IC1</i>	<i>IC2</i>
Afrique	0.0436 (0.2830) <i>N = 3074</i>	0.0006 (0.0021) <i>N = 2487</i>	0.0003 (0.0012) <i>N = 3402</i>
Unions monétaires (UEMOA et CEMAC)	0.0728 (0.2999)	0.0027*** (0.0037)	0.0018*** (0.0028)
UEMOA	0.0624 (0.3102)	0.0033*** (0.0039)	0.0021*** (0.0026)
CEMAC	0.0814 (0.2791)	0.0016** (0.0028)	0.0010*** (0.0013)
OCDE (a)	0.4012 (0.3490) <i>N = 472</i>	0.0166 (0.0261) <i>N = 630</i>	5.6297 (8.4642) <i>N = 630</i>
UEME (a)	0.5554 (0.2847)	0.0204 (0.0264)	8.3131 (11.7786)
Notes: $\rho$ = Synchronisation des cycles du PIB obtenus avec le filtre Baxter-King (1999) avec une durée comprise entre 2 et 8 années. <i>IC1</i> : Intensité commerciale calculée comme le ratio du commerce bilatéral sur la somme des commerces totaux des pays de la paire. <i>IC2</i> : Intensité commerciale calculée comme le ratio du commerce bilatéral sur la somme des PIB des pays de la paire. N = Nombre d'observations. Les coefficients estimés sont en gras. Ecart-types robustes entre parenthèses. *** et ** si le t-test des différences de moyennes avec le reste de l'échantillon africain (sous l'hypothèse de variances inégales) est respectivement significatif à 1% et 10%. OCDE: Organisation de Coopération et de Développement Economiques, UEME: Union Economique et Monétaire Européenne. (a) Période de 1970 à 2003.			

**Figure 2.1: Estimation de la densité de la synchronisation des cycles de PIB (filtre Baxter-King), 1965-2004.**



Notes: UM = Union monétaire. Estimation des fonctions de densité avec les estimateurs Kernel.

**Figure 2.2: Estimation de la densité du logarithme des indicateurs d'intensité commerciale, 1965-2004.**



Notes: UM = Union monétaire. Estimation des fonctions de densité avec les estimateurs Kernel.

#### 4.2. Les résultats de base

Le Tableau 2.2 présente les estimations de base de l'équation (2.4). Les résultats de la première étape de la méthode des Variables Instrumentales (VI) sont présentés dans le panel B. Tous les instruments sont très significatifs dans l'explication des indicateurs d'intensité commerciale. Le logarithme de la distance a un impact négatif et significatif sur les indicateurs d'intensité commerciale alors que la communauté de frontières et la communauté de langues renforcent l'intégration des échanges commerciaux (il est important de noter qu'à cause d'une faible variabilité, la communauté des langues n'est pas significative pour les pays de l'OCDE). Pour la justification de l'instrumentation, nous présentons le R<sup>2</sup> partiel, le F-statistique des instruments et la probabilité du test de sur-identification de Hansen-Sargan de la première étape. Ces statistiques indiquent que la qualité de l'instrumentation est satisfaisante. Le R<sup>2</sup> partiel des instruments est compris entre 0.2154 et 0.2489 pour les pays africains et entre 0.3414 et 0.6175 pour les pays de l'OCDE. En outre, les F-statistiques de la première étape sont significatifs à 1%.

Les estimations en MCO et en VI suggèrent que l'intensité commerciale a un impact positif et significatif (au moins à 5%) sur la synchronisation des cycles. Les coefficients associés aux indicateurs d'intensité commerciale sont plus importants avec la méthode des VI.

Nous avons également obtenu dans l'échantillon africain, contrairement à Frankel et Rose (1997, 1998) et Inklaar *et al.* (2008), que les coefficients associés aux indicateurs d'intensité commerciale sont plus importants et plus significatifs lorsque l'indicateur *IC2* est utilisé. Comme les estimations avec les MCO ne sont pas robustes (à cause du biais d'endogénéité susmentionné), nous commentons uniquement les résultats obtenus avec les VI. Le coefficient estimé avec cette méthode est égal à 12.6787 avec *IC1* (intensité commerciale calculée comme le ratio du commerce bilatéral sur la somme des commerces totaux des pays de la paire) et 28.249 avec *IC2*.

Le recours aux coefficients normalisés (standardized coefficients en anglais)

comme il est de coutume dans la littérature sur les déterminants de la synchronisation des cycles économiques (*e.g.*, Frankel et Rose, 1997 et 1998, Caldéron *et al.*, 2007 et Inklaar *et al.*, 2008) permet une interprétation du coefficient normalisé qui permet de comparer les tailles des coefficients estimés pour des variables de nature différentes et également de comparer deux échantillons différents comme c'est le cas dans le présent chapitre. Le coefficient normalisé est obtenu en retranchant pour chaque observation et pour chaque variable, sa moyenne dans l'échantillon puis en divisant par l'écart-type calculé dans l'échantillon ( $X_{normalisé} = \frac{X - X_{moyen}}{\sigma_x}$ ). Le coefficient normalisé est interprété comme une augmentation de la synchronisation qui résulte d'un accroissement de l'indicateur d'intensité commerciale d'un écart-type (abrégé ET).

Le coefficient normalisé estimé avec les VI est égal à 0.0924 avec *IC1* et à 0.1119 avec *IC2*. Un accroissement d'un ET de *IC1* augmenterait la corrélation des cycles de 0.0924. Dans le Tableau 2.1, un ET de *IC1* dans l'échantillon africain est égal à 0.0021 et correspond à la différence d'intensité commerciale qui sépare la paire Niger-Ghana (qui n'est pas une union monétaire) de la paire Niger-Côte d'Ivoire (qui est une union monétaire) durant la décennie 1995-2004<sup>22</sup>.

De la même manière, un accroissement de *IC2* d'un ET augmenterait la synchronisation des cycles de 0.1119. Dans le Tableau 2.1, un ET de *IC2* dans l'échantillon africain est égal à 0.0012 et correspond à la différence d'intensité commerciale qui sépare la paire Sénégal-Nigeria (qui n'est pas une union monétaire) de la paire Sénégal-Côte d'Ivoire (qui est une union monétaire) durant la décennie 1995-2004<sup>23</sup>.

Ainsi, en Afrique, la synchronisation des cycles économiques (c'est-à-dire le

---

<sup>22</sup> IC1 pour la paire Niger-Ghana est égal à 0.0020 contre 0.0041 pour la paire Niger-Côte d'Ivoire.

<sup>23</sup> IC1 pour la paire Sénégal-Nigeria est égal à 0.0032 contre 0.0043 pour la paire Sénégal-Côte d'Ivoire.

degré de symétrie des chocs qui est le principal critère de la théorie des ZMO), est positivement et significativement affecté par l'intégration des échanges commerciaux.

Tableau 2.2: Résultats de base (intensité commerciale et synchronisation des cycles): Afrique (1965-2004)

Panel A: résultats VI								
Variable dépendante: $\rho$	Echantillon Afrique (1965-2004)				OCDE (1970-2003)			
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
	MCO	VI	MCO	VI	MCO	VI	MCO	VI
<i>IC1</i>	7.6865** (3.7445) [0.0560]	12.6787** (6.1916) [0.0924]			2.5253*** (0.7412) [0.2057]	6.1165*** (1.5212) [0.4982]		
<i>IC2</i>			15.2661*** (4.2109) [0.0605]	28.2499*** (9.6366) [0.1119]			0.0104*** (0.0019) [0.2549]	0.0157*** (0.0025) [0.3843]
Panel B: Première étape VI								
Variable dépendante: $IC$	Echantillon Afrique (1965-2004)				OCDE (1970-2003)			
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
	MCO	VI	MCO	VI	MCO	VI	MCO	VI
Distance (logarithme)		-0.00055*** (0.00011)		-0.00033*** (0.000079)		-0.0040*** (0.0012)		-2.7799*** (0.3633)
Frontière commune		0.00259*** (0.00055)		0.0011095*** (0.0002444)		0.0363*** (0.0081)		12.4825*** (2.5216)
Langue commune		0.00042*** (0.00012)		0.0002208*** (0.0000589)		0.0165 (0.0105)		4.2725 (2.6100)
F-statistique		18.94***		20.52***		12.50***		39.74***
R2 Partiel		0.2489		0.2154		0.3414		0.6175
Nombre de paires	928	928	979	979	210	210	210	210
Observations	2238	2238	3049	3049	472	472	472	472
Notes: MCO = Moindres Carrés Ordinaires, VI = Variables Instrumentales, $\rho$ = Synchronisation des cycles du PIB obtenus avec le filtre Baxter-King (1999) avec une								

durée comprise entre 2 et 8 années. /C1/ Intensité commerciale calculée comme le ratio du commerce bilatéral sur la somme des commerces totaux des pays de la paire.  
/C2/ Intensité commerciale calculée comme le ratio du commerce bilatéral sur la somme des PIB des pays de la paire. Le F-statistique désigne la statistique du F-test des instruments exclus. Toutes les régressions incluent une constante et des variables muettes décennies (1975-1994, 1985-1994 et 1995-2004) et sont également corrigées du biais d'hétéroscédasticité. Les coefficients estimés sont en gras. Ecart-types robustes entre parenthèses. Coefficients normalisés entre crochets. Variables muettes décennies et constante incluses. \*, \*\*, \*\*\* respectivement significatifs à 10%, 5% et 1%.

$TT_{ijt}$  est défini par  $TT_{ijt} = \frac{X_{it} + M_{it} + X_{jt} + M_{jt}}{PIB_{it} + PIB_{jt}}$ .  $X_{it}$ ,  $M_{it}$  et  $PIB_{it}$  sont définis

comme dans la section 3.1. Nous calculons pour chaque paire de pays, la moyenne décennale de  $TT_{ijt}$ .

$S_{ijt}$  est défini par  $S_{ijt} = \frac{1}{T} \sum_t \sum_n |s_{nit} - s_{njt}|$ , où  $s_{ni}$  représente la part dans le PIB du secteur  $n$  dans le pays  $i$ . A partir de la base de données de la Banque Mondiale *World Development Indicators 2007*, nous utilisons les parts de l'agriculture, de l'industrie et des services dans la valeur ajoutée comme une mesure des parts des différents secteurs de l'économie.  $S_{ijt}$  est la moyenne décennale des différences de structures économiques entre les pays  $i$  et  $j$ .  $S_{ijt}$  atteint sa valeur maximale lorsque les deux pays de la paire n'ont pas de secteurs en commun.

$ITT_{ijt}$  est défini par  $ITT_{ijt} = 1 - \frac{\sum_{k=1}^N |X_{ijk} - M_{ijk}|}{\sum_{k=1}^N (X_{ijk} + M_{ijk})}$ .  $ITT_{ijt}$  mesure la part du

commerce intra-secteur (c'est-à-dire qui s'effectue dans la même branche d'activités) dans le volume du commerce total entre les pays  $i$  et  $j$ .  $X_{ijk}$  désigne les exportations du secteur (ou de l'industrie)  $k$  du pays  $i$  vers le pays  $j$ ,  $M_{ijk}$  les importations du secteur (ou de l'industrie)  $k$  du pays  $i$  en provenance du pays  $j$ .

Pour calculer  $ITT_{ijt}$  nous collectons dans la base de données des Nations Unies (*World Trade Data by Commodity - COMTRADE*), les données du commerce bilatéral par secteurs (ou par industries) selon le niveau 3-digit de la nomenclature ISIC (International Standard Classification) dans sa troisième version révisée. Une valeur 0 de l'indice  $ITT_{ijt}$  indique que le commerce entre les pays  $i$  et  $j$  est exclusivement intersectoriel (ou interindustriel) c'est-à-dire une spécialisation complète alors qu'une valeur 1 désigne un commerce bilatéral uniquement intra-secteuriel (ou intra-industriel). Le coefficient de corrélation des déficits budgétaires est utilisé comme une approximation de la coordination budgétaire. Un coefficient de corrélation de -1 signifie une absence de

coordination des politiques budgétaires alors qu'une valeur 1 du coefficient de corrélation annonce une coordination parfaite des positions budgétaires.

Les résultats de l'estimation de l'équation (2.5) sont reportés dans le Tableau 2.3. A cause de la nécessité d'un plus grand nombre d'instruments, seule la variable de commerce est instrumentée. Comme mentionné plus haut, nous commentons uniquement les résultats avec les variables instrumentales (VI). L'impact de l'intensité commerciale sur la synchronisation des cycles demeure positif et significatif au moins à 10% après le contrôle pour les autres explications possibles de la synchronisation des cycles.

Les coefficients estimés pour l'appartenance à une union monétaire, l'importance du commerce total de la paire de pays, les différences de spécialisation des structures productives ou dans le commerce et la coordination des politiques budgétaires ne sont pas significatifs (l'indicateur d'importance du commerce total de la paire fait exception puisqu'il est significatif à au moins 10% lorsqu'il est combiné avec l'indicateur de spécialisation des structures productives). Les coefficients normalisés des indicateurs d'intensité commerciale suggèrent qu'un accroissement d'un ET de  $IC1$  (respectivement  $IC2$ ) est associé à une augmentation de la corrélation des cycles entre 0.0927 et 0.1401 (respectivement entre 0.0924 et 0.1350).

Le « *phénomène d'endogenité* » du critère de symétrie des chocs est robuste au contrôle des autres déterminants de la synchronisation des cycles.

En outre, l'absence de significativité des variables unions monétaires et coordination budgétaire est informative pour le sujet traité dans cette c'est-à-dire la perspective d'intégration monétaire africaine. Il semble que l'essentiel de l'effet des unions monétaires sur la synchronisation des cycles passe par l'intensification des échanges et non par les effets de la politique monétaire commune ou des budgets coordonnés. L'adoption de l'union monétaire ne suffit pas à elle seule pour assurer l'endogenité de la symétrie des chocs. L'endogenité se réalise à condition que l'union monétaire s'accompagne d'une intégration commerciale.

Tableau 2.3: Modèle augmenté (intensité commerciale et synchronisation des cycles): Afrique (1965-2004)								
Variable dépendante: $\rho$								
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
	MCO	MCO	VI	VI	MCO	MCO	VI	VI
<i>IC1</i>	5.4617 (4.3533) [0.0455]	9.2313*** (2.6000) [0.0923]	11.1355* (6.7460) [0.0927]	14.0100** (6.9241) [0.1401]				
<i>IC2</i>					14.3869** (5.7276) [0.0673]	16.0916*** (4.7906) [0.0971]	19.7451* (11.9127) [0.0924]	22.3757* (11.9849) [0.1350]
Union monétaire	0.0389 (0.0360)	0.0209 (0.0336)	0.0233 (0.0396)	0.0081 (0.0374)	0.0295 (0.0352)	0.0184 (0.0339)	0.0205 (0.0404)	0.0080 (0.0381)
Commerce total	-0.0741** (0.0366)	-0.0267 (0.0486)	-0.0706* (0.0372)	-0.0231 (0.0484)	-0.0767** (0.0366)	-0.0348 (0.0486)	-0.0768** (0.0366)	-0.0352 (0.0484)
Spécialisation (production)	-0.0272 (0.0365)		-0.0267 (0.0373)		-0.0212 (0.0362)		-0.0196 (0.0364)	
Spécialisation (commerce)		-0.0365 (0.0522)		-0.0258 (0.0541)		-0.0361 (0.0522)		-0.0279 (0.0543)
Corrélation des soldes budgétaires	-0.0109 (0.0244)	-0.0059 (0.0295)	-0.0113 (0.0244)	-0.0065 (0.0295)	-0.0101 (0.0243)	-0.0043 (0.0295)	-0.0103 (0.0243)	-0.0046 (0.0294)
Observations	1435	797	1435	797	1440	798	1440	798

Notes: MCO = Moindres Carrés Ordinaires, VI = Variables Instrumentales,  $\rho$  = Synchronisation des cycles du PIB 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 des commerces totaux 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. Toutes les régressions incluent une constante et des variables muettes décennies (1975-1994, 1985-1994 et 1995-2004) et sont également corrigées du biais d'hétéroscédasticité. Les coefficients estimés sont en gras. Ecart-types robustes entre parenthèses. Coefficients normalisés entre crochets. Variables muettes décennies et constante incluses. \*, \*\*, \*\*\* respectivement significatifs à 10%, 5% et 1%.

#### **4.4. Le canal des externalités des chocs agrégés: chocs d'offre ou chocs de demande?**

La plupart des études sur les déterminants de la synchronisation des cycles se focalise sur la méthode de filtrage des cycles et non sur la distinction entre les chocs et les réponses aux chocs tout comme la distinction entre les chocs d'offre et les chocs de demande. Ces distinctions sont importantes pour la politique économique parce que les actions à entreprendre sont différentes selon la nature et l'origine de la perturbation.

Blanchard et Quah (1989) ont proposé la procédure du Vecteur Auto Régressif (VAR) structurel pour distinguer les chocs des réponses aux chocs et également distinguer les chocs de demande des chocs d'offre. Le VAR structurel présente l'avantage d'identifier les chocs ayant une interprétation économique et non seulement statistique. Le VAR structurel permet également de tester l'impact de l'intégration des échanges commerciaux sur la synchronisation des cycles par le canal des externalités des chocs agrégés. Blanchard et Quah (1989) ont défini les chocs comme des combinaisons linéaires des résidus issus de la représentation d'un VAR bi-varié du taux de croissance du PIB réel et du taux d'inflation. Par construction, les chocs de demande ont seulement un effet transitoire sur le niveau du produit, tandis que les chocs d'offre peuvent avoir un effet permanent sur le niveau du produit<sup>24</sup>.

Pour chaque pays de l'échantillon pour lesquels les données sont disponibles, nous avons construit un VAR bi-varié avec le logarithme du PIB réel et le logarithme de l'IPC (Indice des Prix à la Consommation). Nous fixons uniformément un retard pour la représentation du VAR<sup>25</sup>. Cette dernière s'écrit

---

<sup>24</sup> Il est à noter que ces hypothèses ont été critiquées par la littérature puisqu'il est possible que des chocs aient des effets permanents sur le produit (voir par exemple Houssa, 2008).

<sup>25</sup> Nous avons choisi 2 retards mais la taille de l'échantillon baisse fortement dans ce cas à cause des données manquantes. Le choix d'un retard fournit au contraire des données plus fiables et plus importantes.

comme suit:

$$\begin{aligned} \Delta y_{it} &= \varphi_{01} + \varphi_{11} \Delta y_{it-1} + \varphi_{12} \Delta p_{it-1} + e_t^y \\ \Delta p_{it} &= \varphi_{02} + \varphi_{21} \Delta y_{it-1} + \varphi_{22} \Delta p_{it-1} + e_t^p \end{aligned} \quad (2.6)$$

$\Delta y_{it}$  et  $\Delta p_{it}$  représentent respectivement les taux de croissance du PIB réel (première différence du logarithme du PIB réel) et du taux d'inflation (première différence du logarithme de l'IPC) du pays  $i$  à l'année  $t$ .  $e_t^y$  et  $e_t^p$  sont des chocs indépendamment et identiquement distribués (*i.i.d*) c'est-à-dire des bruits blancs et ne sont pas sériellement corrélés<sup>26</sup>. Ces chocs représentent les composantes non expliquées du taux de croissance du produit et du taux d'inflation. Les chocs structurels c'est-à-dire ceux qui ont un sens économique peuvent être interprétés comme des chocs de demande ou des chocs d'offre. Ces types de chocs notés  $\varepsilon_t^D$  (choc structurel de demande) et  $\varepsilon_t^S$  (choc structurel d'offre) sont calculés à travers le système suivant:

$$\begin{aligned} e_t^y &= C_{11} \varepsilon_t^D + C_{12} \varepsilon_t^S \\ e_t^p &= C_{21} \varepsilon_t^D + C_{22} \varepsilon_t^S \end{aligned} \quad (2.7)$$

Le système (2.7) stipule que les composantes non expliquées de la croissance du produit et de l'inflation sont des combinaisons linéaires des chocs structurels de demande et d'offre. La notation matricielle du système est définie par  $e_t = C \varepsilon_t$  où

$$C = \begin{bmatrix} C_{11} & C_{12} \\ C_{21} & C_{22} \end{bmatrix}, e_t = \begin{bmatrix} e_t^y \\ e_t^p \end{bmatrix} \text{ et } \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^S \\ \varepsilon_t^D \end{bmatrix}.$$

$\varepsilon_t$  est obtenu en inversant la matrice  $C$  et en multipliant cette dernière par  $e_t$ :  $\varepsilon_t = C^{-1} e_t$ . La récupération des paramètres de la matrice  $C$  requiert quatre restrictions. Trois restrictions sont tirées du système (2.7) à partir des conditions de normalisation [ $Var(\varepsilon_t^y) = 1$ ,  $Var(\varepsilon_t^p) = 1$  et  $Cov(\varepsilon_t^y, \varepsilon_t^p) = 0$ ]: (i)

---

<sup>26</sup> La spécification de l'IPC et du logarithme du PIB en première différence assure que les variables sont stationnaires. Cette présentation n'est valable que si les données ne sont pas intégrées d'ordre 2. Après vérification, il n'existe pas dans la base de données de pays pour lesquels l'IPC ou le PIB soit I(2).

$$C_{11}^2 + C_{12}^2 = \text{Var}(e_t^y), \quad (ii) \quad C_{21}^2 + C_{22}^2 = \text{Var}(e_t^y) \quad \text{et} \quad (iii) \quad C_{11}C_{12} + C_{12}C_{22} = \text{Cov}(e_t^y, e_t^p).$$

La quatrième restriction suggère que les chocs de demande  $\varepsilon_t^D$  n'ont pas un impact permanent sur le niveau du produit<sup>27</sup>. Après avoir récupéré les chocs de demande et les chocs d'offre, nous calculons pour chaque paire de pays le coefficient de corrélation par type de choc. Nous ré-estimons l'équation (2.4) pour chaque mesure de synchronisation (synchronisation des chocs de demande et synchronisation des chocs d'offre).

Les résultats des estimations sont présentés dans le Tableau 2.4. Ils suggèrent que l'impact de l'intensité commerciale sur la synchronisation des cycles s'opère par la synchronisation des chocs de demande. Un accroissement d'un ET de l'indicateur *IC1* conduit à une augmentation de la synchronisation des chocs de demande de 0.2422. De même, une hausse d'un ET de l'indicateur *IC2* renforcerait la synchronisation des chocs de demande de 0.2442. Ces résultats suggèrent que la possibilité que les pays africains respectent *ex post* la condition de symétrie des chocs pour une union monétaire à mesure que l'intégration se consolide est plus probable par les externalités des chocs de demande que par le canal des chocs d'offre.

Pour être plus convaincants et pertinents, les résultats ont besoin d'être éprouvés par des analyses de robustesse et d'être comparés aux autres analyses de la littérature. Nous développons ces problématiques dans les sections suivantes.

---

<sup>27</sup> Nous avons omis l'expression mathématique de cette quatrième restriction. Pour plus de détails, le lecteur peut se référer à Blanchard et Quah (1989) et Fielding et Shields (2001).

<b>Tableau 2.4: Chocs d'offre et chocs de demande (intensité commerciale et synchronisation des cycles): Afrique (1965-2004)</b>				
Variable dépendante	Corrélation des chocs d'offre		Corrélation des chocs de demande	
	[1]	[2]	[3]	[4]
	MCO	VI	MCO	VI
<i>IC1</i>	<b>4.6372</b> (3.1655) [0.0377] N = 1222	<b>3.9938</b> (6.6211) [0.0324] N = 1222	<b>14.8697**</b> (5.8857) [0.1065] N = 1222	<b>33.8151***</b> (9.5429) [0.2422] N = 1222
<i>IC2</i>	<b>11.5206**</b> (5.6667) [0.0543] N = 1455	<b>10.3550</b> (10.6940) [0.0488] N = 1455	<b>23.5530***</b> (7.0264) [0.0973] N = 1455	<b>59.0807***</b> (15.5869) [0.2442] N = 1455

Notes: MCO = Moindres Carrés Ordinaires, VI = Variables Instrumentales,  $\rho =$  Synchronisation des cycles obtenus avec le modèle VAR bi-varié avec le logarithme du PIB réel et le logarithme de l'IPC (Indice des Prix à la Consommation). Nous fixons uniformément un retard pour la représentation du VAR. *IC1*: Intensité commerciale calculée comme le ratio du commerce bilatéral sur la somme des commerces totaux 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. Toutes les régressions incluent une constante et des variables muettes décennies (1975-1994, 1985-1994 et 1995-2004) et sont également corrigées du biais d'hétéroscédasticité. Les coefficients estimés sont en gras. Ecart-types robustes entre parenthèses. Coefficients normalisés entre crochets. Variables muettes décennies et constante incluses. \*, \*\*, \*\*\* respectivement significatifs à 10%, 5% et 1%.

#### 4.5. Les analyses de robustesse

Dans cette section, nous explorons la robustesse de nos résultats de base (cf section 4.2). Nous appliquons une série de tests de robustesse. Nous changeons successivement la technique d'estimation, les indicateurs d'intensité commerciale et l'indicateur de synchronisation des cycles.

#### 4.5.1. La technique d'estimation

Nous vérifions que l'impact positif de l'intensité commerciale sur la synchronisation des cycles n'est pas affecté par le choix de la technique d'estimation.

(i) *Autres instruments*: Dans le Tableau 2.5, nous obtenons que le « *phénomène d'endogénéité* » est robuste au changement d'instruments. Dans les estimations précédentes, nous avons retenu les instruments originellement proposés par Frankel et Rose (1997, 1998) à savoir le logarithme de la distance, la communauté de frontière et la communauté de langue. La littérature subséquente, a souvent critiqué ce choix restreint des instruments par Frankel et Rose (1997, 1998) qui ne sont pas suffisamment variables (*e.g.*, Babetskii 2005, Fidrmuc, 2005, Caldéron *et al.*, 2007, Inklaar *et al.*, 2007). C'est ainsi que la littérature a du reste, augmenté le nombre de variables instrumentales en ajoutant aux instruments de Frankel et Rose (1997, 1998) l'histoire coloniale de la paire de pays, l'enclavement de la paire, l'insularité de la paire, le logarithme du produit des superficies, le logarithme du produit des populations. Pour assurer que nos résultats demeurent à cette critique, nous augmentons le nombre d'instruments en ajoutant une variable muette égale à 1 si les pays de la paire ont été colonisés par un même pays, une variable muette égale à 1 si au moins un pays de la paire est enclavé, une variable muette égale à 1 si au moins un pays de la paire est une île, le logarithme de la superficie du pays  $i$  et le logarithme de la superficie du pays  $j$ , le logarithme de la population du pays  $i$  et le logarithme de la population du pays  $j$ . Le test de robustesse indique que l'impact de l'intensité commerciale sur la synchronisation des cycles est toujours positif avec le même ordre de grandeur.

(ii) *Estimateur des MMG-système*: Le choix des variables du modèle de gravité comme instruments de l'intensité commerciale est *ad hoc* et discutable. Nous vérifions que l'utilisation d'instruments endogènes n'altère pas nos conclusions de base. La Méthode des Moments Généralisés (MMG) permet d'utiliser les

variables explicatives passées comme instruments. Nous appliquons sa version en système (MMG-système). Etant donné la faible dimension temporelle de l'échantillon d'analyse, nous choisissons une instrumentation d'au moins 1 retard. L'intensité commerciale est instrumentée par (au moins) son retard en niveau dans l'équation en « première différence » et par (au moins) sa première différence dans l'équation en « niveau ». Dans le Tableau 2.5, la méthode des MMG ne modifie pas nos conclusions initiales. L'effet de l'intensité commerciale sur la synchronisation est toujours positif et significatif.

*(iii) Introduction des effets fixes pays:* Nous examinons la possibilité de variables omises en introduisant dans les estimations en Moindres Carrés Ordinaires, des effets fixes pays pour contrôler les phénomènes constants au niveau pays et non au niveau paire<sup>28</sup>. Dans le Tableau 2.5, le contrôle des effets fixes pays n'affecte pas les résultats de base.

*(iv) Régression par quantile:* Nous vérifions enfin qu'il ne subsiste pas un biais de valeurs extrêmes dans nos estimations de base. Des points aberrants dans les variables (explicatives comme expliquées) peuvent être une source d'endogénéité supplémentaire dans les estimations. Nous ré-estimons l'équation (2.4) pour le premier, le second et le troisième quartile avec la méthode des quantiles. Là encore, nos résultats de base subsistent au biais d'hétérogénéité.

---

<sup>28</sup> A cause de la faible variabilité des indicateurs d'intensité commerciale dans l'échantillon africain, l'introduction d'effets fixes paires annule la significativité de nos résultats. Du reste, excepté Imbs (2001), la littérature n'a pas coutume d'inclure de tels effets dans les estimations économétriques.

<b>Tableau 2.5: Méthodes économétriques alternatives (intensité commerciale et synchronisation des cycles): Afrique (1965-2004)</b>		
Variable dépendante: $\rho$		
	<i>IC1</i>	<i>IC2</i>
	[1]	[2]
<b>VI, plus d'instruments (a)</b>	<b>14.8207**</b> (5.9112)	<b>32.0627***</b> (9.2872)
<b>MMG-système (b)</b>	<b>12.4936***</b> (3.7793)	<b>11.3612*</b> (6.2933)
<b>Effets fixes pays</b>	<b>3.9466*</b> (2.2837)	<b>8.2306**</b> (4.1426)
<b>Régression par quantile (1<sup>er</sup> quartile)</b>	<b>10.8992**</b> (4.5618)	<b>15.9060**</b> (6.6627)
<b>Régression par quantile (2<sup>ème</sup> quartile)</b>	<b>7.9126**</b> (3.6647)	<b>15.2709***</b> (4.9321)
<b>Régression par quantile (3<sup>ème</sup> quartile)</b>	<b>8.1631*</b> (4.2118)	<b>15.7992**</b> (6.4133)

Notes:  $\rho$  = Synchronisation des cycles du PIB 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 des commerces totaux 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 instruments sont le logarithme de la distance, une variable muette égale à 1 si les pays de la paire ont une frontière commune, une variable muette égale à 1 si les pays de la paire ont un dialecte commun, une variable muette égale à 1 si les pays de la paire ont été colonisés par un même pays, une variable muette égale à 1 si au moins un pays de la paire est enclavé, une variable muette égale à 1 si au moins un pays de la paire est une île, le logarithme de la superficie du pays *i* et le logarithme de la superficie du pays *j*, le logarithme de la population du pays *i* et le logarithme de la population du pays *j*. (b) MMG-système = l'intensité commerciale est instrumentée par (au moins) son retard en niveau dans l'équation en « première différence » et par (au moins) sa première différence dans l'équation en « niveau ». Les coefficients estimés sont en gras. Ecart-types robustes entre parenthèses. Toutes les régressions incluent une constante et des variables muettes décennies (1975-1994, 1985-1994 et 1995-2004) et sont également corrigées du biais d'hétéroscédasticité. Variables muettes décennies et constante incluses. \*, \*\*, \*\*\* respectivement significatifs à 10%, 5% et 1%.

#### 4.5.2. L'indicateur d'intensité commerciale

Les mesures d'intensité commerciale originellement proposées par Frankel et Rose (1997, 1998) et utilisées dans ce chapitre ont fait l'objet d'une série de critiques parce qu'ils conduisent à de très faibles valeurs, parce qu'ils n'intègrent pas l'asymétrie entre les pays dans les relations commerciales et parce qu'ils ne captent pas toutes les dimensions de l'intégration des échanges (*cf.* Inklaar *et al.*, 2008 pour une revue des critiques). La faiblesse des valeurs de l'intensité

commerciale est prise en compte par le passage en logarithme népérien. L'asymétrie dans les relations commerciales est intégrée en utilisant le minimum du commerce total et le minimum du produit des pays de la paire comme dénominateur dans les indicateurs d'intensité commerciale. Enfin, nous construisons un indice composite avec la méthode de l'analyse en composante principale des différents indicateurs retenus par la littérature<sup>29</sup>. Une fois encore, ces nouvelles spécifications des indicateurs n'altèrent pas nos conclusions de base à savoir que l'intensité commerciale a un impact positif et robuste sur la synchronisation des cycles (cf. Tableau 2.6, colonne [2]).

---

<sup>29</sup> Nous avons combiné en un seul indice, par la méthode de l'analyse en composante principale, quatre mesures d'intensité commerciale que sont les ratios commerce bilatéral sur la somme du commerce total, commerce bilatéral sur la somme des PIB, commerce bilatéral sur le minimum du commerce total, le commerce bilatéral sur le minimum des PIB.

<b>Tableau 2.6: Mesures alternatives de l'intensité commerciale (intensité commerciale et synchronisation des cycles): Afrique (1965-2004)</b>		
Variable dépendante: $\rho$		
	MCO	VI
	[1]	[2]
<b>Logarithme de <math>IC1</math></b>	<b>0.0041*</b> (0.0023)	<b>0.0078*</b> (0.0044)
<b>Logarithme de <math>IC2</math></b>	<b>0.0044**</b> (0.0019)	<b>0.0087**</b> (0.0036)
<b>Commerce bilatéral/Minimum du commerce total</b>	<b>0.7083</b> (0.4536)	<b>2.4962**</b> (1.1722)
<b>Commerce bilatéral/Minimum des PIB</b>	<b>0.6410</b> (0.5588)	<b>4.5039***</b> (1.5830)
<b>Intensité commerciale, ACP (a)</b>	<b>0.0150**</b> (0.0068)	<b>0.0278**</b> (0.0133)
Notes: MCO = Moindres Carrés Ordinaires, VI = Variables Instrumentales, $\rho$ = Synchronisation des cycles du PIB 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 des commerces totaux 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) Intensité commerciale, ACP est un indice composite (analyse en composante principale) des ratios commerce bilatéral sur la somme du commerce total, commerce bilatéral sur la somme des PIB, commerce bilatéral sur le minimum du commerce total, le commerce bilatéral sur le minimum des PIB. Toutes les régressions incluent une constante et des variables muettes décennies (1975-1994, 1985-1994 et 1995-2004) et sont également corrigées du biais d'hétéroscédasticité. Les coefficients estimés sont en gras. Ecart-types robustes entre parenthèses. Coefficients normalisés entre crochets. Variables muettes décennies et constante incluses. *, **, *** respectivement significatifs à 10%, 5% et 1%.		

#### 4.5.3. L'indicateur de synchronisation des cycles

Nous testons la pertinence de l'indicateur de synchronisation des cycles. Le premier test tient compte des cycles plus courts. Des auteurs ont suggéré que les cycles économiques sont plus courts dans les pays en développement que dans les pays développés<sup>30</sup>. Nous vérifions que nos résultats subsistent à la réduction de la durée maximale des cycles de 8 à 4 ans. Ensuite, la variable de synchronisation calculée comme un coefficient de corrélation est bornée sur un

<sup>30</sup> Par exemple, Rand et Tarp (2002) ont estimé la durée des cycles pour 6 pays africains de 1980 à 1999. Ils ont obtenu des durées d'environ 3 années pour l'Afrique du Sud (2.95) et le Malawi (3), environ 2 années pour le Zimbabwe (2.6), la Côte d'Ivoire (2.43) et le Nigeria (2.38) et enfin moins de 2 années pour le Maroc (1.93).

intervalle de  $[-1, 1]$ . Il en résulte un terme d'erreurs dans l'équation (2.4) qui n'est pas normalement distribué. Nous suivions Inklaar *et al.* (2008), en utilisant la transformation Z de Fisher qui atténue ce biais de normalité<sup>31</sup>. Enfin, nous remplaçons la synchronisation des PIB par la synchronisation des cycles de prix (coefficient de corrélation des cycles de l'Indice des Prix à la Consommation). L'idée ici est que les prix mesurent aussi l'activité économique. Les expansions sont en effet accompagnées par un accroissement de l'inflation alors que les récessions sont suivies par un ralentissement de l'inflation ou voire une déflation. Dans le Tableau 2.7, nous obtenons que le « *phénomène d'endogénéité* » est robuste à la réduction de la durée maximale des cycles, à l'utilisation de la transformation Z de Fisher et à l'utilisation de la synchronisation des prix.

Aucun des nombreux tests de sensibilité n'altère nos résultats de base qui stipulent qu'en Afrique, l'accroissement de l'intensité commerciale est associé à un renforcement de la synchronisation des cycles.

---

<sup>31</sup> Si la variable y est la transformation z de Fisher de la variable x, alors  $y = \frac{1}{2} \ln\left(\frac{1+x}{1-x}\right)$ .

<b>Tableau 2.7: Mesures alternatives de synchronisation des cycles économiques (intensité commerciale et synchronisation des cycles): Afrique (1965-2004)</b>				
Variables explicatives	IC1		IC2	
Variables dépendantes	OLS	IV	OLS	IV
	[1]	[2]	[3]	[4]
<b>BK (2, 4)</b>	<b>6.2065*</b> (3.2190)	<b>14.1101**</b> (6.3450)	<b>9.7947*</b> (5.2160)	<b>26.2411**</b> (11.1176)
<b>Transformation Z de Fisher</b>	<b>8.1955**</b> (3.9921)	<b>13.3685**</b> (6.7398)	<b>16.0936***</b> (4.5689)	<b>30.1100***</b> (10.4999)
<b>Cycles de prix, BK (2, 8)</b>	<b>17.6108***</b> (5.2356)	<b>47.3032***</b> (10.5218)	<b>27.4600***</b> (5.9026)	<b>78.8748***</b> (15.3011)

Notes: MCO = Moindres Carrés Ordinaires, VI = Variables Instrumentales. *IC1*: Intensité commerciale calculée comme le ratio du commerce bilatéral sur la somme des commerces totaux 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. BK (2,4) = Synchronisation des cycles du PIB obtenus avec le filtre Baxter-King (1999) avec une durée comprise entre 2 et 4 années. Transformation Z de Fisher = Transformation qui assure la normalité des résidus. Si la variable y est la transformation z de Fisher de la variable x, alors  $y = \frac{1}{2} \ln\left(\frac{1+x}{1-x}\right)$ . Cycles de prix, BK (2, 8) = Corrélation des cycles de l'Indice des Prix à la Consommation obtenus avec le filtre Baxter-King (1999) avec une durée comprise entre 2 et 8 années. Toutes les régressions incluent une constante et des variables muettes décennies (1975-1994, 1985-1994 et 1995-2004) et sont également corrigées du biais d'hétéroscédasticité. Les coefficients estimés sont en gras. Ecart-types robustes entre parenthèses. Coefficients normalisés entre crochets. Variables muettes décennies et constante incluses. \*, \*\*, \*\*\* respectivement significatifs à 10%, 5% et 1%.

## 5. UNE DISCUSSION DE « L'EFFET D'ENDOGENEITE »

L'analyse est cohérente avec la proposition de Caldéron *et al.* (2007) suggérant que comme pour les pays industrialisés, l'intégration des échanges commerciaux accroît la synchronisation des cycles dans les pays en développement. Nos résultats indiquent que le phénomène est particulièrement vérifié dans le contexte africain même si les niveaux d'intensité commerciale y sont faibles. Ce résultat suggère une conception dynamique des chocs asymétriques dans la problématique des unions monétaires. L'hétérogénéité des chocs ne doit pas bloquer la décision politique pour des unions monétaires en Afrique puisque ces dernières favorisent à terme, la convergence des cycles économiques par l'augmentation du commerce entre les pays membres. Il est donc probable que les pays africains satisfassent le critère de symétrie des chocs de la théorie des ZMO *ex post* plutôt que *ex ante*. Ce résultat, pris au premier

degré, soutient l'idée d'un processus dynamique des chocs asymétriques. Toutefois, la question pertinente pour l'intégration monétaire africaine ne porte pas seulement sur l'existence du « *phénomène d'endogenité* », mais concerne également l'importance du phénomène.

Nous discutons de l'importance du « *phénomène d'endogenité* » en Afrique en comparant nos résultats avec des estimations similaires pour les pays de l'OCDE. Dans les colonnes [5-8] du Tableau 2.2, nous avons présenté les estimations de base pour l'OCDE. Les coefficients normalisés obtenus avec les variables instrumentales pour l'OCDE sont plus élevés que ceux reportés pour les pays africains. Une hausse d'un ET de l'indicateur *IC1* (intensité commerciale calculée comme le ratio du commerce bilatéral sur la somme des commerces totaux des pays de la paire) augmenterait la corrélation des cycles du PIB de 0.4982 (environ 5.4 fois plus important que les estimations sur données africaines). De même, une augmentation d'un ET de l'indicateur *IC2* (intensité commerciale calculée comme le ratio du commerce bilatéral sur la somme des PIB des pays de la paire) accroîtrait la synchronisation des cycles de 0.3843 (environ 3.4 fois plus important que les estimations sur données africaines)<sup>32</sup>. La faiblesse des coefficients normalisés obtenus sur l'échantillon africain comparativement à l'échantillon de l'OCDE est principalement expliquée par la faiblesse des écart-types de l'intégration commerciale qui elle-même est liée à un faible niveau d'intégration des échanges commerciaux. Dans le Tableau 2.1, l'écart-type de la variable *IC1* c'est-à-dire l'intensité commerciale calculée comme le ratio du commerce bilatéral sur la somme des commerces totaux des pays de la paire (respectivement *IC2* c'est-à-dire l'intensité commerciale calculée comme le ratio du commerce bilatéral sur la somme des PIB des pays de la paire) pour les pays de l'OCDE est 12 (respectivement 7053) fois supérieur à celui calculé pour les pays africains. La faiblesse des écart-types réduit les coefficients normalisés.

L'impact de l'intégration commerciale sur la synchronisation des cycles est

<sup>32</sup> Les coefficients normalisés sont égaux à 0.0924 avec *IC1* et 0.1119 avec *IC2*. Ainsi  $0.4982 / 0.0924 \approx 5.39$  et  $0.3843 / 0.1119 \approx 3.43$ .

relativement plus faible en Afrique. Par exemple, un doublement de l'intensité commerciale, augmenterait, en moyenne, la corrélation des cycles de 0.0076 avec  $IC_1$  et de 0.0085 avec  $IC_2$ . Cela signifie un accroissement moyen de la corrélation des cycles de 0.04 à 0.05 (cf. Tableau 2.1)<sup>33</sup>. De même si on compare les pays africains en union monétaire à la moyenne du continent, la différence de synchronisation due aux différences d'intégration commerciale, telle que prédite par nos estimations, est comprise entre 0.02 et 0.04 point de corrélation<sup>34</sup>. Ainsi si on considère une paire ayant les caractéristiques moyennes de l'échantillon qui atteint une intensification des échanges comparables à celle observée dans les unions monétaires actuelles, on peut escompter un doublement de la synchronisation c'est-à-dire de 0.04 à 0.08, qui malgré tout reste très faible<sup>35</sup>.

A la lumière du débat susmentionné, la combinaison du faible niveau d'intégration commerciale et de synchronisation en Afrique (comparativement aux chiffres de l'OCDE dans le Tableau 2.1) et du faible degré du « *phénomène d'endogénéité* » ne change pas fondamentalement la configuration des chocs asymétriques entre les pays africains. Une conclusion similaire a été proposée par Masson (2008). Ce dernier montre avec un modèle d'équilibre général qu'un doublement du commerce entre les pays africains n'est pas suffisant pour renverser l'évaluation négative des unions monétaires faite par certains auteurs.

Une solution pertinente pour les « futures » unions monétaires africaines demeure le traitement *ex post* des chocs asymétriques c'est-à-dire

<sup>33</sup> En moyenne,  $IC_1 = 0.0006$  et  $IC_2 = 0.0003$  (cf. colonnes [2] et [3] du Tableau 2.1). Les coefficients estimés avec les VI sont égaux à 12.6787 avec  $IC_1$  (significatif à 5%) et 28.2499 avec  $IC_2$  (significatif à 1%). L'augmentation marginale de la corrélation des cycles est alors de 0.0076 = 12.6787\*0.0006 avec  $IC_1$  et de 0.0085 = 28.2499\*0.0003 avec  $IC_2$ .

<sup>34</sup> Dans le Tableau 2.1. En moyenne, dans l'échantillon africain  $IC_1 = 0.0006$  et  $IC_2 = 0.0003$  et dans l'échantillon unions monétaires africaines  $IC_1 = 0.0027$  et  $IC_2 = 0.0018$ . A partir du Tableau 2.2, les différences de synchronisation prédites par le modèle sont calculées comme suit:  $\Delta\rho_1 = [IC_1(\text{Union})-IC_1(\text{Afrique})]*\beta = [0.0027-0.0006]*12.6787 = 0.0266$  et  $\Delta\rho_2 = [IC_2(\text{Union})-IC_2(\text{Afrique})]*\beta = [0.0018-0.0003]*28.2499 = 0.0426$ .

<sup>35</sup> Si on additionne les différences de synchronisation prédites fournies précédemment, la moyenne de synchronisation des paires africaines passe de 0.0436 à 0.0702 (0.0436+0.0266) avec  $IC_1$  et de 0.0436 à 0.0862 (0.0436+0.0426).

l'établissement d'institutions et de mécanismes de partage des risques capables de compenser l'impact des chocs asymétriques.

## 6. CONCLUSION

Ce chapitre contribue à la littérature sur les unions monétaires africaines. Un argument souvent usité sans être testé, suggère que la faiblesse du principal critère de la théorie des ZMO entre les pays africains (notamment la symétrie des chocs) ne doit pas bloquer l'adoption des unions monétaires parce que dans une perspective dynamique, l'union monétaire renforce la symétrie des chocs par le développement du commerce.

Afin de vérifier empiriquement cet argument, nous avons estimé l'impact de l'intensité commerciale sur la synchronisation des cycles pour les cinquante-trois (53) pays africains de 1965 à 2004. Les principaux résultats se déclinent comme suit:

(i) l'intégration commerciale entre les pays africains, aussi faible soit-elle, augmente la synchronisation des cycles. L'effet est robuste à la prise en compte des autres explications de la synchronisation des cycles et à de multiples analyses de robustesse.

(ii) l'effet de l'intensité commerciale sur la synchronisation des cycles est principalement vérifié pour les chocs de demande qui sont un important aspect de la transmission de la politique monétaire à la conjoncture économique. À mesure que l'intégration des échanges commerciaux s'intensifie, il est plus probable que les pays africains valident *ex post* le critère de symétrie des chocs de la théorie des ZMO pour les chocs de demande que pour les chocs d'offre.

(iii) L'amplitude de « l'effet d'endogenité » est plus faible dans le contexte africain. Comparativement aux estimations obtenues pour les pays africains, l'augmentation de la synchronisation suite à une hausse des indicateurs d'intensité commerciale d'un écart-type est entre 3.4 et 5.4 plus élevé pour les

pays de l'OCDE. En outre, étant donné la faiblesse de « *l'effet d'endogenité* », il serait difficile d'espérer un changement fondamental dans la configuration des chocs africains qui, actuellement, sont en majorité dissemblables.

A cause de la nature formelle de la base de données sur le commerce qui n'enregistre que le commerce officiel, notre étude sous-estime sûrement « *l'effet d'endogenité* ». Le commerce informel est sans doute non négligeable dans le contexte africain. Cette précision est importante pour l'analyse puisque l'union monétaire réduit dans les mêmes proportions, les coûts de transactions tant pour le commerce formel que pour le commerce informel. Comme nous avons montré que le principal canal de transmission du commerce à la synchronisation demeure les externalités des chocs agrégés, l'impact de l'intensité commerciale sur la synchronisation des cycles pourrait être en réalité plus important pour les pays africains.

La conclusion de ce chapitre est double. D'une part l'argument selon lequel les unions monétaires africaines pourraient devenir optimales au fil du temps par le développement du commerce interne est utilisable dans le débat. D'autre part, il est peu probable d'espérer, par le seul biais de « *l'effet d'endogenité* », un changement fondamental de la configuration actuelle des chocs asymétriques entre les pays africains notamment à cause de la faiblesse de l'effet.

Une solution alternative à l'asymétrie des chocs dans une perspective d'intégration monétaire est le développement d'institutions et de mécanismes permettant de compenser l'effet de ce type de chocs. En effet, dans la théorie des ZMO, la symétrie des chocs n'est pas une condition nécessaire pour communautariser la politique monétaire et la politique de change. Une union monétaire peut être optimale si des mécanismes de stabilisation des chocs tels que la coassurance (encore baptisé partage des risques) prennent le relais du taux de change et de la politique monétaire (*e.g.*, Asdrubali *et al.*, 1996, Sorensen et Yosha, 1998). L'ajustement alternatif au taux de change et à la politique monétaire dans une perspective d'intégration monétaire a été la problématique centrale de Mundell, père de la théorie des ZMO, dans son article fondateur "A Theory of Optimal Currency Areas" en 1961. Mundell y a discuté

du rôle de la mobilité des facteurs (principalement le travail) comme une stratégie d'ajustement alternative au taux de change et à la politique monétaire. La question de la coassurance entre les pays africains n'a pas été beaucoup analysée et constitue certainement une piste de recherche pertinente pour la littérature sur l'intégration monétaire africaine et fait l'objet du Chapitre 3.

**ANNEXE 2.1: LISTE DES PAYS DE L'ECHANTILLON**

<b>Echantillon: cinquante-trois (53) pays africains</b>		
Algérie	Guinée-Bissau	Somalie
Afrique du Sud	Guinée équatoriale	Soudan
Angola	Kenya	Swaziland
Bénin	Lesotho	Tanzanie
Botswana	Libéria	Tchad
Burkina Faso	Libye	Togo
Burundi	Madagascar	Tunisie
Cameroun	Malawi	Zambie
Cap-Vert	Mali	Zimbabwe
Centrafrique	Maroc	
Comores	Ile Maurice	
Congo	Mauritanie	
Congo (Kinshasa)	Mozambique	
Côte d'Ivoire	Namibie	
Djibouti	Niger	
Egypte	Nigeria	
Erythrée	Ouganda	
Ethiopie	Rwanda	
Gabon	São Tomé et Príncipe	
Gambie	Sénégal	
Ghana	Seychelles	
Guinée	Sierra Leone	

ANNEXE 2.2: SOURCES DES DONNEES

Exportations et Importations bilatérales de biens et services en dollars courants.	<i>Direction of Trade, IMF 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>From CEPII website, http://www.cepii.fr/francgraph/bdd/distances.htm</i>
Variable muette égale à 1 si les deux pays de la paire partagent une même frontière.	
Superficie en Km <sup>2</sup>	
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	
Appartenance à une union monétaire	<i>Propre compilation</i>
Déficit budgétaire primaire (en% du PIB)	<i>World Bank African Database 2005</i>
Exportations FAB et Importations CAF de biens et services en dollars courants.	<i>World Development Indicators 2007</i>
Indice des prix à la consommation, base 100 en 2000	
PIB en dollars constants 2000	
PIB en dollars courants	
Population	
Part de l'agriculture dans le PIB	
Part de l'industrie dans le PIB	
Part des services dans le PIB	<i>World Integrated Trade Solution, The COMTRADE database, United Nations Statistics Division</i>
Commerce bilatéral par produit	

---

## CHAPITRE 3: MECANISMES DE PARTAGE DES CHOCS ASYMETRIQUES

---

“Mechanisms for achieving income insurance and consumption smoothing are essential for the stability of a monetary union. Without such mechanisms, countries in recession will have an incentive to leave the union.” (Sorensen et Yosha, 1998, p. 211).

### 1. INTRODUCTION

Selon la théorie des Zones Monétaires Optimales (ZMO), la principale condition pour communautariser la politique monétaire est la similarité des chocs (chocs symétriques) subis par les pays membres. Plusieurs auteurs ont montré que les chocs subis par les unions monétaires africaines actuelles et « futures » sont en majorité spécifiques aux différents pays (*e.g.*, Benassy-Quéré et Coupet, 2005; Buigut et Valev, 2005; Debrun *et al.*, 2003 et 2005; Fielding *et al.*, 2004; Fielding et Shields 2001, 2005a,b; Kabundi et Loots, 2007; Khamfula et Huizinga, 2004; Houssa, 2008; Masson et Pattillo 2001, 2002 et 2004; Tsangarides et van den Boogaerde 2005; Tsangarides et Qureshi, 2006).

La symétrie des chocs n'est pas une condition stricte de partage d'une politique monétaire commune. Une union monétaire peut être optimale si des mécanismes de stabilisation tels que les institutions de partage des risques, sont en place pour prendre le relais du taux de change et de la politique monétaire, et

répondre aux chocs asymétriques<sup>36</sup>. En union monétaire, les pays disposent de moins d'instruments de politique économique pour corriger l'effet des chocs asymétriques sur le produit. Une solution à la contrainte des instruments peut être le développement des mécanismes de solidarité tels que le partage des risques afin de protéger les populations par la stabilisation de la consommation des agents privés et publics. Si les pays en union monétaire sont capables de partager les conséquences des chocs hétérogènes, alors ceux-ci ne constituent plus un obstacle.

Le concept de partage des risques consiste à mutualiser les risques différents au sein d'un groupe de pays afin de protéger les consommations des différents pays. Il est une partie intégrante de la littérature sur le lissage de la consommation qui peut être inter-temporel ou interétatique. Le partage des risques est donc une particularité du lissage de la consommation. Lorsque le lissage de la consommation est parfait, la consommation doit exclusivement dépendre des ressources de l'union et non de la conjoncture spécifique du pays (Obstfeld, 1994)<sup>37</sup>. Le partage des risques s'opère par une augmentation des flux financiers vers les économies en récession et une diminution des flux financiers vers les pays en expansion. Dans un groupe de partage des risques, l'assurance peut être interne à l'union (si les flux proviennent des Etats membres de l'union) ou externe à l'union (si les flux proviennent de pays hors de l'union). Par exemple, un pays en expansion peut donner ou prêter son surplus de revenu aux partenaires en récession à travers un transfert budgétaire ou par des prêts

---

<sup>36</sup> Cette question a été la problématique centrale de Mundell, père de la théorie des ZMO. Dans son article fondateur "A Theory of Optimal Currency Areas" en 1961, Mundell a discuté le rôle de la mobilité des facteurs (principalement le travail) comme une stratégie d'ajustement alternative au taux de change et à la politique monétaire.

<sup>37</sup> La mutualisation des risques au sein d'un groupe de pays est inefficace contre les chocs asymétriques s'il existe des problèmes d'asymétrie informationnelle ou si les chocs sont majoritairement covariants.

sur les marchés régionaux du crédit<sup>38</sup>. L'assurance est externe si les flux proviennent d'un pays tiers qui est hors du groupe de partage<sup>39</sup>.

Le principe de partage des risques semble contradictoire avec la théorie des ZMO. D'une part la théorie des ZMO requiert une forte corrélation des chocs et donc des structures de production similaires qui réduisent les opportunités de partage des risques. En réalité, les deux concepts sont complémentaires. L'analyse de la théorie des ZMO est structurée en deux étapes. La première examine la symétrie des chocs. Si cette condition est vérifiée alors les pays sont qualifiés pour former une union monétaire. La seconde étape explore les mécanismes de stabilisation dans le cas où les chocs asymétriques sont prépondérants.

Le thème du partage des risques a été abondamment développé pour les pays industrialisés (*e.g.*, Asdrubali *et al.*, 1996; Sorensen et Yosha, 1998; Arreaza *et al.*, 1998; Asdrubali et Kim, 2004; Kim *et al.*, 2006 et récemment Afonso et Furceri, 2008). La question a été peu examinée pour les pays africains alors que dans la perspective d'intégration monétaire africaine, les mécanismes de partage des risques peuvent constituer une réponse pertinente aux chocs asymétriques. A notre connaissance, seul Yehoue (2005, 2006) a analysé le concept de partage des risques entre des pays africains. Ce dernier se focalise sur les pays de la Zone CFA et montre que l'Aide Publique au Développement de la France et les contributions des banques centrales sont des mécanismes d'assurance importants des chocs asymétriques c'est-à-dire spécifiques aux différents pays. Nous complétons cette littérature en investiguant les canaux de

<sup>38</sup> Par exemple, les facteurs qui influencent le prix du pétrole sont différents de ceux qui déterminent les cours du cacao ou de l'or. Si la Côte d'Ivoire, importante exportatrice de cacao, est exposée à un choc négatif des termes de l'échange, le Nigéria, en tant que grand exportateur de pétrole, sera en mesure de lui venir en aide via un fonds de compensation si les cours du pétrole sont pendant ce temps en hausse. Bien entendu, la conception d'un fonds de compensation exige de tenir compte des différences entre les tailles des pays participants. Dans ce cas d'espèce, si la conjoncture s'inverse, il faut s'assurer que les fonds transférables par la Côte d'Ivoire sont en mesure de compenser la chute du revenu du Nigeria qui a une taille plus importante.

<sup>39</sup> Par exemple, le cas de la Zone Franc où la France peut assurer ses partenaires africains par son Aide Publique au Développement ou le mécanisme des « *comptes d'opérations* » afin de garantir la stabilité de la zone.

partage des risques entre les pays. Notre étude diffère de celle de Yehoue (2005, 2006) puisque nous sommes intéressés par deux questions nouvelles. La première concerne l'investigation des mécanismes de stabilisation de la consommation et non du revenu, autres que le taux de change et la politique monétaire à la disposition des Etats africains. L'existence de tels mécanismes indiquerait qu'ils peuvent jouer un rôle dans le contexte d'union monétaire. La deuxième examine l'impact de l'intégration monétaire sur les mécanismes de stabilisation afin de déduire un possible phénomène d'endogenité du partage des risques par rapport à la coopération monétaire.

Dans ce chapitre, Notre étude est structurée en deux parties. Nous analysons d'une part l'existence de mécanismes de partage des risques asymétriques entre les Etats africains et d'autre part l'effet des unions monétaires sur le degré de partage des risques. Nous identifions les canaux d'assurance des chocs asymétriques entre les pays africains de 1970 à 2004. Nous utilisons la méthode de la décomposition de la variance du taux de croissance du PIB développée par Asdrubali *et al.* (1996) et Sorensen et Yosha (1998) qui permet à partir des comptes nationaux, d'identifier les flux susceptibles de lisser la consommation totale (privée et publique) contre les chocs asymétriques. Nous estimons la proportion des chocs asymétriques compensés par les revenus nets des facteurs, la consommation de capital fixe, les transferts internationaux nets et l'épargne nette. Les contributions respectives des revenus nets des facteurs, des transferts internationaux nets et de l'épargne nette indiquent le partage des risques qu'offrent la mobilité internationale des facteurs, l'amortissement du capital, les transferts internationaux et les marchés financiers. Les résultats de nos estimations économétriques suggèrent que comparativement aux Etats de l'OCDE (pris comme références), le degré de partage des risques entre les pays africains est faible. Le principal canal significatif de partage des risques est l'épargne nette. Un examen approfondi du canal de l'épargne montre que c'est la contribution de l'épargne publique qui est la plus significative. Nous avons également trouvé que l'Aide Publique au Développement a un effet stabilisateur des chocs asymétriques africains. Enfin, nous montrons que l'intégration monétaire elle-même améliore en partie le partage des risques et rend

l'assurance des chocs asymétriques équivalente à celle estimée pour les pays industrialisés.

Le reste du chapitre est organisé comme suit. La deuxième section décrit les canaux de partage des risques. La troisième section expose la méthode d'analyse. La quatrième section présente les résultats. La cinquième discute la pertinence des mécanismes de partage des risques par rapport à la littérature. La sixième et dernière section conclut en proposant des recommandations de politique économique.

## 2. LES CANAUX DE PARTAGE DES RISQUES

Les mécanismes de partage des risques sont des institutions formelles ou informelles qui participent au lissage de la consommation face à des fluctuations asymétriques du produit. Le partage des risques s'opère par une augmentation des flux financiers vers les économies en récession et une diminution des flux financiers vers les pays en expansion. Dans les comptes nationaux, il existe quatre flux majeurs qui captent de tels paiements: les revenus nets des facteurs, la consommation de capital fixe, les transferts internationaux nets et l'épargne nette. Au niveau théorique, le partage des risques peut être résumé en quatre mécanismes: la mobilité internationale des facteurs, la dépréciation du capital, les transferts internationaux et les marchés internationaux de crédits.

### 2.1. La mobilité internationale des facteurs

Le premier canal de partage des risques est la mobilité des facteurs entre les pays. La mobilité des facteurs est un important outil d'ajustement après un choc asymétrique. Dans un groupe de partage des risques où il existe une libre circulation et un libre établissement des personnes, les chômeurs d'un pays en crise économique peuvent temporairement migrer vers les partenaires en

expansion où la demande de main-d'œuvre est excédentaire<sup>40</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, sur un court horizon, la taille ou la composition de leurs portefeuilles d'actifs dans l'union afin de répondre à l'asymétrie des chocs.

## 2.2. La dépréciation du capital

Le second canal de lissage de la consommation est la dépréciation du capital c'est-à-dire la consommation de capital fixe. Cette dernière correspond à l'amortissement du capital utilisé dans le processus de production. La dépréciation du capital participe à la stabilisation de la consommation si la consommation de capital fixe baisse pendant les phases de basse conjoncture et augmente durant les phases de haute conjoncture<sup>41</sup>. La dépréciation du capital est en théorie pro cyclique puisque à cause de la règle rigide d'amortissement comptable qui est plus ou moins indépendant de la conjoncture. L'amortissement du capital est en effet calculé comme une proportion prédéterminée et constante du produit. La fraction de la dépréciation du capital dans le produit est importante durant les périodes de récessions et faible pendant les expansions.

En réalité, le lissage de la consommation par la dépréciation du capital n'est pas un canal de partage des risques au sens de la coassurance puisqu'il n'implique pas des flux transfrontaliers. Nonobstant, il est nécessaire de mettre en évidence ce lissage afin de pouvoir estimer la contribution réelle des transferts internationaux nets.

---

<sup>40</sup> En cas de choc durable, la migration devient permanente et contribue au partage des risques par des transferts permanents des migrants.

<sup>41</sup> Par exemple si la dépréciation du capital contribue à stabiliser la consommation de capital fixe dans une économie, pendant les récessions la consommation de capital fixe est plus faible que ce qu'elle aurait été et plus élevée que sa valeur normale durant les expansions.

### **2.3. Les transferts internationaux**

Le troisième canal de partage des risques est un « système de transferts ». Les paiements qui y sont associés sont les transferts internationaux. Ces derniers contribuent à compenser l'impact d'un choc spécifique s'ils sont contra cycliques c'est-à-dire élevés en période de récession et faibles en période d'expansion. 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 au groupe de partage (fonds structurels par exemple) ou externes au groupe de partage (dons en provenance de tiers).

### **2.4. Les marchés internationaux de crédits**

Le dernier canal de partage des risques est le marché international de crédits qui permet le transfert d'épargne entre les pays<sup>42</sup>. Les marchés financiers régionaux ou internationaux (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.

## **3. LA METHODE D'ANALYSE**

La méthode appliquée dans ce chapitre utilise la définition des comptes

---

<sup>42</sup> L'épargne est également un outil puissant de lissage inter-temporel de la consommation. Il consiste à épargner durant les périodes de haute conjoncture et à désépargner pendant les phases de basse conjoncture afin de lisser la consommation. Cette stratégie de lissage inter-temporel est importante si les chocs sont majoritairement covariants.

nationaux pour décomposer la variance des taux de croissance du PIB. Cette décomposition permet d'estimer les principaux canaux d'assurance des chocs asymétriques entre un groupe de pays: la mobilité internationale des facteurs, la dépréciation du capital, les transferts internationaux et les marchés internationaux de crédits.

### 3.1. Les comptes nationaux

La littérature sur le partage des risques est confrontée au manque d'informations sur les flux bilatéraux qui pourraient servir de supports pour le partage interétatique des chocs asymétriques. Cette limite a été contournée en développant, à partir des flux multilatéraux dans les comptes nationaux, une méthode qui ne permet que la mesure des flux internationaux qui pourraient contribuer au partage des risques.

Dans les comptes nationaux, les flux multilatéraux qui peuvent contribuer au partage des risques sont les revenus nets des facteurs, la consommation de capital fixe, les transferts internationaux et l'épargne nette. Les revenus nets des facteurs sont la somme des revenus nets du capital et des revenus nets du travail. Ces revenus correspondent à la différence entre le Produit National Brut (PNB) et le Produit Intérieur Brut (PIB). La consommation de capital fixe correspond à l'écart entre le PNB et le Revenu National (RN). Les transferts internationaux sont enregistrés comme l'écart entre le RN et le Revenu National Disponible (RND). Enfin, l'épargne nette est la différence entre le RND et la consommation nationale. Avec ces flux multilatéraux, la littérature sur le partage des risques identifie le lissage de la consommation contre les chocs qui affectent le PIB. Cette assurance n'inclut pas seulement les flux transfrontaliers au sein du groupe de partage, mais également des flux externes au groupe.

La prochaine sous-section décrit la décomposition de la variance de la croissance du PIB. La méthode estime les canaux susdits.

### 3.2. La décomposition de la variance de la croissance du PIB

La méthode de la décomposition de la variance de la croissance du PIB a été introduite par Asdrubali *et al.* (1996), Arreaza *et al.* (1998) et Sorensen et Yosha (1998). Elle a été reprise par Mélitz et Zümer (1999), Asdrubali et Kim (2004), Marinheiro (2005) et Afonso et Furceri (2008).

Du produit à la consommation d'un pays, l'enchaînement des flux est le suivant:

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

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

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

$$RND = (C+G) + \text{épargne totale}.$$

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.

Un ensemble de pays partagent les chocs asymétriques affectant les PIB si ces derniers n'affectent pas les consommations des Etats pris individuellement. 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 nets et l'épargne soient contra cycliques par rapport à ces chocs.

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

$$PIB_{it} = \frac{PIB_{it}}{PNB_{it}} \cdot \frac{PNB_{it}}{RN_{it}} \cdot \frac{RN_{it}}{RND_{it}} \cdot \frac{RND_{it}}{(C+G)_{it}} \cdot (C+G)_{it} \quad (3.1)$$

Cette dernière identité permet de discuter le phénomène de partage des risques asymétriques. 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 nets 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 (3.1), il est possible de dériver un système d'équations permettant d'estimer les canaux de partage des chocs asymétriques affectant un ensemble de pays.

Le logarithme et ensuite la première différence de l'équation (3.1), donnent la décomposition suivante du taux de croissance du PIB:

$$\begin{aligned} \Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} &= (\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} - \Delta \text{Log} \text{PNB}_{it}) + (\Delta \text{Log} \text{PNB}_{it} - \Delta \text{Log} \text{RN}_{it}) \\ &+ (\Delta \text{Log} \text{RN}_{it} - \Delta \text{Log} \text{RND}_{it}) + (\Delta \text{Log} \text{RND}_{it} - \Delta \text{Log} (C + G)_{it}) \\ &+ \Delta \text{Log} (C + G)_{it} \end{aligned} \quad (3.2)$$

La multiplication de chaque membre de l'équation (3.2) par  $\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}$  et l'expression de l'espérance mathématique donnent:

$$\begin{aligned} E[(\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it})^2] &= E[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} \cdot (\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} - \Delta \text{Log} \text{PNB}_{it})] \\ &+ E[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} \cdot (\Delta \text{Log} \text{PNB}_{it} - \Delta \text{Log} \text{RN}_{it})] \\ &+ E[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} \cdot (\Delta \text{Log} \text{RN}_{it} - \Delta \text{Log} \text{RND}_{it})] \\ &+ E[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} \cdot (\Delta \text{Log} \text{RND}_{it} - \Delta \text{Log} (C + G)_{it})] \\ &+ E[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} \cdot (\Delta \text{Log} (C + G)_{it})] \end{aligned} \quad (3.3)$$

Afin de calculer la variance de  $\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}$ , nous calculons également l'espérance mathématique de l'équation (3.2) et multiplions chaque membre du résultat obtenu par  $E[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}]$ . Nous obtenons le système suivant:

$$\begin{aligned}
 [E(\Delta \text{Log PIB}_{it})]^2 &= E[\Delta \text{Log PIB}_{it}] \cdot E[\Delta \text{Log PIB}_{it} \cdot (\Delta \text{Log PIB}_{it} - \Delta \text{Log PNB}_{it})] \\
 &+ E[\Delta \text{Log PIB}_{it}] \cdot E[\Delta \text{Log PIB}_{it} \cdot (\Delta \text{Log PNB}_{it} - \Delta \text{Log RN}_{it})] \\
 &+ E[\Delta \text{Log PIB}_{it}] \cdot E[\Delta \text{Log PIB}_{it} \cdot (\Delta \text{Log RN}_{it} - \Delta \text{Log RND}_{it})] \\
 &+ E[\Delta \text{Log PIB}_{it}] \cdot E[\Delta \text{Log PIB}_{it} \cdot (\Delta \text{Log RND}_{it} - \Delta \text{Log}(C + G)_{it})] \\
 &+ E[\Delta \text{Log PIB}_{it}] \cdot E[\Delta \text{Log PIB}_{it} \cdot (\Delta \text{Log}(C + G)_{it})]
 \end{aligned} \tag{3.4}$$

La différence entre les équations (3.3) et (3.4) conduit à la décomposition transversale de la variance des taux de croissance du PIB comme suit<sup>43</sup>:

$$\begin{aligned}
 V[\Delta \text{Log PIB}_{it}] &= E[(\Delta \text{Log PIB}_{it})^2] - E[\Delta \text{Log PIB}_{it}]^2 \\
 &= \text{Cov}[\Delta \text{Log PIB}_{it}, \Delta \text{Log PIB}_{it} - \Delta \text{Log PNB}_{it}] \\
 &+ \text{Cov}[\Delta \text{Log PIB}_{it}, \Delta \text{Log PNB}_{it} - \Delta \text{Log RN}_{it}] \\
 &+ \text{Cov}[\Delta \text{Log PIB}_{it}, \Delta \text{Log RN}_{it} - \Delta \text{Log RND}_{it}] \\
 &+ \text{Cov}[\Delta \text{Log PIB}_{it}, \Delta \text{Log RND}_{it} - \Delta \text{Log}(C + G)_{it}] \\
 &+ \text{Cov}[\Delta \text{Log PIB}_{it}, \Delta \text{Log}(C + G)_{it}]
 \end{aligned} \tag{3.5}$$

*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 (3.5) par  $V[\Delta \text{Log PIB}_{it}]$  permet d'avoir l'égalité suivante:

$$\begin{aligned}
 1 &= \frac{E[(\Delta \text{Log PIB}_{it})^2] - E[\Delta \text{Log PIB}_{it}]^2}{V[\Delta \text{Log PIB}_{it}]} \\
 &= \frac{\text{Cov}[\Delta \text{Log PIB}_{it}, \Delta \text{Log PIB}_{it} - \Delta \text{Log PNB}_{it}]}{V[\Delta \text{Log PIB}_{it}]} \\
 &+ \frac{\text{Cov}[\Delta \text{Log PIB}_{it}, \Delta \text{Log PNB}_{it} - \Delta \text{Log RN}_{it}]}{V[\Delta \text{Log PIB}_{it}]} \\
 &+ \frac{\text{Cov}[\Delta \text{Log PIB}_{it}, \Delta \text{Log RN}_{it} - \Delta \text{Log RND}_{it}]}{V[\Delta \text{Log PIB}_{it}]} \\
 &+ \frac{\text{Cov}[\Delta \text{Log PIB}_{it}, \Delta \text{Log RND}_{it} - \Delta \text{Log}(C + G)_{it}]}{V[\Delta \text{Log PIB}_{it}]} \\
 &+ \frac{\text{Cov}[\Delta \text{Log PIB}_{it}, \Delta \text{Log}(C + G)_{it}]}{V[\Delta \text{Log PIB}_{it}]}
 \end{aligned} \tag{3.6}$$

---

<sup>43</sup> La variance ou moment d'ordre 2 de la variable  $X$  est définie par  $V(X) = E(X^2) - [E(X)]^2$ .

Avec les annotations suivantes:

$$\begin{aligned} \varphi^{RF} &= \frac{Cov[ \Delta Log PIB_{it}, \Delta Log PIB_{it} - \Delta Log PNB_{it} ]}{V[ \Delta Log PIB_{it} ]} \\ \varphi^D &= \frac{Cov[ \Delta Log PIB_{it}, \Delta Log PNB_{it} - \Delta Log RN_{it} ]}{V[ \Delta Log PIB_{it} ]} \\ \varphi^T &= \frac{Cov[ \Delta Log PIB_{it}, \Delta Log RN_{it} - \Delta Log RND_{it} ]}{V[ \Delta Log PIB_{it} ]} \\ \varphi^E &= \frac{Cov[ \Delta Log PIB_{it}, \Delta Log RND_{it} - \Delta Log( C + G )_{it} ]}{V[ \Delta Log PIB_{it} ]} \\ \varphi^{NP} &= \frac{Cov[ \Delta Log PIB_{it}, \Delta Log( C + G )_{it} ]}{V[ \Delta Log PIB_{it} ]} \end{aligned}$$

L'égalité (3.6) peut être simplifiée comme suit:  $\varphi^{RF} + \varphi^D + \varphi^T + \varphi^E + \varphi^{NC} = 1$ .

$\varphi^{RF}$  est le coefficient de la régression de  $( \Delta Log PIB_{it} - \Delta Log PNB_{it} )$  sur  $\Delta Log PIB_{it}$  si elle est estimée par les MCO.  $\varphi^D$  est le coefficient de la régression de  $( \Delta Log PNB_{it} - \Delta Log RN_{it} )$  sur  $\Delta Log PIB_{it}$ . De même,  $\varphi^T$  est le coefficient de la régression de  $( \Delta Log RN_{it} - \Delta Log RND_{it} )$  sur  $\Delta Log PIB_{it}$ ,  $\varphi^E$  est le coefficient de la régression de  $( \Delta Log RND_{it} - \Delta Log( C + G )_{it} )$  sur  $\Delta Log PIB_{it}$  et  $\varphi^{NC}$  correspond à la régression de  $\Delta Log( C + G )_{it}$  sur  $\Delta Log PIB_{it}$  <sup>44</sup>.

Etant donné que le partage des risques n'est possible que pour les chocs asymétriques, les canaux de partage des risques sont estimés alors à travers un système d'équations en panel incluant des effets fixes temporels qui captent l'impact des chocs covariants:

---

<sup>44</sup> Si  $\varphi$  est le coefficient de la régression MCO de la variable  $Y$  sur la variable  $X$  alors

$$\varphi = \frac{Cov(X, Y)}{V(X)}.$$

$$\begin{cases} \Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} - \Delta \text{Log} \text{PNB}_{it} & = \delta_t^{RF} + \varphi^{RF} \cdot \Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} + \varepsilon_{it}^{RF} \\ \Delta \text{Log} \text{PNB}_{it} - \Delta \text{Log} \text{RN}_{it} & = \delta_t^D + \varphi^D \cdot \Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} + \varepsilon_{it}^D \\ \Delta \text{Log} \text{RN}_{it} - \Delta \text{Log} \text{RND}_{it} & = \delta_t^T + \varphi^T \cdot \Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} + \varepsilon_{it}^T \\ \Delta \text{Log} \text{RND}_{it} - \Delta \text{Log} (C + G)_{it} & = \delta_t^E + \varphi^E \cdot \Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} + \varepsilon_{it}^E \\ \Delta \text{Log} (C + G)_{it} & = \delta_t^{NP} + \varphi^{NP} \cdot \Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} + \varepsilon_{it}^{NP} \end{cases} \quad (3.7)$$

Les  $\delta_i$  sont des effets fixes années et mesurent l'impact des chocs symétriques c'est-à-dire des chocs qui affectent uniformément les pays. Les chocs symétriques ne sont partageables qu'éventuellement avec les pays hors du groupe d'assurance. L'inclusion des effets fixes permet d'interpréter les coefficients  $\varphi^{RF}, \varphi^D, \varphi^T, \varphi^E$  comme le pourcentage de chocs asymétriques compensés respectivement par les revenus nets des facteurs, par la consommation de capital fixe, par les transferts internationaux nets et par l'épargne nette.  $\varphi^{NP}$  mesure la proportion des chocs asymétriques qui ne sont pas partagés. Enfin, les  $\varepsilon_i$  représentent les termes d'erreur. La formulation du système (3.7) 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 (3.7), 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 (3.7) 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 partage des risques, 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. Les estimations en MCG sont dans ce cas équivalentes à la méthode SUR (Seemingly Unrelated Regression en anglais ou Régression Apparemment Non Liées) à régresseur identique.

Des critiques ont été adressées à la technique de la décomposition de la variance de la croissance du PIB en raison des problèmes d'endogenité et de taille (*e.g.*, Mélitz et Zùmer 1999, Bayoumi 1999). D'une part, la technique repose en effet sur l'hypothèse que les chocs sont exogènes par rapport aux processus de partage des risques. La violation de cette hypothèse conduit à un biais de simultanéité et l'estimation des coefficients structurels du système (3.7) par les MCO n'est plus robuste. Par exemple, un partage des risques important incite certains pays à une forte spécialisation. Mélitz et Zùmer (1999) ont utilisé la technique des variables instrumentales sur la base de données d'Asdrubali *et al* (1996) et concluent que les résultats ne sont pas significativement modifiés. D'autre part, la méthode de la décomposition de la variance ne tient pas compte de la problématique des différences de tailles dans le partage des risques. Dans un groupe de partage des risques, il est difficile pour les petits Etats en expansion de compenser les partenaires de taille plus importante qui subissent une récession. Dans ce contexte, les arrangements de partage des risques sont insoutenables. Nonobstant ces deux limites, l'avantage de la technique de la décomposition de la variance réside dans le fait qu'elle permet un examen conjoint de la contribution des marchés de facteurs, des transferts internationaux et des marchés internationaux de crédits dans le partage des risques.

#### 4. LES RESULTATS

#### 4.1. Les données

Pour les besoins de l'analyse, nous avons collecté les données sur le PIB, le PNB, le RN, le RND et la consommation totale (C+G). Toutes les variables sont en termes réels et comparables c'est-à-dire mesurées en dollars de l'année 2000 des Etats-Unis. Elles sont également exprimées par habitant. Au total, la base de données couvre cinquante-un (51) pays africains dont la liste est fournie dans l'Annexe 3.3 sur la période 1970-2004. A cause de l'indisponibilité des données pour certains pays et pour certaines années, nos données en panel ne sont pas cylindrées. Nous tenons compte de cette insuffisance dans les estimations économétriques en corrigeant pour l'hétéroscédasticité par pays.

Dans l'échantillon, la moyenne du PIB est de 852 dollars par habitant, le PNB de 819 dollars par habitant, le RN de 739 dollars par habitant, le RND de 802 dollars par habitant, la consommation de 685 dollars par habitant, l'épargne publique 18 dollars par habitant et l'Aide Publique au Développement 48 dollars par habitant (Tableau 3.1).

<b>Tableau 3.1: Statistiques descriptives (Moyenne, Ecart-type, Minimum, Maximum et Nombre d'observations): Variables par habitant et en dollars américains constants (année 2000) de 1970 à 2004.</b>					
	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum	Observations
PIB	852.33	1173.97	74.74	7714.23	1522
PNB	819.56	1112.78	74.09	7256.16	1522
RN	739.23	989.25	68.35	6308.72	1522
RND	802.49	1136.83	74.98	7748.05	1522
Consommation totale	685.44	868.91	78.48	6896.64	1522
Épargne publique	18.92	73.34	-145.18	596.34	608
Aide Publique au Développement	48.51	70.14	0.009	949.60	1494

#### 4.2. Le partage des risques en Afrique

Dans une première analyse, nous avons estimé pour l'ensemble de l'échantillon africain, le système (3.7) afin d'explorer l'existence de canaux de partage des chocs asymétriques entre les pays africains.

#### 4.2.1. Les estimations de base

Les estimations sont reportées dans le Tableau 3.2. Le degré de partage des chocs asymétriques entre les pays africains est particulièrement faible. La proportion des chocs asymétriques non partagés est de 72%. Autrement dit, seulement 28% (100 - 72%) des chocs asymétriques sont compensés (Tableau 3.2, colonne [1]). Le coefficient estimé est significatif à 1%.

La contribution des revenus nets des facteurs n'est pas statistiquement différente de 0. Le rôle des revenus nets des facteurs dans le partage des risques est cohérent avec la configuration actuelle des économies africaines. En Afrique, la mobilité temporaire du travail comme mécanisme d'ajustement est limitée par le développement inégal des activités dans les différents pays. Les flux migratoires quoiqu'importants, se font principalement en direction des pays africains les plus riches et butent souvent sur l'obstacle des tensions ethniques<sup>45</sup>. En outre, la migration temporaire en direction des pays non africains est presque inexistante.

De même, la contribution de la dépréciation du capital au partage des risques est nulle. Cette estimation est loin des -7% et -9% estimés pour les pays de l'OCDE (cf section 4 qui suit).

Le canal des transferts internationaux c'est-à-dire les flux financiers sans contrepartie (y compris les transferts des agents privés) est négatif (-2%) et n'est

---

<sup>45</sup> La plupart des régions économiques africaines tente de promouvoir la mobilité des personnes et du capital. A titre d'illustration, 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. La CEDEAO a également introduit un passeport communautaire à partir de 2000 pour faciliter la libre circulation des personnes.

pas statistiquement significatif. Ce résultat suggère que les transferts internationaux vers les États africains ne sont pas contra cycliques si on se réfère aux chocs asymétriques. Cette contribution des transferts internationaux dans le partage des risques reflète la réalité des pays africains. Les transferts publics et privés entre les Etats sont faibles, inadaptés, voire absents<sup>46</sup>. Les envois de fonds des migrants quoiqu'importants pour certains pays, sont en majorité faible par rapport au PIB. La composante « dons » n'est pas considérable dans l'Aide Publique au Développement.

Le principal canal significatif de partage des risques est l'épargne. Elle contribue à compenser 30% des chocs asymétriques. Cette estimation est significative à 1%. Nous examinons en détail le canal de l'épargne dans les sections suivantes.

Mais avant, nous vérifions que nous identifions bien que dans le contexte africain, le lissage de la consommation est la plus pertinente.

#### **4.2.2. L'impact des chocs covariants**

Dans la colonne [2] du Tableau 3.2, les chocs covariants c'est-à-dire les chocs qui ne sont pas mutualisables au sein du groupe de partage des risques, affectent significativement les flux qui permettent de lisser la consommation. A cause de leur impact significatif sur les flux de partage des risques, nous vérifions que le lissage de la consommation contre ces derniers est inefficace dans le contexte africain. Nous avons ré-estimé le système (3.7) sans les effets fixes temporels. L'absence des effets fixes temporels permet une mesure du lissage de consommation contre l'ensemble des chocs (asymétriques comme

---

<sup>46</sup> Par exemple, 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 affectant plus particulièrement certaines régions que vers la compensation des chocs négatifs et sa dotation est encore modeste. Egalement, les textes pour la création de la seconde zone monétaire en Afrique de l'Ouest, la ZMAO (Zone Monétaire de l'Afrique de l'Ouest) prévoient aussi l'établissement d'un fonds régional de stabilisation et de coopération pour servir d'amortisseur en cas de chocs et de difficultés temporaires de la balance des paiements.

symétriques) et capte ainsi le partage des risques et le lissage inter-temporel. Si le lissage de la consommation contre les chocs covariants n'est pas pertinent alors les coefficients estimés ne doivent pas être différents des estimations précédentes. Dans la colonne [2] du Tableau 3.2, le retrait des effets fixes temporels ne modifie ni la significativité ni la taille des estimations précédentes. La proportion des chocs qui ne sont pas compensés est de 73% et la contribution de l'épargne est de 29%. Ces estimations sont significatives à 1%. Ce résultat signifie qu'en Afrique, il n'y a pas de phénomène de lissage de la consommation contre les chocs communs et que les chocs communs ne sont pas importants (cf Tableau 1.3 dans la section 4.3 du Chapitre 1). Le caractère persistant des chocs communs est également une explication plausible de l'absence de lissage contre ces derniers. Les chocs covariants des pays africains sont si permanents qu'on ne les compense pas.

Le lissage de la consommation contre des chocs asymétriques que nous identifions dans ce chapitre est donc le plus important en Afrique.

<b>Tableau 3.2: Canaux de partage des chocs asymétriques, Afrique 1970-2004 (chocs annuels)</b>		
	Afrique	
	[1]	[2]
<b>Revenus de facteurs</b>	<b>-0</b> (2) N=1406 R2=0.03	<b>-0</b> (2) N=1406 R2=0.00
<b>Dépréciation du capital</b>	<b>-0</b> (1) N=1406 R2=0.07	<b>-0</b> (1) N=1406 R2=0.00
<b>Transferts</b>	<b>-2</b> (5) N=1406 R2=0.03	<b>-2</b> (5) N=1406 R2=0.00
<b>Epargne</b>	<b>30***</b> (7) N=1406 R2=0.11	<b>29***</b> (6) N=1406 R2=0.07
<b>Non partagés</b>	<b>72***</b> (7) N=1406 R2=0.33	<b>73***</b> (6) N=1406 R2=0.31
Effets fixes temporels	Oui	Non
F test des Effets fixes temporels	Significatif	
Notes: Estimation du système (3.7) 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 pour être comparables à la présentation de Sorensen et Yosha (1998). N= Nombre d'observations. R2 = R2 de la régression correspondante. *, **, *** respectivement significatifs à 10%, 5% et 1%.		

#### 4.2.3. L'impact de la persistance des chocs

Nous examinons également que l'identification des mécanismes de partage des risques n'est pas liée à durée des chocs. La stratégie optimale de partage des risques idiosyncratiques est différente selon la durée du choc. Si l'effet du choc est durable (c'est-à-dire que le choc affecte l'économie sur plusieurs années), les pays engagés dans un processus de partage des risques asymétriques préféreront les mécanismes structurels (tels que la mobilité des facteurs ou les fonds régionaux automatiques de compensation) aux mécanismes conjoncturels

(tels que l'épargne publique ou privée).

La décomposition de la variance des taux de croissance du PIB sur des fréquences annuelles ne permettent pas d'identifier le partage des risques des chocs asymétriques dont les effets durent plus d'une année. Nous avons ré-estimé le système (3.7) en augmentant régulièrement l'intervalle des chocs de croissance du PIB. Au lieu de  $\Delta \text{LogPIB}_t^i = (\text{LogPIB}_t^i - \text{LogPIB}_{t-1}^i)$ , nous avons successivement calculé  $\Delta \text{LogPIB}_t^i = (\text{LogPIB}_t^i - \text{LogPIB}_{t-k}^i)$  avec  $2 \leq k \leq 10$ .

Pour mieux éclairer le concept de choc durable, considérons un pays dans un groupe de partage des risques dont le PIB par habitant à l'état stationnaire est de 1000 à une année  $t$ . Puis supposons que le pays subit un choc positif et asymétrique de 100 à l'année  $t+1$  puis un choc négatif -60 à l'année  $t+2$ . Les chocs annuels sont définis par:

$$\text{LogPIB}_{t+1} - \text{LogPIB}_t = \text{Log}(1100) - \text{Log}(1000) = 0.095 = +9.5\%$$

$$\text{LogPIB}_{t+2} - \text{LogPIB}_{t+1} = \text{Log}(1040) - \text{Log}(1100) = -0.056 = -5.6\%$$

Le choc sur deux années est définie par:

$$\text{LogPIB}_{t+2} - \text{LogPIB}_t = \text{Log}(1040) - \text{Log}(1000) = 0.039 = 3.9\%$$

Une stratégie de lissage de la consommation contre deux chocs annuels successifs de +9.5% et -5.6% est différente d'une stratégie de lissage contre un choc positif sur deux ans de 3.9%. Par exemple, si le pays anticipe deux chocs annuels consécutifs de +9.5% et -5.6%, la première année il est pertinent de prêter la première année sur les marchés financiers la totalité de l'excédent +9.5% de croissance à ses partenaires, puis dans un second temps emprunter l'année suivante sur ces mêmes marchés, le déficit de -5.6% (moins évidemment les intérêts reçus pour le prêt antérieur). Inversement, si le pays anticipe que le choc est durable c'est-à-dire un horizon de deux années, qu'il affecte l'économie sur deux années et qu'il est de l'ordre de +3.9%, il est préférable de ne transférer à ses partenaires que +3.9% sur deux ans.

Cette méthode pour mesurer le partage des chocs durables a été appliquée par Asdrubali *et al.* (1996, pp. 1096-1097), par Arreaza *et al.* (1998, pp. 12-13), par Sorensen et Yosha (1998, pp. 232-233) et par Marinheiro (2005, p. 22). L'idée étant qu'en augmentant la fréquence des chocs, on élimine les fluctuations dont les durées sont inférieures à la fréquence retenue et on tient ainsi compte des chocs affectant les économies sur de longues durées et qui sont prévisibles pour les économies.

Les résultats des estimations sont présentés dans le Tableau 3.3. Nous montrons que la prise en compte de la durée des chocs ne modifie pas les conclusions précédentes. La fraction des chocs asymétriques qui ne sont pas compensés, baisse avec la persistance des chocs (de 68% pour les chocs de deux années consécutives à 62% pour les chocs de dix années consécutives). En outre, l'épargne est le principal canal significatif de partage des chocs asymétriques alors que les contributions des revenus de facteurs et des transferts internationaux ne sont pas significatives. Le partage des chocs asymétriques par l'épargne augmente avec la durée des chocs: de 37% pour les chocs de deux années consécutives à 50% pour les chocs de dix années consécutives.

Tableau 3.3: Partage des risques et durée des chocs, Afrique 1970-2004.									
Durée	2 années	3 années	4 années	5 années	6 années	7 années	8 années	9 années	10 années
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]
Revenus de facteurs	-0 (2) N=1349 R2=0.03	-2 (2) N=1292 R2=0.03	-3 (3) N=1236 R2=0.03	-4 (2) N=1181 R2=0.03	-4 (2) N=1127 R2=0.03	-3 (2) N=1073 R2=0.03	-3 (2) N=1019 R2=0.03	-3 (2) N=969 R2=0.03	-3 (3) N=921 R2=0.02
Dépréciation du capital	-2 (2) N=1349 R2=0.06	-2 (2) N=1292 R2=0.06	-2 (2) N=1236 R2=0.06	-2 (2) N=1181 R2=0.05	-2 (2) N=1127 R2=0.06	-2 (2) N=1073 R2=0.06	-2 (2) N=1019 R2=0.06	-2 (2) N=969 R2=0.06	-2 (2) N=921 R2=0.06
Transferts	-2 (5) N=1349 R2=0.03	-0 (6) N=1292 R2=0.03	0 (7) N=1236 R2=0.02	0 (8) N=1181 R2=0.02	-1 (8) N=1127 R2=0.02	-4 (9) N=1073 R2=0.02	-6 (9) N=1019 R2=0.01	-7 (9) N=969 R2=0.01	-6 (10) N=921 R2=0.01
Épargne	37*** (8) N=1349 R2=0.11	37*** (9) N=1292 R2=0.11	39*** (9) N=1236 R2=0.12	42*** (9) N=1181 R2=0.13	44*** (9) N=1127 R2=0.14	46*** (9) N=1073 R2=0.14	47*** (10) N=1019 R2=0.14	49*** (10) N=969 R2=0.15	50*** (11) N=921 R2=0.16
Non partagés	68*** (8) N=1349 R2=0.24	67*** (9) N=1292 R2=0.23	66*** (10) N=1236 R2=0.21	64*** (10) N=1181 R2=0.20	64*** (11) N=1127 R2=0.20	64*** (11) N=1073 R2=0.20	64*** (11) N=1019 R2=0.21	63*** (12) N=969 R2=0.20	62*** (12) N=921 R2=0.20
Effets fixes temporels	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui

Notes: Notes: Estimation du système (3.7) 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 pour être comparables à la présentation de Sorensen et Yosha (1998). N= Nombre d'observations. R2 = R2 de la régression correspondante. \*, \*\*, \*\*\* respectivement significatifs à 10%, 5% et 1%.

#### 4.2.4. L'examen du canal de l'épargne

Dans la sous-section précédente, nous avons montré que l'épargne est le canal significatif de partage des risques entre les pays africains. Nous examinons en détail cette contribution de l'épargne.

Dans une optique de revenu, l'épargne nationale est la somme de l'épargne publique et de l'épargne privée. L'implication politique en termes de mise en place des institutions 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. La comparaison des contributions respectives de l'épargne privée et de l'épargne publique permettrait de hiérarchiser les politiques et règles publiques à mettre en œuvre.

Nous utilisons les données sur l'épargne publique dans la base *World Bank African Database 2005*. L'épargne privée est calculée à partir de l'épargne totale et de l'épargne publique (cf. Annexe 3.1).

A partir de la troisième équation du système (3.7), les contributions de l'épargne privée et de l'épargne publique peuvent être estimées par les équations suivantes<sup>47</sup>:

$$\Delta \text{LogRND}_{it} - \Delta \text{Log}( \text{RND}_{it} - Sg_{it} ) = \delta_t^s + \varphi^s \cdot \Delta \text{LogPIB}_{it} + \varepsilon_{it}^s \quad (3.8a)$$

$$\Delta \text{LogRND}_{it} - \Delta \text{Log}( \text{RND}_{it} - Sp_{it} ) = \delta_t^p + \varphi^p \cdot \Delta \text{LogPIB}_{it} + \varepsilon_{it}^p \quad (3.8b)$$

$Sg_{it}$  désigne l'épargne publique,  $Sp_{it}$  l'épargne privée.  $\delta_t^s$  et  $\delta_t^p$  sont des effets fixes années et contrôlent 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 dans le partage des risques entre les pays. En principe, la somme des coefficients doit correspondre au coefficient de la contribution de l'épargne estimées plus haut ( $\varphi^E = \varphi^p + \varphi^s$ ). Intuitivement avec

<sup>47</sup> Une décomposition similaire a été proposée par Sorensen et Yosha (1998, p. 234) et. Marinheiro (2005, p. 201).

l'équation (3.8a), si un pays est affecté par un choc négatif spécifique de -5% dans le RND alors que la somme de la consommation et de l'épargne privée  $[(C + G)_{it} + Sp_{it} = RND_{it} - Sg_{it}]$  ne baisse que 2%, alors l'épargne publique ( $Sg_{it}$ ) contribue à compenser 60% (c'est-à-dire 3% sur 5%) du choc initial sur le RND. Nous avons estimé les équations (3.8a) et (3.8b) avec la méthode des Moindres Carrés Généralisés (MCG) en deux étapes comme précédemment décrite. L'estimation des contributions de l'épargne publique et privée est dans le cas africain quelque peu problématique puisque nous perdons près de la moitié de nos observations à cause du manque de données renseignées sur l'épargne publique (cf. Tableau 3.1). L'échantillon renseigné correspond à environ trente-quatre (34) pays africains sur la période 1980-2004 (cf. Annexe 3.2). En outre, il est souvent postulé dans la littérature les difficultés de mesure de l'épargne publique.

Les résultats sont présentés dans le Tableau 3.4, colonne [1]. Ils montrent que la contribution de l'épargne dans le partage des risques entre les pays africains est principalement expliquée par l'épargne publique. Son apport dans le partage des chocs asymétriques est significatif et de l'ordre de 16% des chocs asymétriques (notons que la période d'analyse est restreinte à 1980-2004). Le coefficient estimé est significatif à 1%. Inversement, la contribution de l'épargne privée dans le partage des risques, qui est de l'ordre de 4%, n'est pas statistiquement significative. La somme des contributions de l'épargne publique et de l'épargne privée est différente de la contribution de l'épargne estimée précédemment à cause de la restriction de l'échantillon susmentionnée. Le retrait des effets fixes temporels ne modifie pas les conclusions de base.

Ce résultat indique que les autorités budgétaires africaines se préoccupent du lissage de la consommation publique face aux chocs en général. Ce lissage se fait par une adaptation de l'épargne publique et donc de l'investissement public. Les gouvernements ajustent leurs investissements en fonction des chocs par un accroissement durant les chocs positifs et une réduction pendant les récessions.

Une des explications de la différence entre la contribution de l'épargne publique et celle de l'épargne privée est la difficulté du secteur privé d'accéder aux crédits formels sur les marchés financiers intérieurs, régionaux ou internationaux. En Afrique, l'aléa

moral, le risque de défaut et l'absence de mécanismes de garanties réduisent l'accès du secteur privé aux crédits des marchés formels (*e.g.*, Christensen, 2004 et Sacerdoti, 2005). En revanche les autorités budgétaires, plus crédibles, ont plus de facilités pour emprunter sur les marchés financiers intérieurs, régionaux ou internationaux en cas de choc négatif ou prêter en cas de choc positif.

Enfin, les conclusions sur la contribution de l'épargne publique doivent être prudentes à cause de la restriction de l'échantillon et à cause de la qualité des données sur l'épargne publique dans les pays africains.

La seule information pertinente à extraire de ces estimations est la suivante: dans une perspective d'intégration monétaire, les autorités budgétaires africaines ont un rôle important à jouer dans le partage des risques surtout dans la contribution de l'épargne nette.

<b>Tableau 3.4: contribution de l'épargne publique et de l'épargne privée dans le partage des risques Afrique 1980-2004 (chocs annuels)</b>		
	[1]	[2]
<b>Épargne publique</b>	<b>16***</b> (4) N=525 R2=0.10	<b>16***</b> (4) N=525 R2=0.04
<b>Epargne privée</b>	<b>4</b> (81) N=525 R2=0.07	<b>3</b> (5) N=525 R2=0.00
Effets fixes temporels	Oui	Non
F test des Effets fixes temporels	Significatif	
Notes: Estimation des équations (3.8a) et (3.8b) 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 pour être comparables à la présentation de Sorensen et Yosha (1998). N= Nombre d'observations. R2 = R2 de la régression correspondante. *, **, *** respectivement significatifs à 10%, 5% et 1%.		

#### 4.2.5. Le rôle de l'Aide Publique au Développement

Nous examinons la contribution de l'Aide Publique au Développement (APD) au lissage de la consommation contre les chocs asymétriques. Les pays africains sont en effet dépendants de l'APD (en moyenne l'APD par habitant représente 10% du PIB par habitant dans notre échantillon) et l'allocation de cette dernière peut obéir à des motivations d'assurance des populations et donc des consommations. Un courant de la littérature économique suggère que l'APD pourrait contribuer à compenser les chocs macroéconomiques externes et contribuer au lissage la consommation d'une manière générale et au lissage contre les chocs asymétriques subis par les pays africains. Par exemple, Pallage *et al.* (2006) ont montré dans une analyse de simulation que l'APD réduit la volatilité de la consommation dans les pays en développement et contribue ainsi au lissage de la consommation contre les chocs macroéconomiques.

La variable APD utilisé dans ce chapitre, agrège des flux hétérogènes (prêts à des conditions favorables ou dons publics) et ne correspond pas souvent à des versements financiers directs aux Etats (assistance technique, aide d'urgence). Selon la méthodologie de la décomposition de la variance du taux de croissance du PIB retenue dans le présent chapitre, l'APD comprend des transferts internationaux (dons) et l'épargne (prêts). Parce que nous ne disposons pas de la désagrégation de l'aide en dons sans contrepartie et en prêts, nous supposons que l'APD compense le PNB qui lui-même est directement consommé. Cette supposition permet d'estimer la contribution de l'APD dans le lissage de la consommation contre les chocs asymétriques à partir de l'équation suivante<sup>48</sup>:

$$\Delta \text{Log} PNB_t^i - \Delta \text{Log} ( PNB_t^i + A_t^i ) = \delta_t^a + \varphi^a * \Delta \text{Log} PIB_t^i + \varepsilon_{it}^a \quad (3.9)$$

$A_t^i$  représente l'APD reçue par habitant.  $\delta_t^a$  est un effet fixe temporel qui capte les chocs covariants.  $\varphi^a$  mesure la fraction des chocs asymétriques qui sont compensés par l'APD. L'équation (3.9) est estimée avec la méthode des Moindres Carrés Généralisés (MCG) en deux étapes, décrite plus haut.

<sup>48</sup> Yehoue (2005) adopte la même spécification, lorsqu'il analyse la contribution de l'aide française au partage interafricain des risques.

Le résultat présenté dans le Tableau 3.5 indique que l'APD contribue à compenser 12% des chocs asymétriques africains. Le coefficient estimé est significatif à 1%. Le retrait des effets fixes temporels ne change pas la contribution de l'aide au lissage de la consommation. Ce résultat est cohérent avec les estimations précédentes puisque l'aide est une combinaison de transferts (qui n'est pas significative dans le partage des risques) et d'épargne (qui est le canal significatif de partage des risques)

L'estimation confirme l'argument de Pallage *et al.* (2006) selon lequel l'APD contribue au lissage de la consommation dans les pays en développement et ne peut être ignorée par ceux-ci. Dans une perspective d'intégration monétaire africaine et de lissage de la consommation par le partage des risques, le rôle de l'aide doit être pris en compte. Un système de transferts au niveau de l'union peut en amont identifier les pays devant bénéficier prioritairement de l'aide adressée à l'union.

Tableau 3.5: partage des risques et Aide Publique au Développement reçue, Afrique 1970-2004 (chocs annuels)		
Aide Publique au Développement	12** (5) N=1375 R2=0.11	13** (5) N=1375 R2=0.04
Effets fixes temporels	Oui	Non
F test des Effets fixes temporels	Significatif	
Notes: Estimation de l'équation (3.9) 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 pour être comparables à la présentation de Sorensen et Yosha (1998). N= Nombre d'observations. R2 = R2 de la régression correspondante. *, **, *** respectivement significatifs à 10%, 5% et 1%.		

### 4.3. L'intégration monétaire et le partage des risques en Afrique

La seconde partie de notre analyse qui au cœur de la problématique de la thèse, consiste à évaluer l'effet de l'intégration monétaire sur les mécanismes de partage des risques. L'union monétaire renforce-t-elle le partage des risques dans le contexte africain? L'architecture de l'intégration monétaire africaine présentée au **Chapitre 1** permet d'explorer l'impact des différentes formes d'intégration (zone de libre échange, marché commun, zone monétaire et union monétaire) sur le partage des risques.

L'intégration monétaire incite à un plus grand partage des risques. En effet, l'union monétaire s'accompagne en général d'une liberté de mouvements des personnes qui facilite aussi bien la mobilité, temporaire comme durable, des travailleurs d'une union financière qui favorise la mobilité des capitaux et les transferts d'épargne (en développant les marchés financiers régionaux) et de la mise en place de fonds de compensation ou structurels (par exemple dans la zone Euro ou dans l'UEMOA). De même la suppression des incertitudes sur le taux de change peut avoir un effet positif sur les dons et les envois de fonds des migrants croisés. Les membres de l'union monétaire peuvent également emprunter plus facilement sur les marchés financiers internationaux ou obtenir une assurance de tiers comme c'est le cas de la France avec les pays de la Zone Franc à travers son Aide Publique au Développement et les « *comptes d'opérations* ». En outre, la littérature sur le partage des risques suggère également qu'une union monétaire favorise le partage des risques. La comparaison des contributions d'Asdrubali *et al.* (1996) sur les Etats américains (considérés comme présentant les caractéristiques d'une union monétaire parfaite) et celles de Sorensen et Yosha (1998) sur les pays européens (qui n'étaient pas encore en union monétaire) montre que l'union monétaire est associée à un partage des risques plus important.

Pour évaluer l'impact de l'intégration monétaire sur le partage des dans le contexte africain, nous estimons à partir du système (3.7), les partages des risques au sein des principaux groupements régionaux africains: les unions monétaires (UEMOA, CEMAC), la zone monétaire CMA, les communautés économiques (CEDEAO, EAC, SADC, COMESA et UMA).

Nous reportons les résultats dans le Tableau 3.6. Ces derniers montrent que le phénomène d'endogénéité des mécanismes par rapport à l'intégration monétaire semble exister pour certaines unions à travers la mobilité des facteurs (CMA), l'union financière (CEMAC) et les transferts (CMA). Comparativement aux estimations pour l'ensemble de l'échantillon (Tableau 3.2, colonne [1]), nous montrons qu'à l'exception de l'UEMOA, le lissage de la consommation est meilleur dans la CEMAC et la CMA.

Au sein de la CEMAC, 67% des chocs asymétriques ne sont pas significativement compensés (Tableau 3.6, colonne [1]). L'épargne contribue à significativement neutraliser 51% des chocs hétérogènes alors que la contribution des transferts est négative sans être significative pour 22% des chocs. Ainsi, les pays de la CEMAC ont plus emprunté sur les marchés financiers pendant les chocs asymétriques négatifs et moins durant les chocs positifs. Les revenus nets des facteurs contribuent à compenser 4%. Cette contribution n'est pas statistiquement significative.

Le partage des risques est encore plus élevé entre les pays de la zone Rand autour de l'Afrique du Sud, la plus grande économie africaine. Seulement 61% des chocs asymétriques ne sont pas absorbés (Tableau 3.6, colonne [3]). L'essentiel du lissage de la consommation est obtenu par les transferts à hauteur de 42% et par les revenus nets des facteurs pour 6%. Au vu de la configuration de la zone c'est-à-dire des économies satellites autour d'un leader, la majorité des chocs asymétriques affectent les petits pays et il est probable que l'essentiel des flux servant au lissage proviennent des émigrés temporaires et permanents des pays satellites établis en Afrique du sud. L'épargne, sans être significative, a une contribution négative de -10%.

La situation est différente pour l'UEMOA (Tableau 3.6, colonne [2]). Le partage des risques n'y est guère meilleur que la moyenne africaine, suggérant que le phénomène d'endogénéité n'existe pas dans cette union. Environ 77% des chocs asymétriques ne sont pas neutralisés dans l'union. L'épargne est le seul canal de lissage de la consommation contre 22% des chocs asymétriques.

La comparaison des zones monétaires avec les communautés économiques régionales renforce l'hypothèse d'endogénéité des mécanismes de partage des risques avec l'intégration monétaire. Hormis l'EAC, le partage des risques au sein des communautés économiques régionales est inférieur à celui estimé pour la CMA et la

CEMAC. La proportion des chocs asymétriques non absorbés est de 77% dans la CEDEAO, 78% dans la SADC, 70% dans le COMESA et 80% dans l'UMA (Tableau 3.6, colonnes [4]-[8]). Dans ces derniers ensembles économiques, l'épargne est le seul canal significatif sauf pour les membres de la SADC qui utilisent les transferts en plus pour neutraliser l'effet des chocs asymétriques sur la consommation. Le partage des risques dans l'EAC est comparable à celui observé dans la CEMAC ou la CMA: la fraction des chocs asymétriques non partagés y est de 68%; l'épargne et la consommation de capital fixe absorbent significativement et respectivement 47% et 3% des chocs asymétriques; les transferts internationaux contribuent négativement au lissage et amplifie l'effet des chocs à hauteur de -16%; enfin le canal des revenus nets des facteurs n'est pas significatif.

La comparaison du partage des risques entre des groupes restreints de pays africains ayant une tradition de coopération et qui sont différents en termes d'intégration monétaire proposent deux conclusions divergentes. D'une part la CEMAC et la CMA ont un meilleur partage des risques supportant l'argument d'un impact endogène des unions sur les mécanismes de partage des risques et d'autre part, l'UEMOA ne diffère pas des autres ensembles économiques suggérant que l'union monétaire à elle seule ne suffit pas pour développer les mécanismes de partage.

Tableau 3.6: Canaux de partage des chocs asymétriques dans les principales communautés économiques, Afrique 1970-2004 (chocs annuels)								
	Unions monétaires		Zone monétaire	Communautés économiques				
	CEMAC	UEMOA	CMA	CEDEAO	EAC	COMESA	SADC	UMA
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
Revenus de facteurs	4 (8) N=162 R2=0.21	0 (1) N=224 R2=0.18	6*** (1) N=127 R2=0.27	-2 (2) N=477 R2=0.07	-1 (1) N=133 R2=0.31	1 (2) N=495 R2=0.10	-2 (3) N=419 R2=0.11	6 (5) N=144 R2=0.31
Dépréciation du capital	-2 (3) N=162 R2=0.28	1 (1) N=224 R2=0.24	1 (2) N=127 R2=0.25	1 (1) N=477 R2=0.17	3*** (1) N=133 R2=0.38	1 (1) N=495 R2=0.18	-1 (1) N=419 R2=0.10	0 (1) N=144 R2=0.29
Transferts	-22 (20) N=162 R2=0.24	-1 (5) N=224 R2=0.25	42** (13) N=127 R2=0.27	5 (8) N=477 R2=0.07	-16** (4) N=133 R2=0.38	-4 (4) N=495 R2=0.09	12* (6) N=419 R2=0.12	-13 (8) N=144 R2=0.28
Epargne	51* (22) N=162 R2=0.36	22*** (5) N=224 R2=0.26	-10 (8) N=127 R2=0.33	21*** (7) N=477 R2=0.12	47* (18) N=133 R2=0.48	30*** (9) N=495 R2=0.19	13** (5) N=419 R2=0.18	32*** (3) N=144 R2=0.33
Non partagés	67** (18) N=162 R2=0.48	77*** (8) N=224 R2=0.51	61** (14) N=127 R2=0.40	77*** (8) N=477 R2=0.33	68** (18) N=133 R2=0.58	70*** (8) N=495 R2=0.37	78*** (6) N=419 R2=0.35	80*** (7) N=144 R2=0.50
Effets fixes temporels	Oui							

Notes: UEMOA = Union Economique et Monétaire Ouest Africaine, CEMAC = Communauté Economique et Monétaire d'Afrique Centrale, CMA = Common Monetary Area, CEDEAO = Communauté Economique des États de l'Afrique de l'Ouest, EAC = Communauté des Etats de l'Afrique de l'Est (East African Community), SADC = Southern African Development Community, COMESA = Common Market for Eastern and Southern Africa, UMA = Union du Maghreb Arabe, OCDE = Organisation de Coopération et de Développement Economiques. Estimation du système (3.7) 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 pour être comparables à la présentation de Sorensen et Yosha (1998). N= Nombre d'observations. R2 = R2 de la régression correspondante. \*, \*\*, \*\*\* respectivement significatifs à 10%, 5% et 1%.

## 5. DISCUSSION DE LA PERTINENCE DES MECANISMES DE PARTAGE DES RISQUES AFRICAINS

Nous discutons la pertinence des estimations africaines par rapport à la littérature sur les pays industrialisés qui sont plus économiquement intégrés. Nous comparons nos résultats avec ceux de Sorensen et Yosha (1998), Arreaza *et al.* (1998) et Marinheiro (2005) sur les pays de l'OCDE<sup>49</sup>.

Nous comparons d'abord les résultats obtenus sur l'échantillon Afrique à ceux de l'OCDE. Comparativement aux pays de l'OCDE, le degré de partage des chocs asymétriques est plus faible en Afrique. Dans le Tableau 3.7, la proportion des chocs asymétriques qui ne sont pas compensés est de 72% entre les Etats africains sur la période 1970-2004 contre 65% selon Sorensen et Yosha (1998, période 1981-1990), 62% selon Arreaza *et al.* (1998, période 1980-1993) et 59% selon Marinheiro (2005, période 1970-1999). Le canal de l'épargne est le plus notable et le plus significatif dans les deux échantillons. Toutefois, la contribution de l'épargne est relativement plus faible en Afrique. L'épargne absorbe 44% des chocs asymétriques selon Sorensen et Yosha (1998), 46% selon Arreaza *et al.* (1998) et 50% selon Marinheiro (2005) alors que l'estimation est de 30% pour les pays africains. Enfin, comme pour les pays africains, les contributions des revenus nets des facteurs et des transferts internationaux ne sont pas significatives si une longue période est considérée (Marinheiro, 2005, période 1970-1999). Toutefois, sur la décennie 1980-1990, les transferts internationaux ont contribué à compenser 3% des chocs asymétriques (Sorensen et Yosha, 1998 et Arreaza *et al.*, 1998).

Ensuite, nous jugeons l'importance du phénomène d'endogénéité du partage des risques observé dans la CEMAC et la CMA (*cf.* section 4.3) par rapport aux estimations de l'OCDE. La comparaison indique que le partage des risques au sein de

<sup>49</sup> *Cf.* Sorensen et Yosha (1998), Tableau 1, colonne 4, (p. 226); Arreaza *et al.* (1998), Tableau 3.1, colonne 4 (p.24) et Marinheiro (2005), Tableau 2, colonne 1, (p. 199). Les pays de l'OCDE dans leurs bases sont l'Allemagne, l'Australie, l'Autriche, la Belgique, le Canada, le Danemark, l'Espagne, les États-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.

la CEMAC et de la CMA est analogue aux degrés estimés pour l'OCDE.

A l'aune de ces comparaisons, nous déduisons que le partage des risques entre l'ensemble des pays africains n'est guère différent de celui observé entre les pays industrialisés. Seul le degré de contribution de l'épargne est différent. En outre, l'existence du phénomène d'endogénéité du partage des risques par rapport à l'intégration monétaire, rend l'assurance des chocs asymétriques équivalente à celle estimée pour les pays industrialisés.

Tableau 3.7: Comparaisons avec la littérature sur les pays industrialisés				
Etudes OCDE		Sorensen et Yosha (1998) (a)	Arreaza <i>et al.</i> (1998) (a)	Marinheiro (2005) (b)
	Afrique 1970-2004	OCDE 1981-1990	OCDE 1980-1993	OCDE 1970-1999
	Tableau 3.2, colonne [1]	Tableau 1, colonne 4 (p. 226)	Tableau 3.1, colonne 4 (p.24)	Tableau 2, colonne 1 (p. 199)
	[1]	[2]	[3]	[4]
Revenus de facteurs	-0 (2)	-2** (1)	-1 (1)	-2 (1)
Dépréciation du capital	-0 (1)	-9*** (2)	-9*** (1)	-7*** (7)
Transferts	-2 (5)	3*** (1)	3*** (1)	-1 (1)
Epargne	30*** (7)	44*** (4)	46*** (4)	50*** (15)
Non partagés	72*** (7)	65*** (4)	62*** (4)	59*** (20)
Notes: Toutes les estimations incluent des effets fixes temporels. Les coefficients estimés sont en gras. Les coefficients et les écarts-types ont été multipliés par 100. (a) Ecart-types robustes entre parenthèses. (b) T-statistiques robustes entre parenthèses. *, **, *** respectivement significatifs à 10%, 5% et 1%.				

## 6. CONCLUSION

Plusieurs communautés économiques africaines ont déclaré leur intention d'adopter des unions monétaires dans les années à venir. Un certain nombre d'auteurs ont montré que la principale condition théorique pour communautariser les politiques monétaires et les politiques de change (c'est-à-dire la symétrie des chocs) n'est pas particulièrement vérifiée dans les ensembles africains. Cette analyse est statique et repose sur une conception figée du critère de symétrie des chocs. Une union monétaire peut être optimale si des mécanismes alternatifs d'ajustement tels que les institutions formelles et informelles de partage des risques asymétriques, prennent le relais du taux de change et de la politique monétaire. Le partage des risques s'opère par une augmentation des flux financiers vers les économies en récession et une diminution des flux financiers vers les pays en expansion. Il participe au lissage de la consommation. Lorsque le lissage de la consommation est parfait, la consommation doit exclusivement dépendre des ressources de l'union et non de la conjoncture spécifique du pays.

Dans ce chapitre nous avons utilisé les comptes nationaux pour décomposer la variance du taux de croissance du PIB afin d'estimer les canaux de partage des risques asymétriques entre les pays africains de 1970 à 2004. La technique permet de mesurer la proportion des chocs asymétriques qui sont compensés par les revenus nets des facteurs (mobilité internationale des facteurs), la dépréciation du capital, les transferts internationaux (système de transferts) et l'épargne (marchés internationaux du crédit). Nous avons structuré l'analyse en deux parties. La première explore l'existence de canaux de partage des risques entre les pays africains. La seconde examine dans quelle mesure l'intégration monétaire africaine affecte les mécanismes de partage des risques.

Les résultats indiquent que le degré de partage des risques asymétriques entre l'ensemble des pays africains est quelque peu faible: seulement 28% des chocs asymétriques sont compensés contre 35% selon Sorensen et Yosha (1998, période 1981-1990), 38% selon Arreaza *et al.* (1998, période 1980-1993) et 41% selon Marinheiro (2005, période 1970-1999) pour les pays de l'OCDE. Le canal significatif

et notable est le celui de l'épargne qui contribue à absorber 30% des chocs asymétriques annuels. Un examen approfondi de ce dernier canal (pour environ la moitié des pays pour lesquels nous disposons de données) suggère que seule l'épargne publique est significative pour environ 16% des chocs asymétriques. Ce résultat indique que les autorités budgétaires africaines se préoccupent du lissage de la consommation publique face aux chocs en général. L'aide contribue également au lissage de la consommation des pays africains contre 12% chocs asymétriques. En outre, nous obtenons deux résultats divergents sur l'endogénéité du partage des risques par rapport à l'intégration monétaire. D'une part la CEMAC et la CMA ont un meilleur partage des risques supportant l'argument d'un impact endogène des unions sur les mécanismes de partage des risques et d'autre part, l'UEMOA ne diffère pas des autres ensembles économiques suggérant que l'union monétaire à elle seule ne suffit pas pour développer les mécanismes de partage.

Dans la perspective d'intégration monétaire africaine, il est possible pour les pays africains d'atténuer l'impact des chocs asymétriques sur la consommation par le partage des risques. Pour cela, les unions monétaires africaines actuelles et « futures » doivent développer des marchés régionaux du crédit ou faciliter l'accès aux marchés internationaux du crédit. Comme nous avons estimé que le partage des risques par l'épargne publique est la plus significative pour une partie de l'échantillon, les autorités budgétaires doivent être des acteurs-clés pour le développement des marchés régionaux du crédit. Par exemple, les gouvernements peuvent émettre des bons du trésor de court terme ou de long terme sur les marchés régionaux du crédit en période de chocs asymétriques négatifs ou acquérir des portefeuilles actifs financiers durant les phases de chocs positifs. D'autre part, les difficultés du secteur privé pour obtenir des financements sur les marchés formels (aléa moral, risque de défaut et absence de mécanismes de garanties) doivent être un élément important de la mise en place des marchés financiers régionaux. Les unions doivent également tenir compte des propriétés stabilisatrices de l'Aide Publique au Développement. Par exemple, un système de transferts au niveau de l'union peut en amont identifier les pays devant bénéficier prioritairement de l'aide adressée à l'union.

Dans ce chapitre, nous avons analysé les mécanismes alternatifs au taux de change et

à la politique monétaire dont disposent les Etats pour stabiliser la consommation contre les chocs asymétriques. Un résultat essentiel de l'analyse suggère que les gouvernements sont des acteurs importants du lissage de la consommation. La contribution publique s'opère par un ajustement de l'épargne publique et donc de l'investissement public à un niveau donné de consommation. Ainsi, les gouvernements sont-ils tentés de réduire leurs investissements pendant les récessions ou de les accroître pendant les expansions. Ce comportement subodore une pro cyclicité des politiques budgétaires. Cette pro cyclicité est contraire à l'objectif de stabilisation conjoncturelle des politiques budgétaires qui restent seules souveraines en union monétaire et mérite une attention particulière dans la perspective d'intégration. Cette question est au cœur de la problématique du chapitre suivant qui traite de la cyclicité de la politique budgétaire en union monétaire.

### ANNEXE 3.1: CALCULS ET SOURCES DES VARIABLES

Les données couvrent la période 1970-2004.

**Le Produit Intérieur Brut (PIB)** est extrait de la base *World Development Indicators 2007*. Nous la prenons en dollars constants (année 2000) des Etats-Unis, en dollars constants.

**Le Produit National Brut (PNB)** en dollars constants (année 2000) des Etats-Unis, est extrait de la Base *World Development Indicators 2007*.

**Le Revenu National (RN)** est calculé comme étant la différence entre PNB et la Consommation de capital fixe ( $RN = PNB - \text{la Consommation de capital fixe}$ ). La Consommation de capital fixe est elle-même calculée à partir du ratio Consommation de capital fixe/PNB de la base *World Development Indicators 2007*.

**La consommation totale (C+G)** en dollars constants (année 2000) des Etats-Unis c'est-à-dire la somme de la consommation privée et de la consommation publique est tirée de la base *World Development Indicators 2007*.

**L'épargne nette** est calculée à partir de l'épargne brute en dollars constants (année 2000) des Etats-Unis de la base *World Development Indicators 2007* et de la consommation de capital fixe. Nous procédons au calcul suivant: Epargne nette = Epargne brute - Consommation de capital fixe.

**Le Revenu National Disponible (RND)** est calculé comme étant la somme de la consommation totale et de l'épargne nette ( $RND=C+G+Epargne\ nette$ ).

**L'épargne publique (Sg)** en dollars américains courants est extraite de la base *World Bank African Database 2005*. Nous utilisons les PIB en dollars courants et en dollars constants pour obtenir l'épargne publique en dollars constants (Epargne publique constant = Epargne publique courant \* PIB constant/PIB courant). Une fois l'épargne publique calculée, nous en déduisons l'épargne privée: Epargne privée = Epargne nette - Epargne publique.

**L'Aide Publique au Développement (A)** par habitant en dollars courants américains est tirée de la base *World Development Indicators 2007*. Pour avoir l'Aide Publique au Développement en dollars constants, nous procédons au calcul suivant: Aide Publique au Développement constant = Aide Publique au Développement courant \* PIB constant/PIB courant).

Enfin, toutes les variables sont exprimées par habitant. La variable **population** est extraite de la base *World Development Indicators 2007*.

**ANNEXE 3.2: LISTE DES PAYS POUR LESQUELS L'ÉPARGNE EST DISPONIBLE**

<b>Disponibilité des données d'épargne publique (trente-quatre pays africains, 1980-2004)</b>	
Afrique du Sud (1981-2004)	Mali (1986-2004)
Benin (1990-2004)	Ile Maurice (1990-2004)
Botswana (1981-2003)	Mauritanie (1986-2000)
Burkina Faso (1986-2003)	Mozambique (1998-2004)
Cameroun (1985-2004)	Namibie (1990-2003)
Cap-Vert (1987-2004)	Ouganda (1985-2004)
Comores (1991-2004)	Rwanda (1998-2004)
Côte d'Ivoire (1985-2004)	São Tomé et Príncipe (1987-2000)
Erythrée (1993-2004)	Sénégal (1981-2004)
Ethiopie (1987-2004)	Sierra Leone (1986-2004)
Gambie (1996-2004)	Soudan (1997-2003)
Guinée (1987-2004)	Swaziland (1992-2004)
Guinée-Bissau (1980-2004)	Tanzanie (1991-2004)
Kenya (1993-2004)	Tchad (2000-2004)
Lesotho (1981-2004)	Togo (1984-2004)
Madagascar (1987-2004)	Zambie (1999-2004)
Malawi (1991-2004)	Zimbabwe (1987-2004)

**ANNEXE 3.3: LISTE DES PAYS DE L'ÉCHANTILLON**

<b>Echantillon: cinquante-un (51) pays africains</b>		
Afrique du Sud (1970-2004)	Gabon (1970-2004)	Namibie (1980-2004)
Algérie (1970-2004)	Gambie (1970-2004)	Niger (1970-2004)
Angola (1985-2004)	Ghana (1970-2004)	Nigeria (1970-2004)
Benin (1970-2004)	Guinée (1986-2004)	Ouganda (1982-2004)
Botswana (1970-2004)	Guinée équatoriale (1990-1998)	République Démocratique du Congo (1970-2004)
Burkina Faso (1970-2004)	Guinée-Bissau (1970-2004)	Rwanda (1970-2004)
Burundi (1970-2004)	Kenya (1970-2004)	Sénégal (1970-2004)
Cameroun (1970-2004)	Lesotho (1970-2004)	Seychelles (1976-2004)
Cap-Vert (1986-2004)	Libéria (1970-2004)	Sierra Leone (1970-2004)
Centrafrique (1970-2004)	Libye (1970-1983)	Soudan (1970-2004)
Comores (1980-2004)	Madagascar (1970-2004)	Swaziland (1970-2004)
Congo (1970-2004)	Malawi (1970-2004)	Tanzanie (1990-2004)
Côte d'Ivoire (1970-2004)	Mali (1970-2004)	Tchad (1970-2004)
Djibouti (1995-2000)	Maroc (1970-2004)	Togo (1970-2004)
Egypte (1970-2004)	Ile Maurice (1980-2004)	Tunisie (1970-2004)
Erythrée (1995-2004)	Mauritanie (1970-2004)	Zambie (1970-2004)
Ethiopie (1981-2004)	Mozambique (1980-2004)	Zimbabwe (1970-2004)

---

## CHAPITRE 4: PRO CYCLICITE DE LA POLITIQUE BUDGETAIRE ET SURVEILLANCE MULTILATERALE DANS LES UNIONS MONETAIRES AFRICAINES

---

“It is frequently asserted that fiscal policy tends to be pro cyclical in developing countries, thus failing to support the economy exactly when it is needed most; it is also frequently asserted that “particularly in times of crises, too little attention is devoted to the growth function of fiscal policy”, a statement that sometimes translates into the notion that “expenditure on public infrastructure and education is all too often sacrificed in times of crises”.” (Perotti, 2007, p.19).

### 1. INTRODUCTION

La symétrie des chocs n'est pas une condition stricte de partage d'une politique monétaire commune. Une union monétaire peut être optimale si des mécanismes de stabilisation, autres que le taux de change et la politique monétaire, sont en place pour répondre aux chocs asymétriques. La stabilisation peut avoir pour objectif de protéger le produit ou de protéger la consommation. Le chapitre précédent montre que la politique budgétaire peut servir à la stabilisation de la consommation et en particulier de la consommation publique. Cette stabilisation se réalise par une réduction des investissements pendant les récessions ou leur augmentation pendant les expansions. La politique budgétaire peut également aider à la stabilisation du produit si elle est contra cyclique c'est-à-dire expansive pendant les phases de basse conjoncture et restrictive durant les périodes de haute conjoncture.

En union monétaire, l'instrument budgétaire est la seule politique macroéconomique de stabilisation sous la souveraineté des Etats. Les autorités sont alors incitées à employer l'outil budgétaire pour compenser les effets des chocs que la politique

monétaire et de change n'arrive pas à neutraliser. Le besoin d'une politique budgétaire contra cyclique en union monétaire est d'autant plus opportun que les chocs spécifiques aux Etats sont importants (cf. Chapitre 1).

Dans les unions monétaires africaines, la conduite de la politique contra cyclique rencontre deux difficultés.

La première, d'ordre politique, est la tendance de la politique budgétaire à être pro cyclique contrairement à la neutralité observée dans les pays développés notamment ceux du G7 (Talvi et Végh, 2005). Talvi et Végh (2005) ont expliqué ce paradoxe par un modèle d'économie politique. C'est parce que les fluctuations de l'assiette fiscale sont fortes dans les pays en développement que les gouvernants sont contraints à une politique pro cyclique. Il leur est difficile de laisser se réaliser un important excédent budgétaire en période d'expansion face aux pressions des différents groupes sociaux et lobbies en faveur d'une augmentation des dépenses publiques. Afin d'atténuer le risque d'une utilisation inefficace des ressources supplémentaires et afin d'en faire bénéficier le secteur privé, les gouvernants sont conduits à accroître les dépenses et à réduire les taux d'imposition simultanément. En période de récession ils sont contraints, faute d'avoir mis de côté des ressources pour couvrir un déficit, de réduire les dépenses et d'accroître les taux d'imposition<sup>50</sup>. Une solution à ce problème de comportement politique pourrait être l'intervention d'une autorité supérieure. Celle-ci existe pour les pays constitués en union économique et monétaire<sup>51</sup>.

La seconde difficulté, spécifique aux unions monétaires, est l'adoption de règles budgétaires. En général, les gouvernements s'accordent sur une surveillance multilatérale des politiques budgétaires nationales afin qu'elles ne contrarient pas la

<sup>50</sup> Autrement dit, la politique est pro cyclique, expansive face à un choc externe positif et restrictive dans le cas inverse. Il en résulte une variation du solde budgétaire bien inférieure à celle prédite par un modèle « à la Barro » laissant jouer les stabilisateurs automatiques puisque selon celui-ci les dépenses publiques discrétionnaires sont maintenues constantes ainsi que les taux d'imposition.

<sup>51</sup> Dès 1992, à l'occasion de la conférence organisée par la Banque Mondiale et le Center for Economic Policy Research (CEPR) sur « les nouvelles dimensions de l'intégration », J. de Melo, A. Panagariya et D. Rodrik (1993) avaient postulé que la liberté d'action des gouvernements dans le choix de leur politique économique est contrainte par la présence des *lobbies* qui représentent des intérêts particuliers et dont les préférences sont différentes de celles des gouvernements. Selon leur modèle, un effet positif de la coopération régionale est de réduire le poids des groupes politiquement importants dans chaque économie (effet de dilution des préférences) et constitue un atout pour la mise en œuvre de bonnes politiques, là où leur action discrétionnaire risque de conduire à de mauvaises politiques

politique monétaire et de change commune. En effet le risque d'une mauvaise combinaison des politiques est d'autant plus élevé que l'existence d'une union monétaire donne à chaque Etat considéré individuellement la possibilité d'emprunter sur le marché financier commun sans entraîner une hausse des taux d'intérêt aussi importante que s'il avait dû emprunter sur un marché national. L'effet d'éviction de la dépense privée par la dépense publique étant réduit, la tentation est grande pour les gouvernements nationaux de mener une politique budgétaire trop expansive.

Mais comme la politique budgétaire reste le seul instrument qui permet de faire face à des chocs conjoncturels spécifiques à certains pays de l'union, le véritable enjeu est que la surveillance multilatérale des politiques budgétaires nationales incite les gouvernements à ne plus pratiquer une politique pro cyclique ou même, dans une perspective keynésienne, les incite à mettre en œuvre une politique contra cyclique.

Nous étudions cette question en nous fondant sur l'expérience des deux principales unions économiques et monétaires africaines, l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) et la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC). Ce choix se justifie pour deux raisons.

(/) Alors même que nombreux sont les projets de formation de nouvelles unions, il existe encore peu d'Unions Economiques et Monétaires réunissant des pays en développement (cf. Chapitre 1). Or les deux unions africaines ont été créées en 1994, précédées l'une et l'autre, dès 1962, par une union monétaire. La surveillance multilatérale des politiques budgétaires propres à chaque Etat a été l'un des objectifs assignés à la transformation des unions monétaires en unions économiques et monétaires<sup>52</sup>. Auparavant les politiques budgétaires nationales n'étaient contraintes que par les règles de l'émission monétaire. C'est parce que celles-ci sont apparues insuffisantes qu'une surveillance multilatérale a été prévue par les nouveaux traités et mise progressivement en place, dont le principal objectif est d'inciter les gouvernements à réduire leur déficit budgétaire. Ainsi ces deux unions fournissent-elles une longue période d'investigation, sans, puis avec, une surveillance multilatérale des politiques budgétaires nationales.

---

<sup>52</sup> Deux autres objectifs sont la réalisation d'un marché commun et la mise en place de politiques sectorielles communes.

(/̄) Les Etats qui composent ces unions sont tous de petite dimension, tant par leur population que par leur produit national et leur production est concentrée sur des produits primaires<sup>53</sup>. En raison de leurs caractéristiques démographiques et économiques, ils sont largement ouverts sur l'extérieur et exposés à des chocs extérieurs de grande ampleur, souvent spécifiques à l'un ou à l'autre d'entre eux. Il en résulte une grande instabilité de leur assiette fiscale, conforme à l'hypothèse de base du modèle de Talvi et Végh (2005). Les données du Tableau 4.1 montrent en effet que l'instabilité du produit et de la consommation intérieurs (à prix courants ou constants) des pays africains est bien supérieure à celle des pays du G7. Le phénomène est amplifié dans la CEMAC.

Le chapitre comprend deux parties. La première est consacrée à l'exposé des contraintes qui pèsent sur les autorités budgétaires des deux unions et aux hypothèses qui en découlent quant à leur comportement: ainsi commence-t-elle par présenter le cadre institutionnel dans lequel s'inscrit la politique budgétaire, notamment les principales dispositions de leur surveillance multilatérale et ses difficultés d'application; puis, après avoir rappelé le modèle présenté par Talvi et Végh (2005), elle montre comment la contrainte que représente la surveillance multilatérale conduit à modifier ce modèle, en introduisant une différence de comportement entre les périodes de haute conjoncture et celles de basse conjoncture où le caractère pro cyclique de la politique budgétaire s'en trouve accru.

La deuxième partie teste la pertinence de ce modèle amendé: elle présente une estimation économétrique des déterminants des politiques budgétaires en Afrique, en distinguant à l'intérieur de l'ensemble des Etats africains ceux appartenant à l'UEMOA ou à la CEMAC. La politique budgétaire est représentée par les ratios des dépenses, des recettes et du solde budgétaires au Produit Intérieur Brut. Les résultats tendent à valider l'analyse de Talvi et Végh (2005) en ce qui concerne l'ensemble des pays africains, pour lesquels les dépenses publiques sont effectivement pro cycliques; ils indiquent aussi, conformément au modèle proposé que le comportement des

---

<sup>53</sup> En 2006 les plus grands des pays (par leur population) de l'UEMOA et de la CEMAC, respectivement la Côte d'Ivoire et le Cameroun, ont 19 et 18 millions d'habitants et un produit national brut de 16,6 et 18,1 milliards de dollars (selon la méthode de l'Atlas de la Banque Mondiale), et les plus petits, la Guinée-Bissau et le Gabon ont 2 et 1 millions d'habitants et un produit national brut de 0,3 et 7 milliards de dollars. (Source: World Bank, *World Development Indicators* 2008).

autorités budgétaires des deux unions se distinguent de celui des autres pays africains. A partir de la création des unions économiques et la mise en vigueur de la surveillance multilatérale des politiques budgétaires, la pro cyclicité des politiques budgétaires s'accroît en phases de récession, la politique étant alors plus restrictive que dans les autres pays africains.

Le comportement spécifique des autorités budgétaires nationales dans les deux unions, ainsi mis en lumière, va à l'encontre des politiques budgétaires optimales telles que définies par la littérature, qui devraient être soit contra cycliques, soit au moins neutres. C'est pourquoi la conclusion s'efforce-t-elle de définir une règle budgétaire qui incite les gouvernements nationaux à mener, face à un choc conjoncturel positif, une politique restrictive contra cyclique de manière à pouvoir mener une politique expansive lors du retournement de la conjoncture.

**Tableau 4.1: Variabilité de l'assiette fiscale (Moyenne des écart-types des taux de croissance en % du Produit Intérieur Brut et de la consommation, 1980-2004)**

	PIB		Consommation	
	En dollars constants	En dollars courants	En dollars constants	En dollars courants
UEMOA	4.912	15.363	7.477	15.529
CEMAC	8.367	18.329	12.932	22.035
Autres pays africains	4.827	14.351	7.704	16.170
G7	1.684	10.079	1.578	9.785

Notes: G7: les États-Unis, le Japon, l'Allemagne, le Royaume-Uni, la France, l'Italie, le Canada. Les dollars constants ont pour base l'année 2000. Les chiffres correspondent aux moyennes régionales simples des écart-types des différents pays. Source: Calculs à partir des données du *World Development Indicators 2007*.

## 2. L'ANALYSE THEORIQUE

Comment la surveillance multilatérale des politiques budgétaires instituée dans les Unions Economiques et Monétaires Africaines est-elle susceptible d'affecter la politique budgétaire des gouvernements nationaux? Après avoir rappelé pourquoi et comment a été mise en place cette surveillance multilatérale, nous introduisons cette contrainte dans le modèle établi par Talvi et Végh (2005).

## 2.1. Les principales caractéristiques institutionnelles de la surveillance multilatérale des Unions monétaires de la Zone Franc

L'UEMOA et la CEMAC font partie de la Zone Franc (*cf.* Chapitre 1), ce qui signifie que la Banque centrale de chaque union bénéficie d'un compte dit « *d'opérations* », ouvert par le trésor public français, compte qui peut devenir débiteur sans limite. Dès l'origine des unions monétaires, la France s'est préoccupée d'éviter des déficits budgétaires trop importants de la part des gouvernements africains. Initialement les statuts de la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) et ceux de la Banque des Etats d'Afrique Centrale (BEAC) limitaient à 10% des recettes budgétaires de l'année écoulée les avances de la banque centrale aux Etats de l'union. Cette limite a été progressivement élargie à 15, puis à 20% des recettes fiscales; de plus, conçues au départ comme transitoires et destinées à faire face aux variations saisonnières des recettes, les avances ont acquis un caractère permanent. La limitation des avances était la contrepartie logique des « *comptes d'opérations* », l'objectif de ces comptes étant de garantir la convertibilité des francs CFA en devises et non de financer indirectement les Etats. En l'absence d'autres sources de financement que la création monétaire, la limitation des avances aurait empêché les déficits budgétaires. Cela n'a pas été le cas: les trésors publics africains purent utiliser la marge initiale d'emprunt dont ils disposaient auprès du système bancaire, les avances aux trésors publics étant au départ bien inférieures à la limite statutaire; ensuite la règle fut contournée à travers les crédits bancaires aux entreprises publiques à l'égard desquelles les Etats accumulèrent des arriérés de paiements; d'autre part, les prêts et subventions d'ajustement structurel des bailleurs internationaux, en particulier les facilités du FMI, ont alimenté simultanément les budgets nationaux et les « *comptes d'opérations* ».

En 1994, la dévaluation imposée par l'ampleur des déficits budgétaires, a créé un courant d'opinion en faveur de l'équilibre budgétaire. Le *Traité de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine*, et le *Traité instituant la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale*, signés cette même année, prévoient l'un et l'autre une surveillance multilatérale des politiques économiques, qui vise une convergence des politiques économiques et leur mise en cohérence avec la politique

monétaire commune, les Etats devant éviter tout déficit excessif<sup>54</sup>. D'autre part, comme les deux marchés financiers régionaux alimentés par la surliquidité bancaire offraient aux Etats une source de financement alternative aux avances de la Banque centrale, il fut décidé de geler les avances statutaires des banques centrales aux Etats qui doivent les rembourser progressivement<sup>55</sup>.

Dès l'origine des unions économiques, les Etats furent invités à respecter des critères quantitatifs, pour l'essentiel relatifs aux finances publiques et qui différaient quelque peu d'une union à l'autre; dans les deux cas la référence principale était un solde budgétaire primaire (c'est-à-dire hors service de la dette) qui devait être positif dans la CEMAC et supérieur à 15% dans l'UEMOA<sup>56</sup>. De nouveaux indicateurs ont été choisis de manière identique dans les deux unions: en 1999 le *Pacte de convergence, de stabilité, de croissance et de solidarité* adopté par le Conseil des Ministres de l'UEMOA définit quatre critères de premier rang. Le premier exige que le ratio solde budgétaire de base sur PIB soit positif ou nul. Le second concerne le taux d'endettement qui ne doit pas excéder 70% et le troisième vise la non accumulation d'arriérés de paiement, intérieurs ou extérieurs. Le quatrième concerne le taux d'inflation et fixe une limite supérieure de 3%. Ce critère n'est plus strictement budgétaire mais doit contribuer, avec les trois premiers, à contenir les déficits budgétaires. En juillet 2001 le Conseil des ministres de l'Union Economique de l'Afrique Centrale adopta les mêmes critères<sup>57</sup>.

Le solde budgétaire de base est défini comme la différence entre les recettes totales hors dons extérieurs et les dépenses totales hors investissements publics financés sur ressources extérieures. L'équilibre budgétaire à respecter exclut les investissements publics financés sur ressources extérieures, mais non les investissements financés sur ressources internes, ce qui en fait un concept hybride. Comme ce solde budgétaire inclut en dépenses les paiements des intérêts de la dette contrairement au solde

---

<sup>54</sup> Traité de l'UEMOA (article 63 à 75) et Convention régissant l'Union Economique de l'Afrique Centrale annexée au Traité instituant la CEMAC (articles 49 à 61).

<sup>55</sup> Décision du Conseil des Ministres de l'UEMOA de septembre 98 et Décision du Conseil des Ministres de la CEMAC de décembre 99.

<sup>56</sup> Convention de l'Union Economique de la CEMAC article 55, Directive 02/96/CM de l'UEMOA.

<sup>57</sup> Décision du Conseil des ministres de l'UMAC du 14 juillet 2001.

primaire, son adoption comme critère quantitatif traduit la volonté de réaliser un excédent primaire couvrant intégralement les intérêts de la dette publique, suggérant qu'il n'est pas normal qu'un Etat emprunte pour assurer le paiement de la charge d'intérêt sur sa dette. Le non respect des critères peut en principe donner lieu à des sanctions graduelles qui vont de la publication d'un communiqué à la suppression des mesures de soutien dont bénéficierait le pays de la part de l'union<sup>58 59</sup>.

Il avait été prévu dès le départ que l'application du *Pacte* de l'UEMOA serait progressive: étaient ainsi définies une première *phase de convergence des politiques économiques* allant de janvier 2000 à décembre 2002 durant laquelle les Etats membres devaient se rapprocher des normes communautaires, puis une *phase de stabilité* à partir de janvier 2003 où tous les Etats membres auraient dû satisfaire les critères de convergence. Mais, comme l'indique le Tableau 4.2, Panel A, les Etats ne sont pas parvenus, pour la plupart (environ les trois-quarts), à atteindre l'objectif d'un solde budgétaire de base positif. Aussi l'union a-t-elle d'abord prolongé l'échéance de la convergence à décembre 2005<sup>60</sup>, puis a-t-elle décidé de définir la phase de stabilité en fonction d'une « masse critique d'États membres » qui satisfont les quatre critères de premier rang<sup>61</sup>. La « masse critique d'États » est définie comme « un nombre d'Etats membres au moins égal à quatre, respectant les quatre critères de premier rang et représentant au minimum 65% du PIB nominal de l'Union »<sup>62</sup>.

<sup>58</sup> Le pacte de l'UEMOA a prévu une marge de manœuvre pour l'application des sanctions durant les « situations exceptionnelles » telles qu'un choc économique de grande ampleur. Les « circonstances exceptionnelles » exonèrent un Etat du respect du critère du solde budgétaire de base pour une durée maximale de six mois (Article 71 du traité modifié de l'UEMOA). Le règlement communautaire N° 11/99/CM/UEMOA du 21 décembre 1999 précise la notion de « circonstances exceptionnelles ». Ces dernières sont définies comme un choc économique qui se traduit par une diminution du PIB réel de 3 points en dessous de la moyenne des 3 dernières années ou choc extérieur se traduisant par une diminution des recettes budgétaires de 10% par rapport à la moyenne des 3 dernières années. Il en est de même de l'article 58 de la Convention de l'UEAC.

<sup>59</sup> Les critères primaires sont renforcés par des règles dites de second rang, non contraignantes. Celles-ci concernent principalement la structure des finances publiques: il s'agit en Afrique de l'Ouest du taux de la pression fiscale, de la part des ressources fiscales consacrées aux salaires de la fonction publique et de celles consacrées aux investissements, et enfin du solde des paiements courants hors dons. En Afrique Centrale le ratio relatif aux investissements sur ressources intérieures n'est pas retenu mais deux autres repères indicatifs sont utilisés: le ratio du solde budgétaire primaire et le taux de couverture extérieure de la monnaie.

<sup>60</sup> Acte additionnel n°03/2003.

<sup>61</sup> Acte additionnel n°02/2006.

<sup>62</sup> Règlement n°10/2007/CM/UEMOA.

Toutefois, les Etats membres qui n'auraient pas respecté les conditions de convergence, sont astreints à poursuivre le processus de convergence, afin de réaliser les objectifs définis au plus tard le 31 décembre 2008. De même le Conseil des ministres de l'Union Economique de l'Afrique Centrale a décidé que les Etats devraient atteindre l'équilibre budgétaire à l'horizon 2004. Cette exigence n'a posé de problème à aucun Etat à l'exception de la République centrafricaine (seul pays non pétrolier) qui ne parvient pas à respecter ce critère (Tableau 4.2, Panel B).

Il apparaît clairement que la situation des deux unions est profondément différente. Dans la CEMAC la hausse du prix du pétrole et les découvertes de nouveaux gisements, concomitantes à l'adoption de la surveillance multilatérale, a certainement réduit ou voir même annihiler la contrainte que les règles adoptées auraient pu exercer sur le comportement des autorités budgétaires des cinq pays pétroliers (*cf.* Figure 4.1)<sup>63</sup>.

Tel que le pacte de l'UEMOA a été formulé, son objectif principal apparaît bien d'éviter les déficits excessifs risquant de mettre en péril la stabilité monétaire de l'Union. Cependant la contra cyclicité de la politique budgétaire n'est pas totalement absente des réflexions des autorités. Il est prévu que durant la *phase de stabilité* de l'application du *Pacte*, l'évaluation de la politique budgétaire devrait se faire « sur la base de l'évolution structurelle du critère clé, celle-ci étant appréciée après la correction des fluctuations conjoncturelles », les Etats membres devant « en situation normale dégager des excédents leur permettant de redonner à la politique budgétaire son rôle contra cyclique »<sup>64</sup>. Dans la CEMAC dépendante du prix du pétrole, a été adjoint au solde budgétaire de base tel que défini précédemment un solde « structurel » calculé après lissage des recettes pétrolières<sup>65</sup>.

<sup>63</sup> La rente correspond au volume de pétrole et de gaz produit par le pays valorisé par la différence entre les prix internationaux et les coûts d'extraction. La Figure 4.1 montre qu'à l'exception de la Centrafrique, les pays de la CEMAC bénéficient d'une rente issue de l'exploitation du gaz et du pétrole qui est croissante après 1994. La situation est totalement différente au niveau de l'UEMOA puisque seule la Côte d'Ivoire a une rente pétrolière et gazière en hausse après 1994. La rente qui échoit au Sénégal décroît rapidement depuis 1994 et ne connaît qu'une légère hausse au début des années 2000. Le Bénin ne bénéficie d'aucune rente après 2001. Les autres pays de l'union ne disposent pas de gisements.

<sup>64</sup> Articles 9 et 10 de l'Acte additionnel 04/99 du 8 décembre 1999.

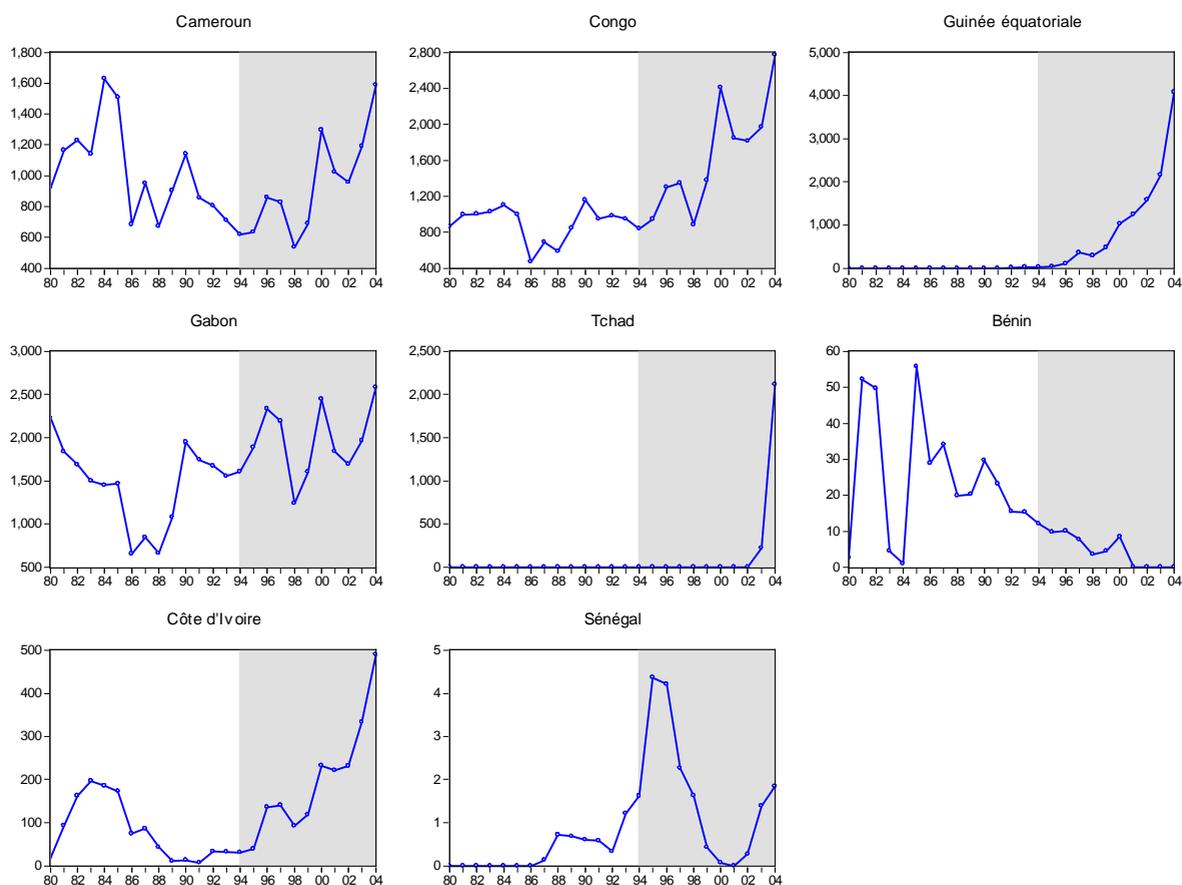
<sup>65</sup> On prend la moyenne des cinq années antérieures.

Dans ce qui suit nous analysons quel devrait être logiquement l'impact sur le comportement des autorités budgétaires de la règle simple impliquant en permanence un solde de base positif.

INTEGRATION MONETAIRE AFRICAINE

Tableau 4.2: Evolution du solde budgétaire de base en % du PIB nominal										
Année	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006*
<b>Panel A: UEMOA</b>										
Bénin	1.4	3.6	3.0	1.7	0.1	0.2	-0.4	-0.4	-0.2	0.1
Burkina Faso	0.1	-0.3	-0.4	-1.1	-2.0	-3.6	-1.9	-3.1	-3.8	-4.7
Côte d'Ivoire	-0.6	-0.2	-1.3	-0.1	1.3	-0.5	-2.0	-1.3	-1.4	-1.0
Guinée-Bissau	-1.0	-16.3	-9.3	-16.9	-13.1	-8.9	-10.5	-12.9	-10.8	-7.2
Mali	0.9	1.1	0.1	-0.8	-2.2	-1.5	-0.4	-1.0	-0.5	-0.6
Niger	-4.3	-3.6	-5.7	-3.4	-4.3	-3.2	-2.9	-3.3	-2.4	0.8
Sénégal	2.2	2.6	1.5	1.4	-1.4	1.1	0.0	0.0	-0.7	-2.9
Togo	-1.5	-4.1	-2.0	-2.8	0.5	0.3	2.7	1.4	-2.0	-0.6
Taux de respect	4/8	3/8	3/8	2/8	3/8	3/8	2/8	2/8	0/8	2/8
<b>Panel B: CEMAC</b>										
Cameroun	..	..	..	..	2.4	3.7	2.9	2.8	4.9	5.4
Centrafrique	..	..	..	..	-0.8	-0.5	-3.4	-4	-4.6	-1.5
Congo	..	..	..	..	-0.7	-7.2	1.0	5.0	17.4	23.7
Gabon	..	..	..	..	4.2	2.6	7.4	7.9	9.4	9.8
Guinée équatoriale	..	..	..	..	15.8	12.9	13.0	11.6	21.2	26.1
Tchad	..	..	..	..	-2.2	-3.2	-1.7	2.1	0.2	3.3
Taux de respect	..	..	..	..	3/6	3/6	4/6	5/6	5/6	5/6
Notes: * Estimations, Chiffres en gras: respect du critère. Source: Rapports semestriels de la surveillance multilatérale de 2001 à 2006 (Commissions de l'UEMOA et de la CEMAC).										

Figure 4.1: Evolution de la rente pétrolière et gazière (en millions de dollars courants): UEMOA et CEMAC, 1980-2004



Notes: CEMAC (Cameroun, Congo, Guinée équatoriale, Gabon, Tchad); UEMOA (Bénin, Côte d'Ivoire, Sénégal). La surface grisée correspond à la période d'application de la surveillance multilatérale c'est-à-dire après 1994. Les pays des unions qui sont absents du graphique n'ont pas bénéficié de rentes pétrolières ou gazières. Source: A partir des données fournies par la Banque Mondiale (Projet Adjusted net Saving); <http://go.worldbank.org/VLJHBLZP71>.

## 2.2. La modélisation du comportement des autorités budgétaires

Une politique budgétaire est dite contra cyclique si elle est destinée à stabiliser l'activité économique, c'est-à-dire si elle est expansive en période de ralentissement de l'activité et restrictive en temps de conjoncture favorable. La contra cyclicité est d'origine différente selon que la variation du solde budgétaire résulte de la volonté des gouvernements (politique discrétionnaire) ou est endogène, résultant de l'évolution même de la conjoncture (stabilisateurs automatiques). En effet, à taux d'imposition donnés, les fluctuations du produit et de la consommation entraînent

dans le même sens celles des recettes fiscales qui, augmentant en expansion et diminuant en récession, jouent un rôle de stabilisation automatique<sup>66</sup>. La politique budgétaire « discrétionnaire » est contra cyclique si elle accroît les dépenses publiques et réduit les *taux d'imposition* en période de ralentissement et agit inversement en période de conjoncture favorable. Elle est pro cyclique dans le cas contraire. Enfin, une troisième politique budgétaire, celle qui maintient stables les taux d'imposition et les dépenses publiques quelle que soit la conjoncture, est dite acyclique.

### 2.2.1. La politique budgétaire optimale « à la Barro (1979) »

Une politique budgétaire optimale « à la Barro » (Barro, 1979) ou encore politique de lissage budgétaire a pour objectif d'éviter les distorsions inter-temporelles en laissant inchangés les dépenses primaires et les taux d'imposition. Cette politique est donc acyclique ou neutre, seuls jouant les stabilisateurs automatiques. On suppose ici, comme dans le modèle de Talvi et Végh, un sentier d'équilibre parfaitement anticipé, sans chocs permanents sur les revenus de l'Etat. Ainsi dans ce modèle, les dépenses publiques primaires constantes ne dépendent ni de la situation de l'évolution des recettes fiscales ni des pressions politiques. Autrement dit le gouvernement fixe un niveau  $\tilde{g}$  pour les dépenses publiques:

$$g_t = \tilde{g} . \tag{4.1}$$

Le solde budgétaire primaire est défini comme la somme des taxes à la consommation  $\theta_t c_t$  et du gain de l'exploitation des ressources naturelles  $z_t$  moins les

---

<sup>66</sup> Les dépenses publiques liées à la conjoncture, telles que les indemnités de chômage ou les versements d'un revenu minimum (qui sont aussi des stabilisateurs automatiques) n'existent pratiquement pas dans les pays en développement de telle sorte que la stabilisation automatique repose essentiellement sur les impôts.

dépenses publiques primaires  $\tilde{g}$ , soit<sup>67</sup>:

$$PS_t \equiv \theta_t c_t + z_t - \tilde{g} \quad (4.2)$$

Dans ce contexte, un choc positif transitoire sur la ressource  $z_t$  se traduit par un solde primaire  $PS_t$  plus élevé que le solde tendanciel d'une conjoncture neutre c'est-à-dire le solde qui correspond à une situation initiale sans choc sur  $z_t$ . Les dépenses publiques et les taux d'imposition sur la consommation demeurent constants de même que la consommation et donc la recette fiscale correspondante. La volatilité du revenu total n'a pas d'impact sur la consommation ni sur le travail:

*Si  $z_{t+1} > z_t$  pour n'importe quel  $t$ , alors  $c_{t+1} = c_t$ ,  $g_{t+1} = g_t$ ,  $\theta_{t+1} = \theta_t$ ,  $\theta_{t+1}c_{t+1} = \theta_t c_t$ ,  $\theta_{t+1}c_{t+1} + z_{t+1} > \theta_t c_t + z_t$  et  $PS_{t+1} > PS_t$  (cf. Proposition 2 de Talvi et Végh, 2005)<sup>68</sup>.*

### 2.2.2. La politique budgétaire à la « Talvi et Végh (2005) »

Talvi et Végh (2005) ont modélisé le comportement discrétionnaire des autorités budgétaires des Etats en développement, en supposant que les gouvernements sont soumis à des pressions politiques à cause d'une importante instabilité de l'assiette fiscale. Ces pressions politiques les contraignent à accroître leurs dépenses primaires en période d'expansion des recettes fiscales conduisant spontanément à un excédent budgétaire.

Le cœur du modèle de Talvi et Végh est la règle déterminant les dépenses publiques. Celles-ci ( $g_t$ ) sont supposées composées de deux parties, une exogène  $\tilde{g}$ , et une autre endogène qui est une fonction non négative, croissante et convexe du solde

---

<sup>67</sup> Le modèle se focalise sur une économie où l'assiette fiscale est essentiellement constituée par la consommation des ménages. Cette hypothèse est valable puisque la fiscalité des pays en développement repose fortement sur les taxes sur le commerce qui sont équivalentes aux taxes sur la consommation alors que la fiscalité des pays développés dépend principalement des taxes sur le revenu (cf. Easterly et Rebelo, 1993 cité par Talvi et Végh, 2005, p. 168, note 21).

<sup>68</sup> Les inégalités sont en sens inverse en cas de choc négatif sur  $z$  c'est-à-dire  $z_{t+1} < z_t$ .

budgétaire primaire ( $PS_t$ ), soit:

$$g_t = \tilde{g} + f(PS_t) \tag{4.3}$$

La fonction  $f$  remplit les conditions suivantes:

$$f(.) \geq 0, f'(.) > 0, f''(.) > 0 \tag{4.4}$$

Le solde budgétaire est maintenant défini comme la somme des taxes à la consommation  $\theta_t c_t$  et du gain transitoire de l'exploitation des ressources naturelles  $z_t$  moins l'ensemble des dépenses primaires  $g_t$ , soit:

$$PS_t \equiv \theta_t c_t + z_t - g_t \tag{4.5}$$

Selon ce modèle, en l'absence de distorsions politiques, les dépenses seraient égales à  $\tilde{g}$ , c'est-à-dire, comme dans le modèle de Barro, indépendantes du cycle conjoncturel ( $f(PS_t) \equiv 0$ ). En réalité les dépenses publiques sont influencées par les différents groupes de pression (syndicats, associations, partis politiques, agences gouvernementales, collectivités territoriales etc.). Ces pressions sont d'autant plus fortes que l'économie est en situation favorable d'où  $f'(.) > 0$ . Si de telles pressions sont toujours plus ou moins présentes, il est d'autant plus difficile pour le gouvernement d'y résister que les ressources fiscales sont abondantes<sup>69</sup>.

En présence d'un choc externe positif (accroissement de  $z_t$ ), la réponse logique du gouvernement pourrait être de réduire les taux d'imposition ( $\theta_t$ ) de manière à diminuer l'excédent budgétaire ( $PS_t$ ) et donc les pressions politiques en faveur d'un surcroît de dépenses [ $f(PS_t)$ ]. Mais le gouvernement doit faire un arbitrage entre la distorsion inter-temporelle impliquée par un taux d'imposition instable et l'accroissement de dépenses souvent improductives. Ainsi se résout-il à absorber une partie de la manne fiscale par un accroissement des dépenses. Puisque les dépenses

---

<sup>69</sup> De plus, il est dans ce modèle supposé que les pressions augmentent à un taux croissant (fonction convexe), mais cette hypothèse, bien que plausible, n'est pas essentielle au modèle qui peut aussi s'écrire avec une fonction linéaire (cf. Annexe E de Talvi et Végh, 2005).

augmentent et que les taux d'imposition sont réduits, le solde budgétaire augmente moins que dans le modèle de Barro<sup>70</sup>:

*Si  $z_{t+1} > z_t$  pour n'importe quel  $t$ , alors  $c_{t+1} > c_t$ ,  $g_{t+1} > g_t$ ,  $\theta_{t+1} < \theta_t$ ,  $\theta_{t+1}c_{t+1} < \theta_t c_t$ ,  $\theta_{t+1}c_{t+1} + z_{t+1} > \theta_t c_t + z_t$  et  $PS_{t+1} > PS_t$  (cf. Proposition 4 de Talvi et Végh, 2005).*

Lorsque la conjoncture se retourne, le gouvernement est symétriquement amené à pratiquer une politique pro cyclique. Face à un choc extérieur transitoire maintenant négatif, entraînant spontanément un déficit budgétaire, le gouvernement est contraint à réduire les dépenses et accroître les taux d'imposition, faute d'avoir laissé se réaliser les excédents spontanés de haute conjoncture. Compte tenu d'une contrainte budgétaire inter-temporelle impliquant à l'horizon infini une stabilité de la richesse financière nette de l'Etat (absence de jeu de Ponzi), le gouvernement réduit moins ses actifs financiers nets (ou emprunte moins) qu'en l'absence de distorsions politiques. Ainsi la politique pro cyclique en période de basse conjoncture résulte-t-elle de la politique pro cyclique de haute conjoncture. Selon Talvi et Végh, ce n'est donc pas le rationnement du crédit international qui serait à l'origine de la politique restrictive en basse conjoncture, comme l'ont suggéré certains auteurs (Gavin et Perotti, 1997, Aizenman *et al.*, 2000).

*Si  $z_{t+1} < z_t$  pour n'importe quel  $t$ , alors  $c_{t+1} < c_t$ ,  $g_{t+1} < g_t$ ,  $\theta_{t+1} > \theta_t$ ,  $\theta_{t+1}c_{t+1} > \theta_t c_t$ ,  $\theta_{t+1}c_{t+1} + z_{t+1} < \theta_t c_t + z_t$  et  $PS_{t+1} < PS_t$  (cf. Proposition 4 de Talvi et Végh, 2005).*

### 2.2.3. La politique budgétaire avec une surveillance multilatérale

Nous introduisons dans le modèle de Talvi et Végh (2005), une contrainte liée à l'exigence d'un solde budgétaire de base positif en permanence. Ce solde, tel que défini à l'heure actuelle pour la surveillance multilatérale des politiques budgétaires dans les deux unions africaines, diffère certes du solde primaire utilisé dans le modèle Talvi et Végh; d'une part il inclut dans les dépenses les intérêts de la dette et d'autre part il en exclut les dépenses financées sur ressources extérieures. Exprimée

<sup>70</sup> Cf. Annexe D de l'article de Talvi et Végh (2005).

en termes de solde primaire comme dans le modèle de Talvi et Végh, la règle régionale conduit à introduire dans le modèle une contrainte supplémentaire, d'ordre institutionnel:

$$PS_t \geq (\alpha - \vartheta) \tag{4.6}$$

avec  $\alpha$  et  $\vartheta$  représentant les ratios, par rapport au PIB, respectivement des intérêts de la dette et des investissements financés par l'extérieur. Ces deux ratios échappent à la discrétion des autorités budgétaires, sont des données exogènes de nature structurelle et  $(\alpha - \vartheta)$  peut être considéré comme une constante dans ce modèle.

En expansion, où le solde budgétaire primaire est positif, les Etats n'ont pas de difficulté particulière à respecter la contrainte régionale, la contrainte devient effective en cas de choc transitoire négatif lorsque le modèle précédent prévoit une diminution endogène des recettes fiscales et du solde primaire. Ainsi la règle accroît-elle la politique restrictive (pro cyclique) en période de récession et introduit-elle un effet d'asymétrie dans le comportement des autorités budgétaires entre les deux phases de la conjoncture. En récession, à cause de la contrainte de solde de base positif, les autorités budgétaires réduisent les dépenses publiques et augmentent les taux d'imposition dans des proportions plus importantes que celles prédites par le modèle de Talvi et Végh (2005).

La principale prédiction du modèle de Talvi et Végh « modifié » est que les gouvernements soumis à une contrainte d'équilibre budgétaire permanent pratiquent comme les autres pays en développement une politique budgétaire pro cyclique, mais que celle-ci est accentuée durant les phases de récession:

*En période d'expansion (avec ou sans surveillance multilatérale) où  $z_{t+1} > z_t$  pour n'importe quel  $t$ , alors  $c_{t+1} > c_t$ ,  $g_{t+1} > g_t$ ,  $\theta_{t+1} < \theta_t$ ,  $\theta_{t+1}c_{t+1} < \theta_t c_t$ ,  $\theta_{t+1}c_{t+1} + z_{t+1} > \theta_t c_t + z_t$  et  $PS_{t+1} > PS_t$  (cf. Proposition 4 de Talvi et Végh, 2005).*

*En période de récession (sans surveillance multilatérale) où  $z_{t+1} < z_t$ , alors  $c_{t+1} < c_t$ ,  $g_{t+1} < g_t$ ,  $\theta_{t+1} > \theta_t$ ,  $\theta_{t+1}c_{t+1} > \theta_t c_t$ ,  $\theta_{t+1}c_{t+1} + z_{t+1} < \theta_t c_t + z_t$  et  $PS_{t+1} < PS_t$ .*

*En période de récession (avec surveillance multilatérale) où  $z_{t+1} < z_t$ , alors  $c_{t+1} < c_t$ ,  $g_{t+1} < g_t$ ,  $\theta_{t+1} > \theta_t$ ,  $\theta_{t+1}c_{t+1} > \theta_t c_t$ ,  $\theta_{t+1}c_{t+1} + z_{t+1} < \theta_t c_t + z_t$  et  $PS_{t+1} = PS_t = \alpha - \vartheta$ .*

L'analyse économétrique suivante montre qu'effectivement les gouvernements des Etats africains ont tendance à mener une politique budgétaire pro cyclique et que celle-ci s'est accentuée dans les Etats appartenant à l'UEMOA en période de basse conjoncture depuis qu'y a été instituée une surveillance multilatérale des politiques budgétaires nationales. C'est dans une bien moindre mesure le cas de la CEMAC qui a bénéficié de la hausse du prix du pétrole et où le choc externe favorable n'a sans doute pas été perçu de nature transitoire comme le suppose le modèle précédent, mais comme permanent. L'ensemble de ces résultats tend à valider le modèle précédent, d'autant plus que les Etats de l'UEMOA avaient, durant la période considérée (1994-2004), la possibilité d'emprunter sur leur marché financier régional et que l'hypothèse d'une contrainte de crédit imposant la politique restrictive est peu plausible.

### 3. LA DEMARCHE ECONOMETRIQUE

Sont présentés successivement la démarche économétrique, la méthode d'estimation, les données, les résultats de l'estimation et enfin un certain nombre de tests de robustesse de ces derniers.

#### 3.1. Le modèle économétrique

L'estimation est faite sur la période 1980-2004 avec un échantillon de quarante et un pays africains (ceux pour lesquels les statistiques sont disponibles). Le but de l'estimation est de voir si le comportement budgétaire des Etats appartenant à l'UEMOA et à la CEMAC est affecté par la surveillance multilatérale. Le contrefactuel est constitué des autres pays africains, de manière à disposer de pays dont le niveau de développement, les structures économiques, voire politiques, soient relativement comparables, et des Etats des deux unions durant les années antérieures à la création

des unions économiques à l'origine de la surveillance multilatérale des politiques budgétaires (cf. Annexe 4.1).

Nous présentons d'abord le modèle économétrique en l'absence d'un comportement spécifique des Etats des deux unions. Nous complétons ensuite le modèle pour tester un comportement spécifique de ceux-ci.

### 3.1.1. Le modèle général

La littérature sur la cyclicité des politiques budgétaires (encore dénommée activisme budgétaire dans certaines études) a été prolifique ces dernières années. Le plus souvent les analyses empiriques, pour un pays ou pour un ensemble de pays, régressent le ratio des dépenses publiques, des recettes fiscales et du solde budgétaire sur le PIB (Produit Intérieur Brut) en fonction du cycle économique, en contrôlant pour les autres facteurs qui influencent la politique budgétaire<sup>71</sup>. Une équation conforme à ce modèle peut être écrite sous la forme:

$$B_{it} = \beta_0 + \beta_1 * B_{it-1} + \beta_2 * EP + \beta_3 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4.7)$$

$B_{it}$  est la variable budgétaire (dépenses, recettes ou solde) du pays  $i$  à l'année  $t$  normalisée par le produit. Les dépenses publiques ici considérées sont les dépenses primaires, comme dans le modèle de Talvi et Végh (2005), c'est-à-dire qu'elles excluent le service de la dette qui n'a pas d'impact sur la demande globale intérieure puisqu'en Afrique, la dette est presque exclusivement une dette externe. Elles incluent les dépenses d'investissement comme les dépenses de consommation qui

---

<sup>71</sup> La spécification la plus simple est celle de Talvi et Végh (2005) qui utilisent le coefficient de corrélation simple entre les variables budgétaires et la variable de cycle économique. Wyplosz (2002) et Galí et Perotti (2003) appliquent une estimation plus élaborée en régressant les agrégats budgétaires (normalisés par le produit) sur les variables de cycle en ajoutant un certain nombre de variables de contrôle. Alternativement à l'estimation directe de l'impact du cycle économique sur la politique budgétaire, Lane (2003), Alesina *et al.* (2007) et Thornton (2008) adoptent une méthode en deux étapes. Ils calculent dans une première étape à calculer via une régression par pays, l'élasticité des variables budgétaires par rapport au produit, puis dans une seconde étape ils évaluent les déterminants des élasticités obtenues.

toutes deux agissent sur la conjoncture et dont la séparation est floue<sup>72</sup>. Les recettes publiques sont calculées hors dons extérieurs dont le volume ne dépend pas des autorités budgétaires nationales et qui ne constituent pas un prélèvement sur le revenu disponible.

Parmi les variables explicatives,  $B_{it-1}$ , niveau antérieur de la variable budgétaire, mesure le degré d'inertie de la variable budgétaire due aux délais de mise en place d'une nouvelle politique budgétaire (Gali et Perotti, 2003; Cimadomo, 2005; Adedeji et Williams, 2007). Cela revient à estimer la variation des variables budgétaires qui représente la politique conjoncturelle alors que leur niveau a une composante structurelle<sup>73</sup>. Le coefficient attendu pour la variable budgétaire retardée  $\beta_1$  est positif et inférieur à l'unité; il exprime l'existence de la contrainte budgétaire d'équilibre à long terme qui implique un retour progressif à l'équilibre (variable stationnaire).

La variable d'intérêt  $EP_{it}$  est la composante cyclique du produit exprimé à prix constants Cette dernière est mesurée comme l'écart relatif du produit observé par rapport à son niveau tendanciel; selon que cet écart est positif ou négatif, il représente une phase de haute conjoncture (ou expansion) ou de basse conjoncture (ou récession)<sup>74</sup>. La cyclicité de la politique budgétaire est alors mesurée à travers le coefficient  $\beta_2$ . Une politique pro cyclique se manifeste si les dépenses publiques sont une fonction positive de l'écart conjoncturel du produit par rapport à sa tendance et si les recettes et le solde en sont une fonction négative. C'est l'inverse en cas de politique contra cyclique. La taille du coefficient mesure l'ampleur de la cyclicité de la

<sup>72</sup> Les dépenses publiques prises en compte par le *Pacte* n'incluent pas celles financées sur ressources extérieures. Dans l'analyse économétrique on contrôle pour le financement externe, en introduisant une variable Aide Publique au Développement et une variable dette.

<sup>73</sup> Dans la littérature l'équation (7) est estimée soit en niveau (*e.g.*, Gali et Perotti, 2003; Cimadomo, 2005) ou en première différence (*e.g.*, Wyplosz, 2002; Catão et Sutton, 2002; Alesina *et al.*, 2007). Nous adoptons une solution en quelque sorte intermédiaire; la variable expliquée est bien la variation de la variable budgétaire considérée, tandis que l'écart de production n'a pas de raison d'être introduit en différence, car il est déjà calculé comme une différence entre produit observé et produit tendanciel.

<sup>74</sup> Le terme de récession utilisé ici ne correspond pas à la définition habituelle de la récession dans les pays industrialisés, soit deux trimestres consécutifs de variation négative du produit réel; cette définition n'est pas applicable en Afrique où il n'existe en général pas de comptabilité nationale à fréquence trimestrielle et où la forte croissance démographique implique une croissance du produit global qui peut être positive en période de basse conjoncture.

variable budgétaire. Les politiques sont acycliques si le coefficient  $\beta_2$  n'est pas significatif.

$X_{it}$  représente les variables de contrôle qui influencent la politique budgétaire indépendamment de l'évolution de la production. Nous avons retenu les principales variables suggérées par la littérature. La première variable de contrôle est le taux d'endettement antérieur qui exerce normalement un effet positif sur le solde budgétaire. Elle représente la contrainte de soutenabilité de la dette publique à laquelle la politique budgétaire est soumise (Wyplosz, 2002; Gali et Perotti, 2003; Cimadomo, 2005; Adedeji et Williams, 2007). A l'instar de Gavin et Perotti (1997), Doré et Masson (2002), Catão et Sutton (2002), Adedeji et Williams (2007) et Alesina *et al.* (2007). Il convient en deuxième lieu de contrôler pour les fluctuations des termes de l'échange qui sont la principale source de chocs exogènes sur les recettes et les dépenses publiques. Les fluctuations des termes de l'échange sont représentées par l'écart relatif du niveau des termes de l'échange observés à leur niveau tendanciel. Cette spécification suppose que seule une variation non anticipée des termes de l'échange, c'est-à-dire une déviation par rapport à sa tendance, affecte la politique budgétaire. En introduisant les fluctuations des termes de l'échange, on contrôle partiellement pour l'existence des stabilisateurs automatiques. La troisième variable de contrôle est l'aide extérieure, normalisée par le produit, qui contribue à financer les dépenses publiques, exerce un effet négatif sur le solde budgétaire puisque les recettes publiques sont calculées hors dons et les dépenses comprennent celles financées par l'extérieur. Il est important de contrôler ici pour l'aide puisque le solde de base qui sert quant à lui de critère quantitatif pour la surveillance multilatérale des unions est calculé sans inclure les dépenses d'investissements financées par l'extérieur<sup>75</sup>. La quatrième variable de contrôle est la nature du régime politique. Les institutions politiques peuvent en effet affecter la capacité des gouvernements à maîtriser les variables budgétaires sans que l'on puisse assurer qu'un régime démocratique soit de ce point de vue plus efficace qu'un régime

<sup>75</sup> Thorton (2008) a suggéré que les dépenses publiques sont plus pro cycliques dans les pays africains dépendants de l'aide extérieure, ce qui signifierait que celle-ci est déstabilisatrice. En revanche Chauvet et Guillaumont (2007) ont montré que cette conclusion est loin d'être générale, l'aide n'étant pas systématiquement pro cyclique dans les pays en développement. Tester cette hypothèse impliquerait d'introduire l'aide non seulement de manière additive comme nous le faisons ici mais de manière multiplicative. Ce n'est pas ici notre propos.

autocratique.

Bien que ce ne soit pas habituel dans la littérature, on peut enfin se demander s'il ne conviendrait pas d'introduire le taux d'inflation. En effet la maîtrise de l'inflation peut être un objectif des autorités budgétaires, au même titre que la régularité de la croissance du produit. Un taux d'inflation inférieur à 3% fait d'ailleurs partie des critères quantitatifs actuels de la surveillance multilatérale dans les deux unions africaines. Cependant il existe le plus souvent une corrélation entre expansion et inflation qui risque de rendre difficile l'interprétation des coefficients. De plus, le statut de l'inflation est ambigu car ce n'est pas seulement un objectif de la politique, mais un instrument de financement du budget puisqu'elle est source de seigneurage, tout en ayant sans doute un effet défavorable sur les recettes fiscales en raison des délais de collecte des impôts (effet Olivera-Tanzi). Ces deux dernières considérations suggèrent, à l'inverse de la première, un coefficient négatif dans l'équation explicative du solde budgétaire. Nous introduisons le taux d'inflation comme test de robustesse de notre estimation. Enfin,  $\varepsilon_{it}$  représente le terme d'erreur classique.

La modélisation théorique que nous avons proposée suggère un comportement asymétrique des autorités budgétaires selon les phases de la conjoncture lorsqu'il existe une surveillance multilatérale des politiques nationales dans les Etats formant une union économique. Pour tester l'effet d'asymétrie, nous scindons la variable de cycle  $EP_{it}$  selon les phases de la conjoncture: une variable d'expansion  $EP_{it}^P$  obtenue en multipliant la variable de cycle par une muette prenant la valeur 1 les années où l'écart du produit à son niveau tendanciel est positif ou nul (et 0 sinon) et une variable de récession  $EP_{it}^N$  obtenue en multipliant la variable de cycle par une muette prenant la valeur 1 les années où l'écart du produit à son niveau tendanciel est strictement négatif. L'équation à estimer devient:

$$B_{it} = \delta_0 + \delta_1 B_{it-1} + \delta_2 * EP_{it}^N + \delta_3 * EP_{it}^P + \delta_4 * X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4.8)$$

La cyclicité de la politique budgétaire est mesurée en période de conjoncture basse par  $\delta_2$  et en conjoncture haute par  $\delta_3$ .

### 3.1.2. Le comportement spécifique des Unions monétaires de la Zone Franc

Selon le modèle théorique, l'exigence d'un solde budgétaire positif devrait conduire les gouvernements nationaux à accentuer la politique restrictive durant les phases de récession (accentuation d'une politique pro cyclique). Comme mentionné plus haut, les Etats de l'UEMOA et de la CEMAC ont commencé à mettre en œuvre la surveillance multilatérale après l'avènement des Unions Economiques en 1994. Nous escomptons donc une accentuation de la politique budgétaire restrictive en récession dans les pays africains de la Zone Franc après 1994.

Pour tester cette prédiction, nous amendons l'équation (4.8) pour explorer l'effet de la surveillance multilatérale selon les périodes d'expansion et les phases de récession. Pour cela nous multiplions les variables explicatives d'intérêt (représentant les situations conjoncturelles) par une variable muette *UNION* prenant la valeur 1 pour les pays de l'UEMOA ou de la CEMAC et 0 sinon et par une variable muette *SM* égale à 1 à partir de 1995 et 0 auparavant. La variable *SM* capte la période de la surveillance multilatérale<sup>76</sup>. Les pays africains qui ne participent pas à une union monétaire sont retenus comme contrefactuel. L'équation devient:

$$\begin{aligned}
 B_{it} = & \eta_0 + \eta_1 * B_{it-1} + \eta_2 * EP_{it}^N + \eta_3 * EP_{it}^P + \eta_4 * EP_{it}^N * UNION + \eta_5 * EP_{it}^P * UNION \\
 & + \eta_6 * EP_{it}^N * SM + \eta_7 * EP_{it}^P * SM + \eta_8 * EP_{it}^N * UNION * SM \\
 & + \eta_9 * EP_{it}^P * UNION * SM + \eta_{10} * X_{it} + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}$$

(4.9)

L'équation (4.9) permet de vérifier par l'interaction entre l'écart de production et la variable *UNION*, si indépendamment de l'existence de la surveillance multilatérale, la politique budgétaire est plus utilisée comme instrument de stabilisation conjoncturelle dans une union monétaire puisqu'elle devient la seule politique macroéconomique souveraine. Elle permet de s'assurer, par l'interaction entre l'écart de production et la variable *SM*, que la période d'application de la surveillance

---

<sup>76</sup> Nous excluons l'année 1994 dans l'application de la surveillance pour éviter que la dévaluation qui a eu lieu ne biaise nos résultats. En plus, nous supposons un délai d'un an pour l'application effective de la surveillance multilatérale.

multilatérale n'a pas été marquée par une modification de la politique budgétaire dans l'ensemble des pays africains. Elle constitue également un test de l'effet de la surveillance multilatérale dans les unions monétaires grâce à la triple interaction entre l'écart de production, la variable *UNION* et la variable *SM*.

La cyclicité de la politique budgétaire durant les phases de récession, est alors donnée pour les pays africains hors union avant 1995 par  $\eta_2$  ( $\eta_3$  durant les périodes d'expansion) et depuis 1995 par  $\eta_2 + \eta_6$  ( $\eta_3 + \eta_7$  durant les périodes d'expansion). Pour les pays des unions la cyclicité est appréciée avant 1995 par  $\eta_2 + \eta_4$  ( $\eta_3 + \eta_5$  durant les périodes d'expansion) et depuis 1995 par  $\eta_2 + \eta_4 + \eta_6 + \eta_8$  ( $\eta_3 + \eta_5 + \eta_7 + \eta_9$  durant les périodes d'expansion).

### 3.2. La méthode d'estimation

L'estimation de la cyclicité de la politique budgétaire par les Moindres Carrés Ordinaires est problématique à cause de la simultanéité entre la politique budgétaire et la conjoncture économique. En effet, les fluctuations conjoncturelles du produit ne sont pas indépendantes de la politique budgétaire. Le risque de biais de simultanéité est évident puisque la politique budgétaire conjoncturelle vise à agir sur la conjoncture tout en réagissant à son évolution. Certes la spécification retenue ici réduit le biais de simultanéité par la normalisation des variables de politique budgétaire et de cycles par le niveau tendanciel du produit. D'autre part, nos variables explicatives sont sujettes aux erreurs de mesure susceptibles de créer une simultanéité artificielle entre variable budgétaire et cycle. Il existe une troisième source possible potentielle d'endogénéité liée à des variables omises agissant simultanément sur la variable budgétaire et le cycle. Pour ces raisons, nous utilisons la méthode des effets fixes (EF) et celle des moments généralisés<sup>77</sup>. La méthode des

<sup>77</sup> Gali et Perotti (2003) et Alesina *et al.* (2007) utilisent la méthode des variables instrumentales pour résoudre le biais de simultanéité. Ils utilisent le cycle retardé d'une période et le cycle du partenaire commercial le plus important comme instruments. Dans notre, nous avons exploré sans succès la pertinence de tels instruments (cycle des pays de l'Union Monétaire Européenne, de l'Union Européenne, des Etats-Unis et de l'OCDE). Seule la variable de cycle retardée s'avère être un bon instrument. Pour cette raison, nous avons préféré la méthode des moments généralisés pour surmonter le biais de simultanéité.

effets fixes (estimateur intra ou *within*) permet de tenir compte des variables structurelles qui sont constantes et spécifiques à chaque pays. Nous instrumentons aussi les variables explicatives par la méthode des moments généralisés (abrégé MMG) qui est adaptée à l'estimation de panels dynamiques, c'est-à-dire quand la variable dépendante retardée est utilisée comme une variable explicative. En plus, la méthode permet de traiter le problème d'endogénéité des variables explicatives. La méthode génère automatiquement des variables instrumentales à partir des variables retardées.

Nous utilisons l'estimateur en système développé par Blundell et Bond (1998). Les MMG-système consistent à combiner deux instrumentations. La première consiste à instrumenter la première différence de l'équation à estimer (qui élimine les caractéristiques inobservables, individuelles et invariantes dans le temps) par leurs niveaux retardés d'une période (ou plus) des variables. L'hypothèse implicite de cette instrumentation étant que les termes d'erreurs dans l'équation d'origine en niveau ne sont pas sériellement corrélés. La deuxième instrumentation utilise les différences retardées d'une période (ou plus) pour instrumenter les niveaux des variables.

Pour juger de la pertinence de cette méthode d'instrumentation nous reportons les probabilités des tests de sur identification de Hansen (dont l'hypothèse nulle porte sur la validité des instruments) et d'auto corrélation (dont l'hypothèse nulle suggère que les termes d'erreurs ne doivent pas être auto corrélée au second ordre). Nous traitons les variables de cycle comme des variables prédéterminées en les instrumentant par leurs retards d'au plus quatre années. La variable budgétaire retardée, l'aide et l'inflation sont également considérées comme prédéterminées et sont instrumentées par un seul retard. Les autres variables explicatives sont considérées comme exogènes.

### 3.3. Le calcul des variables

Les variables dépendantes  $B_{it}$ , que sont les dépenses, les recettes et le solde publics, sont mesurées en monnaie locale constante à partir du déflateur du PIB. Le solde est la différence entre les recettes et les dépenses. Afin de réduire une partie du biais de

simultanéité évoqué plus haut, les variables budgétaires sont rapportées à un PIB tendanciel exprimé également en monnaie locale constante. Le PIB tendanciel est calculé avec le filtre de Hodrick et Prescott (1997) en choisissant 100 comme paramètre de lissage. Notre variable d'intérêt, l'écart de production  $EP_{it}$  qui représente le cycle de l'activité économique, est calculé comme une déviation du PIB exprimé en monnaie locale constante par rapport à son niveau tendanciel ( $EP_{it} = \frac{PIB_{it} - PIB_{it}^{tendanciel}}{PIB_{it}^{tendanciel}}$ ). Les Figures 4.2 et 4.3 permettent de visualiser les cycles

dans les différents pays de deux unions.

Nous avons également calculé certaines de nos variables de contrôle. Comme pour l'écart de production, nous mesurons les fluctuations des termes de l'échange en calculant l'écart relatif de l'indice des termes de l'échange (base 100 en 2000) par rapport à son niveau tendanciel ( $TE_{it}^* = \frac{TE_{it} - TE_{it}^{tendanciel}}{TE_{it}^{tendanciel}}$ ). Le niveau tendanciel des

termes de l'échange est obtenu avec le filtre de Hodrick et Prescott (1997) avec 100 comme paramètre de lissage. Le taux d'endettement et le taux d'aide sont les ratios respectivement de la dette totale du pays et de l'aide extérieure reçue par le pays (versements nets)<sup>78</sup> sur le PIB observé. La nature du régime politique est représentée par l'indicateur *Polity2* qui résume la situation démocratique ou autocratique des pays. La variable *Polity2* combine le degré d'ouverture politique, le mode électoral et les contraintes institutionnelles auxquelles doit faire face le chef de l'exécutif ainsi que la participation aux élections. Cet indicateur note les pays sur une échelle allant de -10 à 10, avec 10 représentant un pays démocratique. Le taux d'inflation  $\pi$ , défini comme la différence relative entre les moyennes des prix d'une année à l'autre, est recalculé pour réduire les taux relatifs aux épisodes d'hyperinflation. Le nouveau taux introduit dans le régression est  $\pi' = \pi / (1 + \pi)$ . Dans l'estimation économétrique, tous les taux sont exprimés en pourcentage. Les statistiques descriptives des variables utilisées et leur source sont données respectivement dans les Annexes 4.2 et 4.3.

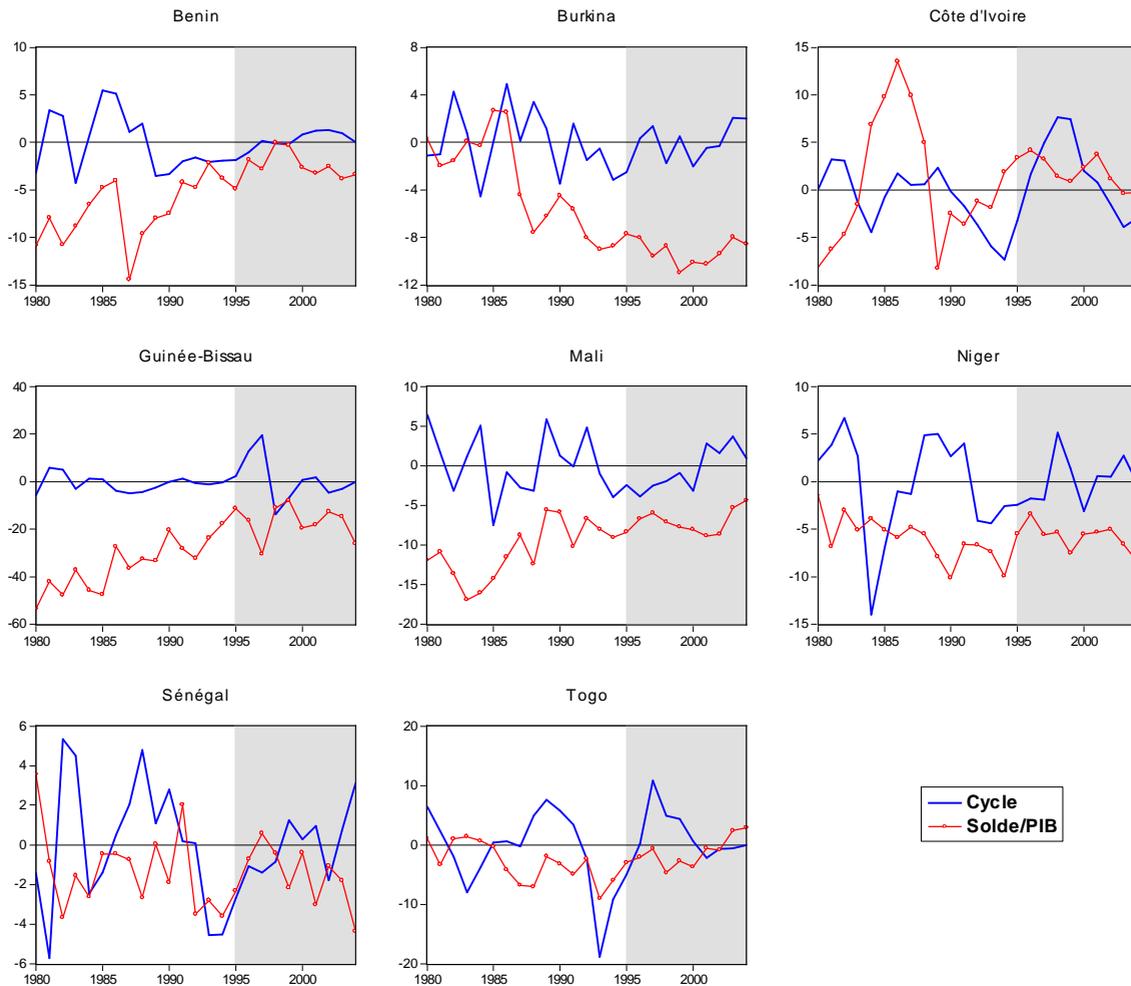
Au total, nous avons quarante-un (41) pays sur vingt-cinq années (1980-2004) dans

---

<sup>78</sup> L'aide extérieure totale reçue est utilisée à défaut de disposer de données précises et complètes sur l'aide budgétaire.

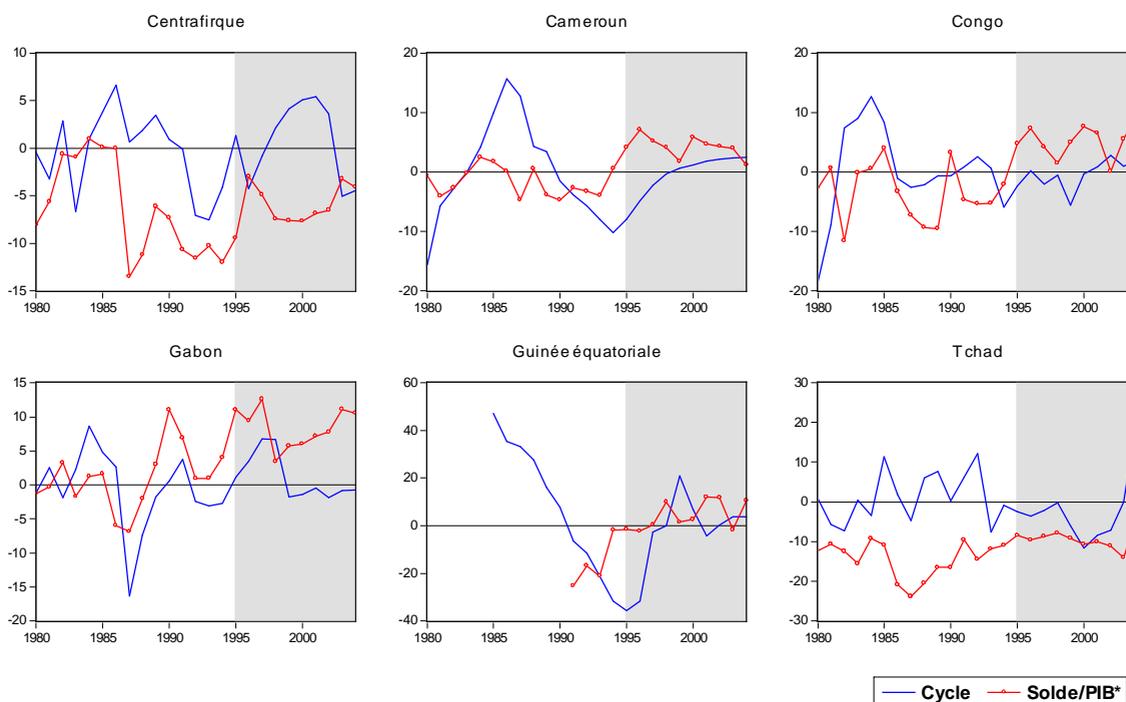
notre base de données. Cette dernière n'est pas cylindrée à cause des données manquantes. Les estimations économétriques atténuent ce biais en corrigeant pour l'hétéroscédasticité par pays.

**Figure 4.2: Profile du cycle et du solde budgétaire dans les pays de l'UEMOA (1980-2004)**



Notes: La surface grisée correspond à la période d'application de la surveillance multilatérale c'est-à-dire après 1995.

**Figure 4.3: Profile du cycle et du solde budgétaire dans les pays de la CEMAC (1980-2004)**



Notes: La surface grisée correspond à la période d'application de la surveillance multilatérale c'est-à-dire après 1995.

#### 4. LES RESULTATS

Les résultats de nos estimations sont présentés dans les Tableaux 4.3 à 4.9. A cause du probable biais de simultanéité décrit plus haut, nous commentons principalement les estimations avec les MMG-système. Nous avons retenu au plus 5% pour les seuils de significativité des estimations.

##### 4.1. L'ensemble des pays africains

La politique budgétaire est pro cyclique dans l'ensemble des pays africains lorsque l'on considère les dépenses. Le taux de dépenses (en % du PIB tendanciel) est positivement affecté par la conjoncture (Tableau 4.3, colonnes [3] à [4]). Ce résultat

est conforme à la prédiction du modèle de Talvi et Végh (2005). En raison de l'existence des stabilisateurs automatiques, l'évolution des recettes est contra cyclique, le taux de recettes réagissant positivement à la conjoncture (Tableau 4.3, colonnes [5] à [6]). Il en résulte un effet nul de la conjoncture sur le solde (Tableau 4.3, colonnes [1] à [2]).

Les autres variables du modèle ont les signes attendus, mais sont rarement significatives dans les estimations avec instrumentation (MMG, Tableau 4.3). Le coefficient associé à la variable budgétaire retardée a le signe attendu, positif, significatif et inférieur à l'unité (sauf l'estimation avec les MMG dans la colonne [4] du Tableau 4.3 pour laquelle le coefficient n'est pas significatif). La dette exerce un impact significatif et négatif sur les dépenses avec les effets fixes et un impact non significatif sur les recettes. La variation non anticipée des termes de l'échange influence positivement et significativement le solde budgétaire par son action sur les recettes selon le principe des stabilisateurs automatiques<sup>79</sup>. L'aide a un effet positif et significatif (non significatif une fois la variable d'aide instrumentée) sur les dépenses. Sans être significative, la variable captant la nature du régime politique affecte positivement les recettes et négativement les dépenses.

Le contrôle de l'inflation ne modifie pas les résultats de base (Tableau 4.4). L'inflation n'affecte pas significativement la politique budgétaire qui demeure pro cyclique en ce qui concerne les dépenses et contra cyclique pour les recettes. Nonobstant, si on se réfère au signe du coefficient, le taux d'inflation pourrait contribuer à l'aggravation du déficit suggérant que l'argument selon lequel l'inflation est un moyen de financement de la politique budgétaire semble dominer par rapport à l'objectif de stabilité monétaire. Dans la suite, nous ne contrôlons plus pour le taux d'inflation parce qu'il n'est pas statistiquement significatif et que son introduction n'altère pas nos résultats de base.

La distinction des phases de la conjoncture montre que la pro cyclicité des dépenses et la contra cyclicité des recettes ne sont significativement vérifiées que durant les phases de récession (Tableau 4.5, colonnes [3] à [6]). En effet en expansion dépenses

<sup>79</sup> Nous avons également ajouté aux estimations une variable de tendance des termes de l'échange qui s'est avérée non significative (estimations non présentées). Ces résultats confirment que l'effet des termes de l'échange sur la politique budgétaire est bien transitoire.

et recettes deviennent acycliques. Ainsi existe-t-il pour les pays africains, une certaine asymétrie dans la cyclicité de la politique budgétaire selon les phases de la conjoncture. Ce résultat n'est pas complètement conforme à la prédiction de Talvi et Végh (2005) selon laquelle le comportement pro cyclique des autorités budgétaires pendant les récessions résulte de ce même type de comportement en expansion. En revanche, les résultats durant les expansions corroborent l'hypothèse fondamentale d'absence d'une politique d'excédents budgétaires pendant les phases de haute conjoncture.

	Solde/PIB*		Dépenses/PIB*		Recettes/PIB*	
	EF	MMG	EF	MMG	EF	MMG
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
EP	-0.047	-0.024	0.258**	0.241**	0.169**	0.213**
	(0.042)	(0.047)	(0.046)	(0.058)	(0.023)	(0.047)
TE*	0.038*	0.045**	-0.006	-0.014	0.028**	0.030**
	(0.015)	(0.014)	(0.012)	(0.013)	(0.009)	(0.009)
Dette/PIB (-1)	0.022**	-0.006	-0.018*	-0.002	0.003	-0.006
	(0.007)	(0.014)	(0.008)	(0.015)	(0.003)	(0.008)
Aide/PIB	-0.110*	-0.062	0.136**	0.053	0.011	-0.023
	(0.045)	(0.053)	(0.046)	(0.054)	(0.013)	(0.035)
Polity2	-0.012	0.051	-0.008	-0.005	0.001	0.062
	(0.047)	(0.073)	(0.053)	(0.131)	(0.029)	(0.130)
Solde/PIB* (-1)	0.539**	0.383*				
	(0.058)	(0.158)				
Dépenses/PIB* (-1)			0.542**	0.270		
			(0.088)	(0.152)		
Recettes/PIB* (-1)					0.686**	0.475**
					(0.043)	(0.075)
Constante	-2.913**	-1.503	11.172**	17.297**	5.762**	11.313**
	(0.761)	(1.207)	(2.332)	(3.635)	(0.863)	(2.406)
R2	0.37		0.45		0.56	
Hansen		0.347		0.120		0.269
AR(1)		0.000		0.002		0.002
AR(2)		0.808		0.383		0.927
Observations	909	909	911	911	913	913
Pays	41	41	41	41	41	41

Notes: EF: méthode des effets fixes pays (estimateur *within*); MMG: méthode des moments généralisés en système de Blundell et Bond (1998); EP = écart de production, TE\* = écart des termes de l'échange, Dette/PIB = ratio dette sur PIB, Aide/PIB = ratio aide sur PIB, Polity2 = variable de la nature du régime politique, Solde/PIB\* = ratio solde budgétaire sur PIB tendanciel, Dépenses /PIB\* = ratio dépenses budgétaire sur PIB tendanciel, Recettes/PIB\* = ratio recettes budgétaire sur PIB tendanciel, (-1) indiquent que la variable budgétaire a été retardé. Ecart-types entre parenthèses. Hansen: Probabilité du test de sur-identification de Hansen (Ho: instruments valides); AR(1): Probabilité du test d'auto corrélation d'ordre 1 (Ho: absence d'auto corrélation); AR(2): Probabilité du test d'auto corrélation d'ordre 2 (Ho: absence d'auto corrélation); \* significatif à 5%; \*\*significatif à 1%.

<b>Tableau 4.4: Cyclicité de la politique budgétaire: contrôle de l'inflation</b>						
	Solde/PIB*		Dépenses/PIB*		Recettes/PIB*	
	EF	MMG	EF	MMG	EF	MMG
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
<b>EP</b>	<b>-0.013</b>	<b>-0.057</b>	<b>0.221**</b>	<b>0.236**</b>	<b>0.165**</b>	<b>0.186**</b>
	<b>(0.045)</b>	<b>(0.067)</b>	<b>(0.056)</b>	<b>(0.079)</b>	<b>(0.027)</b>	<b>(0.046)</b>
Inflation	-0.003	-0.104	-0.025	0.114	-0.021	0.004
	(0.027)	(0.063)	(0.030)	(0.080)	(0.017)	(0.024)
Variables de contrôle (a)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2	0.33		0.42		0.56	
Hansen		0.739		0.134		0.034
AR(1)		0.000		0.002		0.002
AR(2)		0.610		0.385		0.829
Observations	801	801	803	803	803	803
Pays	38	38	38	38	38	38

Notes: EF: méthode des effets fixes pays (estimateur *within*); MMG: méthode des moments généralisés en système de Blundell et Bond (1998); EP = écart de production, Inflation = taux d'inflation normalisé pour réduire les taux relatifs aux épisodes d'hyperinflation. (a) cf. Tableau 4.3 pour les variables de contrôle. Les estimations incluent une constante. Ecart-types entre parenthèses. Hansen: Probabilité du test de sur-identification de Hansen (Ho: instruments valides); AR(1): Probabilité du test d'auto corrélation d'ordre 1 (Ho: absence d'auto corrélation); AR(2): Probabilité du test d'auto corrélation d'ordre 2 (Ho: absence d'auto corrélation); \* significatif à 5%; \*\* significatif à 1%.

<b>Tableau 4.5: Distinction des phases de la conjoncture (effet d'asymétrie)</b>						
	Solde/PIB*		Dépenses/PIB*		Recettes/PIB*	
	EF	MMG	EF	MMG	EF	MMG
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
<b>EP &lt; 0</b>	<b>-0.078</b>	<b>-0.094</b>	<b>0.362**</b>	<b>0.312**</b>	<b>0.244**</b>	<b>0.234**</b>
	<b>(0.094)</b>	<b>(0.112)</b>	<b>(0.094)</b>	<b>(0.114)</b>	<b>(0.039)</b>	<b>(0.053)</b>
<b>EP &gt; 0</b>	<b>-0.007</b>	<b>0.061</b>	<b>0.115</b>	<b>0.135</b>	<b>0.064</b>	<b>0.183</b>
	<b>(0.072)</b>	<b>(0.132)</b>	<b>(0.067)</b>	<b>(0.159)</b>	<b>(0.053)</b>	<b>(0.100)</b>
Variables de contrôle (a)	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2	0.37		0.46		0.57	
Hansen		0.609		0.138		0.497
AR(1)		0.000		0.002		0.002
AR(2)		0.826		0.389		0.897
Observations	909	909	911	911	913	913
Pays	41	41	41	41	41	41

Notes: EF: méthode des effets fixes pays (estimateur *within*); MMG: méthode des moments généralisés en système de Blundell et Bond (1998); EP = écart de production, (a) cf. Tableau 4.3 pour les variables de contrôle. Les estimations incluent une constante. Ecart-types entre parenthèses. Hansen: Probabilité du test de sur-identification de Hansen (Ho: instruments valides); AR(1): Probabilité du test d'auto corrélation d'ordre 1 (Ho: absence d'auto corrélation); AR(2): Probabilité du test d'auto corrélation d'ordre 2 (Ho: absence d'auto corrélation); \* significatif à 5%; \*\* significatif à 1%.

#### 4.2. La surveillance multilatérale dans les Unions monétaires de la Zone Franc

Parce que nous avons supposé dans l'analyse théorique que l'effectivité de la contrainte multilatérale est différente dans les deux unions (cf. section 2.1), nous estimons successivement à partir de l'équation (9), l'impact de la surveillance multilatérale dans l'UEMOA et dans la CEMAC. Le Tableau 4.6 correspond aux estimations avec un échantillon constitué des pays africains hors CEMAC et permet de tester le comportement spécifique de l'UEMOA. De même, le Tableau 4.7 présente les estimations avec un échantillon de pays africains sans l'UEMOA et permet d'évaluer le comportement distinctif de la CEMAC. Pour simplifier la lecture de nos résultats, nous reportons directement les coefficients sommés et les probabilités des F-tests associés. Nous présentons également le résumé des conclusions tirées des estimations dans l'Annexe 4.4.

Les gouvernements des pays africains qui n'appartiennent ni à l'une ni à l'autre des deux unions monétaires ont mené durant les phases de basse conjoncture, une politique de dépenses pro cyclique et une politique de recettes contra cyclique, avant et après 1995 (Tableaux 4.6 et 4.7). En revanche en expansion, ces pays n'ont pas modifié leurs taux de dépenses et de recettes, quelle que soit la période. Ces résultats sont semblables aux résultats précédents qui portaient sur la période 1980-2004 et qui ne faisaient pas de distinction entre les pays africains.

Dans les Etats de l'UEMOA (Tableau 4.6), durant les récessions et avant 1995, les gouvernements ont mené une politique budgétaire conforme à celle des autres pays. La période d'application de la surveillance multilatérale a été quant à elle, marquée par un renforcement de la pro cyclicité des dépenses et de la contra cyclicité des recettes. En effet, les gouvernements des pays de l'UEMOA après 1995 ont mené des politiques budgétaires plus restrictives que celles des pays africains qui ne participent pas à une union monétaire. Selon les résultats du Tableau 4.6 ils ont plus fortement réduit les dépenses que laisser diminuer les recettes, de sorte que le solde acyclique avant 1995, est devenu pro cyclique durant la surveillance multilatérale. Ce résultat est bien conforme à l'intuition du modèle théorique selon laquelle la surveillance

multilatérale renforce en récession le caractère pro cyclique, ici restrictif, de la politique budgétaire

Dans ces mêmes pays, durant les périodes d'expansion les dépenses publiques ont été pro cycliques après, comme avant 1995 (avec sans doute une atténuation de la pro cyclicité et de la significativité du coefficient positif (colonne 4 du Tableau 4.6); mais les recettes contra cycliques avant 1995 sont devenues acycliques. Il en résulte que le solde est devenu pro cyclique. Ce comportement est plus conforme que celui des autres pays africains au modèle de Talvi et Végh (2005).

La situation est un peu différente dans les pays de la CEMAC (Tableau 4.7). L'augmentation de la pro cyclicité des dépenses en récession après 1995 n'est pas aussi perceptible que dans l'UEMOA, de telle sorte que le solde budgétaire est demeuré acyclique. En expansion les dépenses et les recettes sont acycliques comme dans les autres pays africains.

En résumé, nous avons supposé que le dispositif de la surveillance multilatérale, à savoir un solde budgétaire de base positif et donc un solde primaire au-dessus d'un seuil donné, est particulièrement contraignant durant les périodes de basse conjoncture. En expansion, les Etats n'ont pas ou moins de difficultés à respecter l'exigence de la surveillance multilatérale. Il apparaît que le comportement des Etats de l'UEMOA est conforme à l'intuition du modèle théorique, c'est-à-dire qu'en présence de la contrainte budgétaire multilatérale, les gouvernements sont obligés, en période de ralentissement de la conjoncture, de réduire les dépenses plus fortement que la baisse automatique des recettes. L'évolution du solde budgétaire joue dans un sens restrictif. En récession, la surveillance crée un biais pro cyclique (ou restrictif) dans les politiques budgétaires. On n'observe pas la même tendance dans les Etats de la CEMAC. Ce résultat, que nous avons anticipé, peut s'expliquer par la différence d'effectivité de la contrainte qu'exerce la surveillance dans chaque union. Pour les pays de la CEMAC, la hausse du prix du pétrole concomitante aux découvertes de nouveaux gisements durant la période d'application du pacte a indubitablement réduit ou voire même annulé la contrainte que les règles adoptées auraient pu exercer sur le comportement des autorités budgétaires des cinq pays pétroliers. A l'inverse, à l'exception de la Côte d'Ivoire, les pays de l'UEMOA ont eu une rente décroissante après 1995 ou ne sont carrément pas producteurs de pétrole (Figure 4.1). Il est, de ce

fait, logique que la contrainte de la surveillance multilatérale ait été relativement plus forte pour les pays de l'UEMOA surtout durant les phases de récession.

Le biais pro cyclique des dépenses durant les récessions dans l'UEMOA est non seulement significatif mais semble économiquement important. Pendant les récessions et durant la surveillance multilatérale, les pays de l'UEMOA ont réduit proportionnellement leurs dépenses quatre fois plus que les autres pays africains qui ne sont pas en union monétaire alors qu'ils les réduisaient deux fois moins avant la surveillance multilatérale. Ainsi avant 1995, 1% de PIB perdu par rapport au PIB tendanciel, induit dans les Etats de l'UEMOA en moyenne une baisse des dépenses égale à 0.206% du PIB tendanciel contre 0.466% pour les autres pays africains (Tableau 4.6, colonne [4]); durant la période d'application de la surveillance multilatérale, 1% de PIB perdu par rapport au PIB tendanciel, induit dans les pays de l'UEMOA une réduction des dépenses égale à 1.736% du PIB tendanciel contre 0.393% seulement dans les autres pays africains (Tableau 6, colonne [4]). Le biais est moins net pour les pays de la CEMAC où la baisse des dépenses durant la surveillance multilatérale n'est significative qu'avec la méthode des effets fixes et s'élève à 0.147% du PIB potentiel (Tableau 7, colonne [3]).

Nous avons mis à l'épreuve nos estimations par une série de tests de robustesse.

Le premier test vérifie la validité des conclusions si on suppose une certaine progressivité dans la mise en place de la surveillance multilatérale dans les deux unions (cf section 2.1). Nous estimons un impact croissant de la surveillance multilatérale en remplaçant la variable *SM* par une variable *ISM* prenant les valeurs continues et croissantes de 1 à partir de 1995 jusqu'à 10 en 2004, contre 0 avant 1995. Cette nouvelle spécification n'altère pas notre conclusion de base selon laquelle l'institution de la surveillance multilatérale dans les unions de la Zone Franc a accentué la pro cyclicité des dépenses et du solde en récession.

On constate toutefois certaines différences dans les résultats des estimations qui ne conduisent pas à retenir l'hypothèse d'une application progressive de la surveillance multilatérale. Dans les Etats de l'UEMOA, le solde a été acyclique après comme avant 1995 pendant les phases de basse conjoncture (Tableau 4.8, colonne [2]) alors qu'auparavant il a été acyclique avant 1995 puis pro cyclique durant la surveillance

multilatérale (Tableau 4.6, colonne [2]). De même durant les expansions, avant et après la surveillance, les recettes ont été contra cycliques, les dépenses pro cycliques et le solde acyclique (Tableau 4.8). Auparavant, les recettes ont été contra cycliques avant 1995 puis acycliques après 1995, les dépenses pro cycliques avant 1995 puis acycliques après 1995 et le solde acyclique avant 1995 puis pro cyclique après 1995 (Tableau 4.6). Dans les pays de la CEMAC, durant les récessions les dépenses ont été pro cycliques après 1995 (y compris avec l'estimation MMG, Tableau 4.9, colonne [4]) alors qu'avant elles étaient acycliques (Tableau 4.7, colonne [4]). Le solde a été contra cyclique avant 1995 (Tableau 4.9, colonne [2]) alors qu'avec les estimations antérieures, il a été acyclique (Tableau 4.7, colonne [2]).

Nous avons en outre vérifié que nos estimations subsistent au changement du paramètre de lissage du filtre de Hodrick et Prescott (1997).

Dans les analyses précédentes, nous avons fixé le paramètre de lissage du filtre HP à 100 originellement proposé par Hodrick et Prescott (1997). Ce nombre a été critiqué par Ravn et Uhlig (2002) qui ont proposé la valeur 6.25. Nous avons changé le paramètre de lissage du filtre HP en utilisant comme Ravn et Uhlig 6.25 plutôt que 100. Un paramètre de lissage faible du filtre réduit les amplitudes des cycles identifiés. Là encore cette nouvelle spécification pour le calcul des variables tendanciennes n'altère pas notre résultat de base à savoir que la période de surveillance multilatérale a été associée à un biais pro cyclique des dépenses publiques dans l'UEMOA.

Nous avons également utilisé le filtre de Baxter et King (1999). Le filtre HP est souvent critiqué dans la littérature sur la synchronisation des cycles pour deux raisons (Baxter et King, 1999). D'une part le filtre HP élimine des composantes cycliques les fluctuations de longue durée pour les inclure dans la tendance. D'autre part, il existe une incertitude quant au choix du paramètre de lissage du filtre pour les données annuelles. Le filtre BK résout en partie ces problèmes puisqu'il inclut dans la composante cyclique les cycles courts comme les cycles longs, selon la durée spécifiée par le chercheur. Nous fixons la durée des cycles entre 2 et 8 ans. 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). Cette nouvelle spécification du calcul des variables tendanciennes ne modifie pas notre résultat de base. La période de

surveillance multilatérale a été associée à un biais pro cyclique des dépenses publiques en récession dans les deux unions monétaires africaines (estimations non présentées et disponibles sur demande), le phénomène demeurant plus marqué pour les pays de l'UEMOA que pour les pays de la CEMAC. Il en est de même si on contraint les cycles entre 2 et 4 ans (estimations non présentées et disponibles sur demande)<sup>80</sup>.

---

<sup>80</sup> Des auteurs ont suggéré que les cycles économiques sont plus courts dans les pays en développement que dans les pays développés. Par exemple, Rand et Tarp (2002) ont estimé la durée des cycles pour 6 pays africains de 1980 à 1999. Ils ont obtenu des durées d'environ 3 années pour l'Afrique du Sud (2.95) et le Malawi (3), environ 2 années pour le Zimbabwe (2.6), la Côte d'Ivoire (2.43) et le Nigeria (2.38) et enfin moins de 2 années pour le Maroc (1.93).

<b>Tableau 4.6: Impact de la surveillance multilatérale dans l'UEMOA (Somme des coefficients et F-tests)</b>							
		Solde/PIB*		Dépenses/PIB*		Recettes/PIB*	
		EF	MMG	EF	MMG	EF	MMG
		[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
<b>Phases de récession (EP &lt; 0)</b>							
Non UEMOA	Avant 1995	-0.280	-0.271	0.537**	0.466**	0.231**	0.231**
		(0.061)	(0.169)	(0.000)	(0.003)	(0.000)	(0.000)
Non UEMOA	Après 1995	0.017	-0.303	0.171	0.393*	0.136	0.090
		(0.867)	(0.051)	(0.166)	(0.041)	(0.080)	(0.450)
UEMOA	Avant 1995	-0.054	-0.013	0.283**	0.206**	0.211**	0.206**
		(0.628)	(0.906)	(0.001)	(0.001)	(0.000)	(0.008)
UEMOA	<b>Après 1995</b>	<b>-0.859**</b>	<b>-1.061**</b>	<b>1.400**</b>	<b>1.736**</b>	<b>0.478**</b>	<b>0.695**</b>
		<b>(0.002)</b>	<b>(0.000)</b>	<b>(0.000)</b>	<b>(0.000)</b>	<b>(0.004)</b>	<b>(0.000)</b>
<b>Phases d'expansion (EP &gt; 0)</b>							
Non UEMOA	Avant 1995	0.010	0.099	0.082	0.055	0.033	0.079
		(0.908)	(0.604)	(0.358)	(0.848)	(0.680)	(0.625)
Non UEMOA	Après 1995	0.190	0.454	-0.011	-0.027	0.145	0.365
		(0.273)	(0.073)	(0.955)	(0.894)	(0.096)	(0.127)
UEMOA	Avant 1995	0.119	0.063	0.123	0.525*	0.163	0.446**
		(0.443)	(0.769)	(0.495)	(0.046)	(0.090)	(0.004)
UEMOA	<b>Après 1995</b>	<b>-0.257</b>	<b>-0.270*</b>	<b>0.241</b>	<b>0.282</b>	<b>0.004</b>	<b>-0.001</b>
		<b>(0.078)</b>	<b>(0.049)</b>	<b>(0.379)</b>	<b>(0.086)</b>	<b>(0.976)</b>	<b>(0.982)</b>
Variables de contrôle (a)		Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2		0.39		0.43		0.56	
Hansen			0.994		0.980		0.992
AR(1)			0.001		0.011		0.006
AR(2)			0.334		0.138		0.932
Observations		778	778	778	778	782	782
Pays		35	35	35	35	35	35

Notes: EF: méthode des effets fixes pays (estimateur *within*); MMG: méthode des moments généralisés en système de Blundell et Bond (1998); EP = écart de production, (a) cf. Tableau 4.3 pour les variables de contrôle. Les estimations incluent une constante. La somme des coefficients sont reportés avec la probabilité du F-test entre parenthèses. Hansen: Probabilité du test de sur-identification de Hansen (Ho: instruments valides); AR(1): Probabilité du test d'auto corrélation d'ordre 1 (Ho: absence d'auto corrélation); AR(2): Probabilité du test d'auto corrélation d'ordre 2 (Ho: absence d'auto corrélation); \* significatif à 5%; \*\* significatif à 1%.

<b>Tableau 4.7: Impact de la surveillance multilatérale dans l'UEMOA (Somme des coefficients et F-tests)</b>							
		Solde/PIB*		Dépenses/PIB*		Recettes/PIB*	
		EF	MMG	EF	MMG	EF	MMG
		[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
<b>Phases de récession (EP &lt; 0)</b>							
Non CEMAC	Avant 1995	-0.300*	-0.333	0.581**	0.552**	0.251**	0.237**
		(0.046)	(0.106)	(0.000)	(0.001)	(0.000)	(0.000)
	Après 1995	-0.281	-0.212	0.637	0.565*	0.281	0.287
		(0.827)	(0.075)	(0.269)	(0.025)	(0.087)	(0.401)
CEMAC	Avant 1995	0.023	-0.245	0.138**	0.376	0.123**	0.103**
		(0.155)	(0.085)	(0.000)	(0.320)	(0.000)	(0.001)
	<b>Après 1995</b>	<b>0.216</b>	<b>0.093</b>	<b>0.147*</b>	<b>0.377</b>	<b>0.289**</b>	<b>0.413*</b>
		<b>(0.184)</b>	<b>(0.931)</b>	<b>(0.025)</b>	<b>(0.210)</b>	<b>(0.000)</b>	<b>(0.027)</b>
<b>Phases d'expansion (EP &gt; 0)</b>							
Non CEMAC	Avant 1995	0.415	0.537	-0.225	-0.429	0.174	0.101
		(0.827)	(0.561)	(0.563)	(0.965)	(0.718)	(0.738)
	Après 1995	0.319	0.434	0.011	-0.074	0.252	0.361
		(0.273)	(0.142)	(0.957)	(0.995)	(0.059)	(0.106)
CEMAC	Avant 1995	0.090	0.25	0.026	-0.120	0.091	0.075
		(0.423)	(0.884)	(0.079)	(0.145)	(0.204)	(0.064)
	<b>Après 1995</b>	<b>-0.161</b>	<b>-0.103</b>	<b>0.036</b>	<b>-0.245</b>	<b>-0.113</b>	<b>-0.304</b>
		<b>(0.840)</b>	<b>(0.943)</b>	<b>(0.835)</b>	<b>(0.501)</b>	<b>(0.849)</b>	<b>(0.579)</b>
Variables de contrôle (a)		Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2		0.37		0.47		0.56	
Hansen			0.982		0.983		0.978
AR(1)			0.000		0.005		0.001
AR(2)			0.530		0.104		0.510
Observations		737	737	739	739	741	741
Pays		35	35	35	35	35	35

Notes: EF: méthode des effets fixes pays (estimateur *within*); MMG: méthode des moments généralisés en système de Blundell et Bond (1998); EP = écart de production, (a) cf. Tableau 4.3 pour les variables de contrôle. Les estimations incluent une constante. La somme des coefficients sont reportés avec la probabilité du F-test entre parenthèses. Hansen: Probabilité du test de sur-identification de Hansen (Ho: instruments valides); AR(1): Probabilité du test d'auto corrélation d'ordre 1 (Ho: absence d'auto corrélation); AR(2): Probabilité du test d'auto corrélation d'ordre 2 (Ho: absence d'auto corrélation); \* significatif à 5%; \*\* significatif à 1%.

**Tableau 4.8: Impact progressif de la surveillance multilatérale dans l’UEMOA (Somme des coefficients et F-tests)**

		Solde/PIB*		Dépenses/PIB*		Recettes/PIB*	
		EF	MMG	EF	MMG	EF	MMG
		[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
<b>Phases de récession (EP&lt;0)</b>							
Non UEMOA	Avant 1995	-0.215	-0.268	0.488**	0.484**	0.236**	0.235**
		(0.072)	(0.072)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Non UEMOA	Après 1995	-0.179	-0.261	0.423**	0.438**	0.208**	0.201**
		(0.113)	(0.067)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.001)
UEMOA	Avant 1995	-0.075	-0.029	0.335**	0.221**	0.230**	0.207**
		(0.539)	(0.821)	(0.003)	(0.004)	(0.000)	(0.005)
	<b>Après 1995</b>	<b>-0.220*</b>	<b>-0.237</b>	<b>0.539**</b>	<b>0.552**</b>	<b>0.285**</b>	<b>0.327**</b>
		<b>(0.043)</b>	<b>(0.091)</b>	<b>(0.000)</b>	<b>(0.000)</b>	<b>(0.000)</b>	<b>(0.000)</b>
<b>Phases d’expansion (EP&gt;0)</b>							
Non UEMOA	Avant 1995	0.059	0.225	0.042	-0.063	0.049	0.121
		(0.461)	(0.208)	(0.598)	(0.816)	(0.553)	(0.432)
Non UEMOA	Après 1995	0.067	0.231	0.046	-0.034	0.061	0.147
		(0.349)	(0.199)	(0.576)	(0.887)	(0.420)	(0.307)
UEMOA	Avant 1995	-0.021	-0.048	0.235	0.663**	0.165	0.481**
		(0.863)	(0.791)	(0.197)	(0.008)	(0.055)	(0.003)
	<b>Après 1995</b>	<b>-0.066</b>	<b>-0.077</b>	<b>0.218</b>	<b>0.501**</b>	<b>0.117</b>	<b>0.327**</b>
		<b>(0.574)</b>	<b>(0.580)</b>	<b>(0.201)</b>	<b>(0.006)</b>	<b>(0.122)</b>	<b>(0.003)</b>
Variables de contrôle (a)		Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2		0.38		0.43		0.56	
Hansen			0.974		0.927		0.900
AR(1)			0.001		0.011		0.007
AR(2)			0.394		0.149		0.748
Observations		778	778	778	778	782	782
Pays		35	35	35	35	35	35

Notes: EF: méthode des effets fixes pays (estimateur *within*); MMG: méthode des moments généralisés en système de Blundell et Bond (1998); Probabilité des F-tests entre parenthèses. Hansen: Probabilité du test de sur-identification de Hansen (Ho: instruments valides); AR(1): Probabilité du test d’auto corrélation d’ordre 1 (Ho: absence d’auto corrélation); AR(2): Probabilité du test d’auto corrélation d’ordre 2 (Ho: absence d’auto corrélation); \* significatif à 5%; \*\*significatif à 1%.

**Tableau 4.9: Impact progressif de la surveillance multilatérale dans la CEMAC (Somme des coefficients et F-tests)**

		Solde/PIB*		Dépenses/PIB*		Recettes/PIB*	
		EF	MMG	EF	MMG	EF	MMG
		[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
<b>Phases de récession (EP&lt;0)</b>							
Non CEMAC	Avant 1995	-0.227	-0.312*	0.516**	0.532**	0.251**	0.236**
		(0.061)	(0.048)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
	Après 1995	-0.188	-0.283	0.442**	0.477**	0.218**	0.212**
		(0.099)	(0.058)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
CEMAC	Avant 1995	0.125	0.241*	0.271**	0.001	0.344**	0.252**
		(0.087)	(0.021)	(0.000)	(0.998)	(0.000)	(0.000)
	<b>Après 1995</b>	<b>0.108</b>	<b>0.179</b>	<b>0.253**</b>	<b>0.160*</b>	<b>0.310**</b>	<b>0.290**</b>
		<b>(0.083)</b>	<b>(0.052)</b>	<b>(0.000)</b>	<b>(0.030)</b>	<b>(0.000)</b>	<b>(0.000)</b>
<b>Phases d'expansion (EP&gt;0)</b>							
Non CEMAC	Avant 1995	0.062	0.225	0.033	-0.037	0.051	0.111
		(0.440)	(0.238)	(0.696)	(0.892)	(0.549)	(0.456)
	Après 1995	0.071	0.222	0.038	-0.015	0.065	0.128
		(0.326)	(0.246)	(0.671)	(0.951)	(0.411)	(0.350)
CEMAC	Avant 1995	-0.151	-0.107	0.317*	0.408*	0.07	0.234
		(0.184)	(0.450)	(0.027)	(0.039)	(0.479)	(0.239)
	<b>Après 1995</b>	<b>-0.124</b>	<b>-0.085</b>	<b>0.278*</b>	<b>0.329</b>	<b>0.069</b>	<b>0.199</b>
		<b>(0.293)</b>	<b>(0.508)</b>	<b>(0.030)</b>	<b>(0.057)</b>	<b>(0.452)</b>	<b>(0.254)</b>
Variables de contrôle (a)		Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2		0.37		0.46		0.56	
Hansen			0.969		0.991		0.965
AR(1)			0.000		0.005		0.001
AR(2)			0.560		0.113		0.616
Observations		737	737	739	739	741	741
Pays		35	35	35	35	35	35

Notes: EF: méthode des effets fixes pays (estimateur *within*); MMG: méthode des moments généralisés en système de Blundell et Bond (1998); EP = écart de production, (a) cf. Tableau 4.3 pour les variables de contrôle. Les estimations incluent une constante. La somme des coefficients sont reportés avec la probabilité du F-test entre parenthèses. Hansen: Probabilité du test de sur-identification de Hansen (Ho: instruments valides); AR(1): Probabilité du test d'auto corrélation d'ordre 1 (Ho: absence d'auto corrélation); AR(2): Probabilité du test d'auto corrélation d'ordre 2 (Ho: absence d'auto corrélation); \* significatif à 5%; \*\*significatif à 1%.

## 5. CONCLUSION

Nous avons examiné dans cet article, l'impact des surveillances multilatérales sur la cyclicité des politiques budgétaires dans les deux unions monétaires africaines (UEMOA et CEMAC) de 1980 à 2004. Nous avons modélisé à partir du modèle théorique de Talvi et Végh (2005), l'effet de la surveillance multilatérale sur le comportement des autorités budgétaires.

Le modèle amendé suggère que les gouvernements soumis à une contrainte d'équilibre budgétaire permanent pratiquent comme les autres pays en développement une politique budgétaire pro cyclique, mais que celle-ci est accentuée durant les phases de récession. L'exigence de la surveillance multilatérale, à savoir un solde budgétaire de base positif et donc un solde primaire au-dessus d'un seuil donné, n'est contraignante que pendant les récessions. En expansion, où le solde budgétaire primaire est positif, les Etats n'ont pas de difficulté particulière à respecter la contrainte régionale, la contrainte devient effective en cas de choc transitoire négatif qui diminue les recettes fiscales et le solde primaire. Ainsi la règle accroît-elle la politique restrictive (pro cyclique) en période de récession et introduit-elle un effet d'asymétrie dans le comportement des autorités budgétaires entre les deux phases de la conjoncture. En récession, à cause de la contrainte de solde de base positif, les autorités budgétaires réduisent les dépenses publiques et augmentent les taux d'imposition dans des proportions plus importantes que celles prédites par le modèle de Talvi et Végh (2005). Nos estimations suggèrent que, les politiques budgétaires des pays de l'UEMOA (et dans une moindre mesure de la CEMAC) corroborent notre modèle théorique. Les gouvernements des Etats de l'UEMOA, faute d'avoir engranger suffisamment de recettes pendant les périodes d'expansion où ils ont accru leurs dépenses et n'ont pas laissé jouer la stabilisation fiscale automatique, sont contraints en périodes de récession, du fait de l'exigence d'un solde de base positif en permanence, de réduire les taux de dépenses plus fortement que ceux des autres pays africains qui ne participant pas à une union monétaire, ne sont pas soumis à la même contrainte.

Notre analyse rejoint les critiques faites au pacte de stabilité et de croissance de l'Union Européenne après que l'ancien président de la Commission l'ait qualifié de « stupide ». Comme en Europe, (Conseil d'Analyse et Economique, 2004), l'application du pacte se heurte à deux problèmes (Guillaumont Jeanneney, 2006). D'une part, en présence d'une croissance faible de l'ensemble de l'Union, le pacte contraint excessivement la politique budgétaire, d'autre part les chocs asymétriques subis par les pays de l'union dont ils résultent des performances inégales rendent discutable le principe de convergence vers une norme budgétaire unique, alors même que la politique budgétaire est le seul levier macroéconomique qui demeure sous la souveraineté des Etats.

Ainsi, le biais pro cyclique de la politique budgétaire, particulièrement dans l'UEMOA, justifie une modification de la règle de la surveillance multilatérale. Les coupes dans les dépenses publiques que doivent pratiquer les gouvernements en période de basse conjoncture peuvent affecter durement les dépenses sociales et handicaper les processus de développement à long terme, d'autant plus que les pays africains ont un faible niveau de développement humain. Pour y remédier, le dispositif de la surveillance multilatérale devrait inciter les pays à modérer l'accroissement de leurs dépenses et à laisser pleinement jouer les stabilisateurs automatiques au niveau des recettes durant les périodes d'expansion. Le critère du solde budgétaire de base positif n'incite pas les Etats à mener une politique budgétaire contra cyclique. Il faut y adjoindre une clause d'excédent durant les phases d'expansion, permettant un désendettement de l'Etat de manière à préserver une marge de manœuvre en cas de choc négatif et de récession.

ANNEXE 4.1: ECHANTILLON

Echantillon: 41 pays			
UEMOA (8 pays)	CEMAC (6 pays)	Contrefactuel (27 pays sans la Guinée Bissau, la Guinée équatoriale et le Mali)	Pays absents (12 pays)
Bénin	Cameroun	Algérie	Afrique du sud
Burkina Faso	Centrafrique	Angola	Burundi
Cote d'Ivoire	Congo-Brazzaville	Botswana	Cap-Vert
Guinée-Bissau (après 1997)	Gabon	Burundi	Djibouti
Mali (après 1984)	Guinée équatoriale (après 1985)	Comores	Lesotho
Niger	Tchad	Egypte	Liberia
Sénégal		Erythrée	Libye
Togo		Ethiopie	Namibie
		Gambie	Sao Tomé et Príncipe
		Ghana	Seychelles
		Guinée	Somalie
		Guinée équatoriale (avant 1985)	Swaziland
		Guinée-Bissau (avant 1997)	
		Kenya	
		Madagascar	
		Malawi	
		Mali (avant 1984)	
		Maroc	
		Maurice	
		Mauritanie	
		Mozambique	
		Nigeria	
		Ouganda	
		Rwanda	
		Sierra Leone	
		Soudan	
		Tanzanie	
		Tunisie	
		Zambie	
		Zimbabwe	

## ANNEXE 2: STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Statistiques descriptives					
Variable	Moyenne	Ecart-types	Minimum	Maximum	Observations
Solde/PIB	-5.118	9.443	-61.500	33.800	981
Dépenses/PIB	24.634	10.860	3.981	95.800	983
Recettes/PIB	19.457	9.653	1.300	70.900	992
Solde/PIB*	-5.091	9.469	-64.394	31.813	964
Dépenses/PIB*	24.625	10.960	3.477	98.236	966
Recettes/PIB*	19.479	9.720	2.126	71.678	971
EP	-0.003	5.910	-44.029	47.178	991
EP<0	-1.846	3.776	-44.029	0	991
EP>0	1.843	3.721	0	47.178	991
TE*	-0.282	13.328	-45.172	114.287	982
Dettes/PIB	94.882	63.723	5.243	467.713	977
Aide/PIB	12.325	11.922	-0.277	94.414	986
Polity2	-2.760	5.537	-9	10	1025
Inflation	11.799	14.729	-21.418	97.644	860

Notes: PIB\*: PIB tendanciel obtenu avec le filtre HP ( $\lambda = 100$ ). EP: variable de cycle du produit obtenue en rapportant la différence entre les PIB observé et le PIB tendanciel au PIB tendanciel. TE\*: variable de cycle de l'indice des termes de l'échange obtenue en rapportant la différence entre les termes de l'échange observés et termes de l'échange tendanciels (filtre HP  $\lambda = 100$ ) aux termes de l'échange tendanciels. Le taux d'inflation est recalculé pour réduire les taux relatifs aux épisodes d'hyperinflation. Tous les taux sont exprimés en pourcentage.

### ANNEXE 3: SOURCES DES DONNÉES

Variable	Source
Dépenses publiques primaires/PIB (%)	<i>Government Financial Statistics 2006</i> du FMI complétés par les rapports pays du FMI (Fournie par Brun <i>et al.</i> , 2007)
Recettes publiques hors dons/PIB (%)	
PIB courant	<i>World Development Indicators 2007</i>
PIB constant	
Taux de croissance de la consommation privée et du PIB (en dollar courant, en dollar de l'année 2000, Echantillon africain et pays du G7)	
Taux d'endettement total du gouvernement central	
Taux d'inflation	
Population	
PNB en dollar courant	<i>World Development Indicators 2008</i>
Indice des termes de l'échange (base 100 en 2000)	Manuel de Statistique de la CNUCED 2007.
Solde budgétaire de base en % du PIB pour l'UEMOA et pour la CEMAC	Rapports semestriels de la surveillance multilatérale de 2001 à 2006 (Commissions UEMOA et CEMAC).
Aide extérieure totale reçue (versements nets, dollar courant)	Statistiques du Comité d'aide au développement (CAD); <a href="http://www.oecd.org/cad/stats">http://www.oecd.org/cad/stats</a>
Nature du Régime politique (Polity2)	Université de Maryland (Projet Polity IV); <a href="http://www.systemicpeace.org/polity/polity4.htm">http://www.systemicpeace.org/polity/polity4.htm</a>
Rente pétrolière et gazière en dollar courant	Banque Mondiale (Projet Adjusted net Saving); <a href="http://go.worldbank.org/VLJHBLZP71">http://go.worldbank.org/VLJHBLZP71</a>

## ANNEXE 4: RÉSUMÉ DES RÉSULTATS

Résumé des résultats des estimations des Tableaux 4.6 à 4.9 (basés sur les estimations avec la méthode des moments généralisés)

	Impact constant		Impact progressif	
<u>Autres pays africains (*)</u>				
Récession	Avant 1995	Après 1995	Avant 1995	Après 1995
Recettes	Contra cyclique	Contra cyclique	Contra cyclique	Contra cyclique (B)
Dépenses	Pro cyclique	Pro cyclique	Pro cyclique	Pro cyclique (B)
Solde	Acyclique	Acyclique	<u>Pro cyclique</u>	Acyclique
Expansion	Avant 1995	Après 1995	Avant 1995	Après 1995
Recettes	Acyclique	Acyclique	Acyclique	Acyclique
Dépenses	Acyclique	Acyclique	Acyclique	Acyclique
Solde	Acyclique	Acyclique	Acyclique	Acyclique
<u>UEMOA</u>				
Récession	Avant 1995	Après 1995	Avant 1995	Après 1995
Recettes	Contra cyclique	Contra cyclique (R)	Contra cyclique	Contra cyclique (R)
Dépenses	Pro cyclique	Pro cyclique (R)	Pro cyclique	Pro cyclique (R)
Solde	Acyclique	Pro cyclique	Acyclique	<u>Acyclique</u>
Expansion	Avant 1995	Après 1995	Avant 1995	Après 1995
Recettes	Contra cyclique	Acyclique	Contra cyclique	<u>Contra cyclique (B)</u>
Dépenses	Pro cyclique	Acyclique	Pro cyclique	<u>Pro cyclique (B)</u>
Solde	Acyclique	Pro cyclique	Acyclique	<u>Acyclique</u>
<u>CEMAC</u>				
Récession	Avant 1995	Après 1995	Avant 1995	Après 1995
Recettes	Contra cyclique	Contra cyclique	Contra cyclique	Contra cyclique (R)
Dépenses	Acyclique	Acyclique	Acyclique	<u>Pro cyclique</u>
Solde	Acyclique	Acyclique	<u>Contra cyclique</u>	Acyclique
Expansion	Avant 1995	Après 1995	Avant 1995	Après 1995
Recettes	Acyclique	Acyclique	Acyclique	Acyclique
Dépenses	Acyclique	Acyclique	<u>Pro cyclique</u>	Acyclique
Solde	Acyclique	Acyclique	Acyclique	Acyclique

Notes: Le seuil de significativité de 5% a été retenu. Les recettes sont contra cycliques (respectivement pro cycliques) si le coefficient associé à la conjoncture est positif (respectivement négatif); les dépenses sont contra cycliques (respectivement pro cycliques) si le coefficient associé à la conjoncture est négatif (respectivement positif) et le solde est contra cyclique (respectivement pro cyclique) si le coefficient associé à la conjoncture est positif (respectivement négatif).  
(R) pour renforcement et (B) pour baisse. Les différences avec l'impact absolu sont soulignées. (\*) Lecture conjointe des estimations de l'effet de l'UEMOA et de la CEMAC.



**ANALYSES DE ROBUSTESSE : FILTRE HP AVEC  $\lambda=6.25$**

<b>Filtre Hodrick et Prescott (1997) avec <math>\lambda=6.25</math> et impact de la surveillance multilatérale dans l'UEMOA (Somme des coefficients et F-tests)</b>							
		Solde/PIB*		Dépenses/PIB*		Recettes/PIB*	
		EF	MMG	EF	MMG	EF	MMG
		[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
<b>Phases de récession (EP &lt; 0)</b>							
Non UEMOA	Avant 1995	-0.294	-0.246	0.596**	0.524**	0.301**	0.325**
		(0.141)	(0.254)	(0.003)	(0.002)	(0.000)	(0.000)
	Après 1995	-0.414	-0.365	0.772	0.680	0.315*	0.315
		(0.748)	(0.505)	(0.230)	(0.292)	(0.029)	(0.156)
UEMOA	Avant 1995	0.065	-0.197	0.307**	0.368	0.345*	0.265
		(0.974)	(0.385)	(0.006)	(0.589)	(0.029)	(0.061)
	<b>Après 1995</b>	<b>0.201**</b>	<b>0.172**</b>	<b>0.168**</b>	<b>0.195**</b>	<b>0.330**</b>	<b>0.389**</b>
		<b>(0.000)</b>	<b>(0.000)</b>	<b>(0.000)</b>	<b>(0.000)</b>	<b>(0.000)</b>	<b>(0.000)</b>
<b>Phases d'expansion (EP &gt; 0)</b>							
Non UEMOA	Avant 1995	0.288	0.399	-0.364	-0.455	-0.05	-0.07
		(0.449)	(0.362)	(0.231)	(0.375)	(0.864)	(0.920)
	Après 1995	0.542	0.510	-0.330	-0.016	0.184	0.381
		(0.523)	(0.147)	(0.601)	(0.648)	(0.906)	(0.578)
UEMOA	Avant 1995	-1.040	-0.636	1.302	1.374	0.263	0.622*
		(0.482)	(0.977)	(0.435)	(0.123)	(0.123)	(0.043)
	<b>Après 1995</b>	<b>-1.623*</b>	<b>-1.515</b>	<b>1.949</b>	<b>1.941</b>	<b>0.35</b>	<b>0.393</b>
		<b>(0.040)</b>	<b>(0.058)</b>	<b>(0.149)</b>	<b>(0.310)</b>	<b>(0.559)</b>	<b>(0.393)</b>
Variables de contrôle (a)		Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2		0.39		0.42		0.55	
Hansen			0.979		0.881		0.986
AR(1)			0.000		0.008		0.004
AR(2)			0.214		0.084		0.803
Observations		778	778	778	778	782	782
Pays		35	35	35	35	35	35

Notes: EF: méthode des effets fixes pays (estimateur *within*); MMG: méthode des moments généralisés en système de Blundell et Bond (1998); EP = écart de production. (a) cf Tableau 4.3 pour les variables de contrôle. Les estimations incluent une constante. La somme des coefficients sont reportés avec la probabilité du F-test entre parenthèses. Hansen: Probabilité du test de sur-identification de Hansen (Ho: instruments valides); AR(1): Probabilité du test d'auto corrélation d'ordre 1 (Ho: absence d'auto corrélation); AR(2): Probabilité du test d'auto corrélation d'ordre 2 (Ho: absence d'auto corrélation); \* significatif à 5%; \*\*significatif à 1%.

<b>Filtre Hodrick et Prescott (1997) avec <math>\lambda=6.25</math> et impact de la surveillance multilatérale dans la CEMAC (Somme des coefficients et F-tests)</b>							
		Solde/PIB*		Dépenses/PIB*		Recettes/PIB*	
		EF	MMG	EF	MMG	EF	MMG
		[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
<b>Phases de récession (EP &lt; 0)</b>							
Non CEMAC	Avant 1995	-0.323	-0.314	0.655**	0.621**	0.321**	0.340**
		(0.112)	(0.166)	(0.001)	(0.001)	(0.000)	(0.000)
	Après 1995	-0.439	-0.451	0.800	0.750	0.318*	0.302
		(0.809)	(0.820)	(0.297)	(0.220)	(0.046)	(0.076)
CEMAC	Avant 1995	0.050	-0.064	0.274	0.451	0.303**	0.373**
		(0.198)	(0.156)	(0.090)	(0.659)	(0.008)	(0.003)
	<b>Après 1995</b>	<b>0.202*</b>	<b>0.105</b>	<b>0.187</b>	<b>0.292</b>	<b>0.343**</b>	<b>0.416*</b>
		<b>(0.016)</b>	<b>(0.330)</b>	<b>(0.135)</b>	<b>(0.230)</b>	<b>(0.000)</b>	<b>(0.020)</b>
<b>Phases d'expansion (EP &gt; 0)</b>							
Non CEMAC	Avant 1995	0.538	0.659	-0.095	-0.459	0.495	0.406
		(0.461)	(0.278)	(0.314)	(0.477)	(0.975)	(0.729)
	Après 1995	0.110	0.278	0.470	0.567	0.482	0.579
		(0.495)	(0.467)	(0.750)	(0.689)	(0.735)	(0.841)
CEMAC	Avant 1995	0.159	0.151	-0.100*	-0.050*	-0.007	-0.027
		(0.077)	(0.076)	(0.041)	(0.045)	(0.912)	(0.317)
	<b>Après 1995</b>	<b>-0.289</b>	<b>-0.190</b>	<b>0.062</b>	<b>-0.111</b>	<b>-0.253</b>	<b>-0.341</b>
		<b>(0.419)</b>	<b>(0.567)</b>	<b>(0.585)</b>	<b>(0.497)</b>	<b>(0.398)</b>	<b>(0.090)</b>
Variables de contrôle (a)		Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2		0.37		0.45		0.54	
Hansen			0.998		0.927		0.992
AR(1)			0.000		0.002		0.001
AR(2)			0.324		0.049		0.672
Observations		737	737	739	739	741	741
Pays		35	35	35	35	35	35

Notes: EF: méthode des effets fixes pays (estimateur *within*); MMG: méthode des moments généralisés en système de Blundell et Bond (1998); EP = écart de production. (a) cf. Tableau 4.3 pour les variables de contrôle. Les estimations incluent une constante. La somme des coefficients sont reportés avec la probabilité du F-test entre parenthèses. Hansen: Probabilité du test de sur-identification de Hansen (Ho: instruments valides); AR(1): Probabilité du test d'auto corrélation d'ordre 1 (Ho: absence d'auto corrélation); AR(2): Probabilité du test d'auto corrélation d'ordre 2 (Ho: absence d'auto corrélation); \* significatif à 5%; \*\* significatif à 1%.

## ANALYSES DE ROBUSTESSE : FILTRE BAXTER KING (CYCLES ENTRE 2 ET 8 ANS)

<b>Filtre Baxter et King (1999) avec BK (2, 8) et impact de la surveillance multilatérale dans l'UEMOA (Somme des coefficients et F-tests)</b>							
		Solde/PIB*		Dépenses/PIB*		Recettes/PIB*	
		EF	MMG	EF	MMG	EF	MMG
		[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
<b>Phases de récession (EP&lt;0)</b>							
Non UEMOA	Avant 1995	-0.284	-0.313	0.589**	0.551**	0.313**	0.337**
		(0.212)	(0.147)	(0.009)	(0.003)	(0.000)	(0.000)
	Après 1995	0.072	-0.472	0.304	0.685	0.327**	0.323*
		(0.819)	(0.282)	(0.405)	(0.099)	(0.006)	(0.030)
UEMOA	Avant 1995	0.015	0.125	0.198*	0.003	0.259*	0.266*
		(0.929)	(0.462)	(0.017)	(0.983)	(0.048)	(0.046)
	<b>Après 1995</b>	<b>-0.959**</b>	<b>-0.619**</b>	<b>1.553**</b>	<b>1.393**</b>	<b>0.592**</b>	<b>0.750**</b>
		<b>(0.000)</b>	<b>(0.005)</b>	<b>(0.000)</b>	<b>(0.000)</b>	<b>(0.000)</b>	<b>(0.000)</b>
<b>Phases d'expansion (EP&gt;0)</b>							
Non UEMOA	Avant 1995	-0.163	-0.165	0.252	0.282	0.047	0.053
		(0.291)	(0.335)	(0.142)	(0.124)	(0.635)	(0.612)
	Après 1995	0.202	0.632	-0.227	-0.866	-0.002	-0.059
		(0.584)	(0.162)	(0.604)	(0.117)	(0.991)	(0.819)
UEMOA	Avant 1995	0.273	0.384	0.030	0.384	0.189	0.400*
		(0.129)	(0.115)	(0.879)	(0.177)	(0.167)	(0.032)
	<b>Après 1995</b>	<b>-0.452*</b>	<b>-0.759**</b>	<b>0.62</b>	<b>0.776*</b>	<b>0.174</b>	<b>0.060</b>
		<b>(0.043)</b>	<b>(0.002)</b>	<b>(0.071)</b>	<b>(0.044)</b>	<b>(0.113)</b>	<b>(0.561)</b>
Variables de contrôle (a)		Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2		0.31		0.34		0.49	
Hansen			0.998		0.969		0.955
AR(1)			0.001		0.019		0.008
AR(2)			0.359		0.209		0.496
Observations		615	615	615	615	619	619
Pays		35	35	35	35	35	35

Notes: EF: méthode des effets fixes pays (estimateur *within*); MMG: méthode des moments généralisés en système de Blundell et Bond (1998); EP = écart de production. (a) cf. Tableau 4.3 pour les variables de contrôle. Les estimations incluent une constante. La somme des coefficients sont reportés avec la probabilité du F-test entre parenthèses. Hansen: Probabilité du test de sur-identification de Hansen (Ho: instruments valides); AR(1): Probabilité du test d'auto corrélation d'ordre 1 (Ho: absence d'auto corrélation); AR(2): Probabilité du test d'auto corrélation d'ordre 2 (Ho: absence d'auto corrélation); \* significatif à 5%; \*\*significatif à 1%.

<b>Filtre Baxter et King (1999) avec BK (2, 8) et impact de la surveillance multilatérale dans la CEMAC (Somme des coefficients et F-tests)</b>							
		Solde/PIB*		Dépenses/PIB*		Recettes/PIB*	
		EF	MMG	EF	MMG	EF	MMG
		[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
<b>Phases de récession (EP &lt; 0)</b>							
Non CEMAC	Avant 1995	-0.322	-0.373	0.682**	0.634**	0.339**	0.346**
		(0.173)	(0.099)	(0.000)	(0.001)	(0.000)	(0.000)
	Après 1995	0.048	-0.358	0.275	0.684	0.283*	0.331
		(0.878)	(0.397)	(0.455)	(0.079)	(0.014)	(0.055)
CEMAC	Avant 1995	0.164	0.303	0.526	0.064	0.740*	0.704*
		(0.505)	(0.369)	(0.139)	(0.855)	(0.046)	(0.033)
	<b>Après 1995</b>	<b>-0.037</b>	<b>-0.274*</b>	<b>0.364*</b>	<b>0.453</b>	<b>0.168*</b>	<b>0.093</b>
		<b>(0.732)</b>	<b>(0.013)</b>	<b>(0.033)</b>	<b>(0.062)</b>	<b>(0.036)</b>	<b>(0.505)</b>
<b>Phases d'expansion (EP &gt; 0)</b>							
Non CEMAC	Avant 1995	-0.144	-0.164	0.203	0.256	0.039	0.059
		(0.352)	(0.301)	(0.231)	(0.129)	(0.699)	(0.557)
	Après 1995	0.201	0.460	-0.130	-0.744	0.050	-0.069
		(0.603)	(0.288)	(0.775)	(0.224)	(0.722)	(0.792)
CEMAC	Avant 1995	-0.138	-0.058	0.335	0.594	0.088	0.139
		(0.418)	(0.828)	(0.304)	(0.289)	(0.528)	(0.394)
	<b>Après 1995</b>	<b>-0.273</b>	<b>-0.120</b>	<b>-0.015</b>	<b>-0.186</b>	<b>-0.205</b>	<b>-0.197</b>
		<b>(0.170)</b>	<b>(0.513)</b>	<b>(0.949)</b>	<b>(0.540)</b>	<b>(0.236)</b>	<b>(0.112)</b>
Variables de contrôle (a)		Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2		0.30		0.38		0.48	
Hansen			0.987		0.988		0.964
AR(1)			0.001		0.011		0.004
AR(2)			0.527		0.191		0.986
Observations		581	581	583	583	585	585
Pays		35	35	35	35	35	35

Notes: EF: méthode des effets fixes pays (estimateur *within*); MMG: méthode des moments généralisés en système de Blundell et Bond (1998); EP = écart de production. (a) cf. Tableau 4.3 pour les variables de contrôle. Les estimations incluent une constante. La somme des coefficients sont reportés avec la probabilité du F-test entre parenthèses. Hansen: Probabilité du test de sur-identification de Hansen (Ho: instruments valides); AR(1): Probabilité du test d'auto corrélation d'ordre 1 (Ho: absence d'auto corrélation); AR(2): Probabilité du test d'auto corrélation d'ordre 2 (Ho: absence d'auto corrélation); \* significatif à 5%; \*\*significatif à 1%.

**ANALYSES DE ROBUSTESSE : FILTRE BAXTER KING (CYCLES ENTRE 2 ET 4 ANS)**

<b>Filtre Baxter et King (1999) avec BK (2, 4) et impact de la surveillance multilatérale dans l'UEMOA (Somme des coefficients et F-tests)</b>							
		Solde/PIB*		Dépenses/PIB*		Recettes/PIB*	
		EF	MMG	EF	MMG	EF	MMG
		[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
<b>Phases de récession (EP &lt; 0)</b>							
Non UEMOA	Avant 1995	-0.323	-0.344	0.755	0.655	0.432**	0.441**
		(0.437)	(0.372)	(0.069)	(0.083)	(0.000)	(0.000)
	Après 1995	-0.049	-0.425	0.570	0.873	0.536**	0.580**
		(0.914)	(0.514)	(0.198)	(0.317)	(0.007)	(0.010)
UEMOA	Avant 1995	0.224	0.279	0.117	-0.142	0.404	0.342
		(0.429)	(0.313)	(0.355)	(0.568)	(0.099)	(0.213)
	<b>Après 1995</b>	<b>-1.132**</b>	<b>-0.877**</b>	<b>2.073**</b>	<b>2.182**</b>	<b>0.972**</b>	<b>1.253**</b>
		<b>(0.000)</b>	<b>(0.005)</b>	<b>(0.000)</b>	<b>(0.000)</b>	<b>(0.000)</b>	<b>(0.000)</b>
<b>Phases d'expansion (EP &gt; 0)</b>							
Non UEMOA	Avant 1995	-0.160	-0.224	0.294	0.362	0.151	0.136
		(0.640)	(0.582)	(0.488)	(0.430)	(0.415)	(0.443)
	Après 1995	0.054	0.195	-0.190	-0.325	-0.035	-0.062
		(0.924)	(0.796)	(0.690)	(0.737)	(0.812)	(0.778)
UEMOA	Avant 1995	0.256	0.364	-0.007	0.395	0.239	0.506*
		(0.276)	(0.168)	(0.977)	(0.205)	(0.192)	(0.048)
	<b>Après 1995</b>	<b>-0.662*</b>	<b>-0.958**</b>	<b>0.910</b>	<b>0.658</b>	<b>0.267</b>	<b>-0.044</b>
		<b>(0.040)</b>	<b>(0.003)</b>	<b>(0.074)</b>	<b>(0.339)</b>	<b>(0.084)</b>	<b>(0.820)</b>
Variables de contrôle (a)		Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2		0.30		0.34		0.50	
Hansen			0.973		0.990		0.991
AR(1)			0.001		0.012		0.007
AR(2)			0.234		0.106		0.419
Observations		615	615	615	615	619	619
Pays		35	35	35	35	35	35

Notes: EF: méthode des effets fixes pays (estimateur *within*); MMG: méthode des moments généralisés en système de Blundell et Bond (1998); EP = écart de production. (a) cf. Tableau 4.3 pour les variables de contrôle. Les estimations incluent une constante. La somme des coefficients sont reportés avec la probabilité du F-test entre parenthèses. Hansen: Probabilité du test de sur-identification de Hansen (Ho: instruments valides); AR(1): Probabilité du test d'auto corrélation d'ordre 1 (Ho: absence d'auto corrélation); AR(2): Probabilité du test d'auto corrélation d'ordre 2 (Ho: absence d'auto corrélation); \* significatif à 5%; \*\*significatif à 1%.

<b>Filtre Baxter et King (1999) avec BK (2, 4) et impact de la surveillance multilatérale dans la CEMAC (Somme des coefficients et F-tests)</b>							
		Solde/PIB*		Dépenses/PIB*		Recettes/PIB*	
		EF	MMG	EF	MMG	EF	MMG
		[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
<b>Phases de récession (EP &lt; 0)</b>							
Non CEMAC	Avant 1995	-0.344	-0.389	0.863*	0.696	0.480**	0.459**
		(0.420)	(0.322)	(0.043)	(0.066)	(0.000)	(0.000)
	Après 1995	-0.084	-0.351	0.567	0.965	0.496**	0.572*
		(0.852)	(0.599)	(0.197)	(0.274)	(0.010)	(0.021)
CEMAC	Avant 1995	0.179	0.350	0.371	-0.100	0.707	0.763
		(0.599)	(0.412)	(0.187)	(0.813)	(0.227)	(0.159)
	<b>Après 1995</b>	<b>-0.698**</b>	<b>-1.064**</b>	<b>0.857*</b>	<b>1.089**</b>	<b>-0.087</b>	<b>-0.130</b>
		<b>(0.005)</b>	<b>(0.000)</b>	<b>(0.016)</b>	<b>(0.007)</b>	<b>(0.623)</b>	<b>(0.582)</b>
<b>Phases d'expansion (EP &gt; 0)</b>							
Non CEMAC	Avant 1995	-0.159	-0.206	0.250	0.326	0.120	0.136
		(0.647)	(0.590)	(0.550)	(0.461)	(0.509)	(0.457)
	Après 1995	0.080	0.143	-0.189	-0.424	-0.028	-0.068
		(0.888)	(0.853)	(0.696)	(0.662)	(0.841)	(0.776)
CEMAC	Avant 1995	-0.450	-0.426	0.887	1.153	0.266	0.267
		(0.233)	(0.367)	(0.246)	(0.315)	(0.383)	(0.461)
	<b>Après 1995</b>	<b>-0.056</b>	<b>0.174</b>	<b>-0.294</b>	<b>-0.518</b>	<b>-0.169</b>	<b>-0.168</b>
		<b>(0.846)</b>	<b>(0.504)</b>	<b>(0.413)</b>	<b>(0.201)</b>	<b>(0.132)</b>	<b>(0.065)</b>
Variables de contrôle (a)		Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
R2		0.30		0.38		0.46	
Hansen			0.954		0.973		0.980
AR(1)			0.001		0.010		0.002
AR(2)			0.491		0.188		0.909
Observations		581	581	583	583	585	585
Pays		35	35	35	35	35	35

Notes: EF: méthode des effets fixes pays (estimateur *within*); MMG: méthode des moments généralisés en système de Blundell et Bond (1998); EP = écart de production. (a) cf. Tableau 4.3 pour les variables de contrôle. Les estimations incluent une constante. La somme des coefficients sont reportés avec la probabilité du F-test entre parenthèses. Hansen: Probabilité du test de sur-identification de Hansen (Ho: instruments valides); AR(1): Probabilité du test d'auto corrélation d'ordre 1 (Ho: absence d'auto corrélation); AR(2): Probabilité du test d'auto corrélation d'ordre 2 (Ho: absence d'auto corrélation); \* significatif à 5%; \*\*significatif à 1%.

---

## CONCLUSION GENERALE

---

Après cinquante (50) années d'indépendance, l'Afrique est toujours en marge de l'économie mondiale avec une croissance stagnante. Cette contreperformance africaine est régulièrement justifiée par l'inefficacité et l'absence de crédibilité des politiques économiques. L'intégration monétaire en renforçant de crédibilité des politiques économiques et le commerce, est vue comme une possible solution.

La dernière décennie a été marquée par la mise en route de projets d'intégration monétaire en Afrique de l'Est, en Afrique de l'Ouest et en Afrique Australe. Une importante littérature sur la pertinence des coopérations monétaires existantes ou des projets proposés, a émergé ces dernières années. Ces études, à partir des données historiques sur les chocs, concluent à une évaluation négative de l'intégration monétaire entre les pays africains à cause de l'importance des chocs subis. Or, l'analyse des données historiques sur les chocs ne fournit pas une appréciation complète de la pertinence des unions monétaires puisqu'en réalité, l'existence de l'union est synonyme de changements fondamentaux des structures et des politiques économiques. De telles mutations peuvent modifier les conclusions sur l'optimalité des unions monétaires. Une union monétaire qui n'est pas optimale au sens de la théorie au début de l'intégration peut, au fil du temps, devenir optimale par le partage de la politique monétaire commune et la coordination des autres politiques économiques.

Cette thèse a examiné trois changements structurels inhérents à la formation des unions monétaires: le commerce, le partage des risques et la coordination budgétaire. L'ambition de la thèse est de contribuer à la littérature académique

et à la politique économique sur les projets d'unions monétaires africaines. Dans cette conclusion générale, nous résumons les principales contributions de la thèse.

## LE COMMERCE ET LA SYNCHRONISATION DES CYCLES

Le premier changement structurel considéré est celui du commerce. L'adoption d'une monnaie commune augmente le volume des échanges commerciaux à cause de la suppression des fluctuations des taux de change. Nous analysons l'existence pour les Etats africains de « *l'effet d'endogenité* » c'est-à-dire si l'accroissement du commerce intra-africain est de nature à renforcer la synchronisation des cycles et donc à augmenter l'occurrence des chocs symétriques. Si une telle proposition est vérifiée, alors les unions monétaires africaines sont en réalité, pertinentes puisqu'elles s'auto-valident dans le temps.

L'hypothèse de recherche est la suivante: l'intégration des échanges commerciaux entre les pays africains est-elle suffisamment profonde pour accroître la synchronisation des cycles économiques et réduire ainsi l'asymétrie des chocs soulignée par la littérature comme des coûts éventuels de l'intégration monétaire africaine?

Nous avons estimé l'impact de l'intensité commerciale sur la synchronisation des cycles. Nos résultats montrent que le critère de symétrie des chocs entre les pays africains est effectivement endogène par rapport aux processus d'intégration. Nous montrons en plus que l'ampleur de « *l'effet d'endogenité* » est faible si on la compare à des ensembles industriels plus intégrés.

Ces résultats contribuent à la littérature sur l'intégration monétaire à plusieurs niveaux. C'est la première analyse qui met en évidence à partir d'estimations économétriques que l'hypothèse d'endogenité de la symétrie des chocs est vérifiée entre les Etats africains. L'analyse montre également que « *l'effet d'endogenité* » ne renverse pas l'évaluation négative des chocs asymétriques. L'étude éclaire également la politique économique sur l'intégration monétaire

africaine. L'argument souvent usité dans le débat, selon lequel les unions monétaires créent leur propre viabilité, doit être pris avec précaution puisque le processus d'auto-validation ne change pas l'appréciation négative des chocs asymétriques.

L'examen de la rupture du commerce suggère qu'en Afrique, en même temps que l'intégration monétaire est nécessaire à l'intégration des échanges commerciaux, l'intensification du commerce est aussi essentielle pour l'adoption des monnaies communes. Les projets d'intégration monétaire en Afrique devraient en sus de l'objectif de monnaie unique, privilégier le développement d'ensembles commerciaux intra-africains. La priorité doit être consacrée à la mise en place de véritables zones de libre échange et aux investissements dans les infrastructures régionales.

Enfin, l'absence d'une réelle endogénéité de la symétrie des chocs par rapport à l'intensification des échanges commerciaux subodore qu'en Afrique, dans une perspective d'intégration monétaire, la véritable réponse à l'asymétrie des chocs est le traitement *ex post* de ceux-ci par la stabilisation de la consommation ou la stabilisation du produit.

## LE PARTAGE DES RISQUES

Le second changement structurel examiné est celui du développement des mécanismes alternatifs pour la compensation des chocs asymétriques. La constitution d'une union monétaire contraint la politique monétaire et de change comme outils de réponse aux chocs asymétriques et incite les pays membres à développer d'autres dispositifs de stabilisation tels que les mécanismes de partage des risques contre les chocs asymétriques. Les mécanismes de partage des risques sont des institutions formelles ou informelles de solidarité régionale qui permettent à un groupe de pays de partager les conséquences *ex post* des chocs asymétriques sur la consommation. Nous analysons pour les pays africains l'existence de mécanismes de

stabilisation de la consommation contre les chocs asymétriques.

L'hypothèse de recherche est la suivante: Les pays africains sont-ils capables de partager les chocs spécifiques qu'ils subissent afin de protéger leurs consommations? Existe-t-il entre eux des canaux de coassurance, qui une fois en union monétaire, devraient contribuer à compenser les conséquences des chocs asymétriques sur la consommation? Enfin, l'appartenance à l'union monétaire affecte-t-elle les mécanismes de partage des risques?

Nous avons économétriquement estimé les canaux de partage des risques contre les chocs asymétriques africains. Nous utilisons la décomposition de la variance du taux de croissance du PIB et les comptes nationaux pour quantifier la proportion des chocs asymétriques compensés par les revenus nets des facteurs, la consommation de capital fixe, les transferts internationaux et l'épargne. Le canal des revenus nets des facteurs mesure la contribution de la mobilité internationale des facteurs, le canal de la consommation de capital fixe la contribution de la dépréciation du capital, le canal des transferts internationaux la contribution d'un système de transferts et le canal de l'épargne la contribution des marchés internationaux de crédits. Nos résultats montrent que comparativement à des ensembles industriels intégrés, le degré de partage des risques réalisé entre l'ensemble des pays africains est faible. Le canal significatif de partage des risques est celui de l'épargne c'est-à-dire la contribution des marchés internationaux de crédits. Un examen de ce dernier canal montre que la contribution de l'épargne publique est la plus significative comparativement à l'épargne privée. L'Aide Publique au Développement contribue également à lisser substantiellement la consommation privée et publique des Etats africains. Enfin, nous montrons que l'intégration monétaire renforce dans certains cas le degré de partage des risques idiosyncratiques à un niveau analogue à celui estimé pour les pays de l'OCDE.

Notre analyse du partage des risques entre les pays africains apporte un plus à la littérature existante. C'est la première analyse qui apporte un éclairage sur les canaux de partage des risques entre l'ensemble des pays africains. Les principales conclusions suggèrent que les mécanismes d'ajustement autres que

le taux de change et la politique monétaire sont faibles et ne modifient pas l'évaluation négative des chocs asymétriques. D'autre part, l'intégration monétaire améliore dans certains cas (CEMAC et CMA), le fonctionnement des institutions de partage des risques supportant l'argument d'une endogénéité possible de ces dernières. L'expérience de l'UEMOA qui ne diffère pas des autres ensembles économiques, suggère quant à elle que l'union monétaire à elle seule ne suffit pas pour développer les mécanismes de partage.

L'examen du partage des risques entre les pays africains contribue également à identifier les politiques économiques à entreprendre. Pour préparer l'union monétaire ou une fois celle-ci adoptée, les pays africains doivent mettre l'accent sur le développement des mécanismes alternatifs d'ajustement aux chocs spécifiques. Ils doivent en priorité construire d'importants marchés financiers au niveau régional afin de permettre à l'épargne régionale de pleinement jouer son rôle stabilisateur de la consommation contre les chocs asymétriques et de lissage. Les autorités budgétaires doivent être des acteurs majeurs de la construction de ces marchés financiers parce qu'elles ont plus accès aux crédits formels. Enfin, les barrières à l'entrée des agents privés dans les marchés formels de crédits doivent intégrer l'agenda des projets d'intégration économique.

Le message principal qui ressort de notre seconde étude est similaire à la précédente. En Afrique, en même temps que l'intégration monétaire pourrait améliorer le partage des risques, le développement des institutions de coassurance est aussi essentiel pour cette intégration monétaire afin de pallier le manque de mécanismes alternatifs d'ajustement.

Enfin, la contribution des autorités budgétaires dans la stabilisation de la consommation à travers l'épargne publique implique un ajustement pro cyclique de l'investissement public et donc une pro cyclicité de la politique budgétaire dans son objectif de stabilisation du produit. La constitution des unions monétaires est généralement accompagnée de règles budgétaires dont la motivation implicite est d'inciter les Etats à mettre en œuvre des politiques budgétaires, les seules politiques macroéconomiques souveraines, contra

cycliques.

## LA COORDINATION BUDGETAIRE

La troisième et dernière étude examine l'impact des règles de coordination budgétaire généralement adoptées en union monétaire sur la conduite de la politique budgétaire par rapport à la stabilisation du produit. A cause des externalités des politiques budgétaires décentralisées sur la politique monétaire, les pays en union monétaire mettent en place des règles de surveillance budgétaire. Ces règles budgétaires peuvent affecter la capacité des pays en union monétaire à avoir des politiques budgétaires, les seules souveraines, qui répondent aux chocs conjoncturels. Nous examinons l'effet des coordinations budgétaires des pays africains en union sur la cyclicité de la politique budgétaire.

L'hypothèse de recherche est la suivante: l'exigence d'un solde d'équilibre permanent incite-t-elle à une politique contra cyclique ou à une politique pro cyclique? Comment les règles budgétaires doivent-elles être définies pour permettre des politiques budgétaires optimales c'est-à-dire celles qui ciblent la stabilisation conjoncturelle?

Sur un échantillon africain, nous avons économétriquement estimé la cyclicité de la politique budgétaire selon l'appartenance à une union monétaire et selon l'application de règles budgétaires multilatérales.

Nos résultats montrent que l'exigence d'un solde budgétaire d'équilibre permanent crée un biais pro cyclique pendant les phases de ralentissement de la conjoncture. Une telle règle de coordination accroît la politique restrictive (c'est-à-dire pro cyclique) durant les phases de basse conjoncture. La coordination ainsi définie n'est contraignante que pendant les récessions. En expansion, les Etats n'ont pas de difficulté particulière à respecter la contrainte régionale. Nous montrons en plus que les coupes dans les dépenses publiques que pratiquent les gouvernements durant les récessions dans les unions sont

importantes et peuvent affecter durement les dépenses sociales et d'investissements et ainsi handicaper les processus de développement à long terme des membres de l'union.

Cette étude contribue à la littérature en étant la première analyse de l'impact des règles de coordination budgétaire sur la cyclicité de la politique budgétaire des pays en développement et particulièrement des pays africains. Nous montrons que la règle d'équilibre permanent du solde ne suffit pas pour obliger les Etats à conduire des politiques contra cycliques durant les récessions. Au contraire, elle contraint les pays à pratiquer des politiques budgétaires restrictives aux mauvais moments, c'est-à-dire pendant les récessions.

Nous contribuons également à la politique économique puisque nos estimations justifient une modification des règles de coordination des politiques budgétaires dans les unions monétaires africaines actuelles. Une coordination optimale devrait inciter les pays à modérer l'accroissement de leurs dépenses et à laisser pleinement jouer les stabilisateurs automatiques au niveau des recettes durant les périodes d'expansion. Il faut y adjoindre une clause d'excédent durant les phases d'expansion, permettant un désendettement de l'Etat de manière à préserver une marge de manœuvre en cas de choc négatif et de récession.

Enfin dans la perspective d'intégration monétaire africaine, cette troisième étude complète les deux précédentes. En Afrique, en plus de l'absence d'une endogénéité réelle de la symétrie des chocs et de la faiblesse des mécanismes de stabilisation de la consommation, les règles budgétaires de surveillance budgétaire en union inhibent la capacité des autorités budgétaires à stabiliser le produit.

Nous avons proposé dans cette thèse une approche dynamique dans l'analyse de l'intégration monétaire africaine. Nous avons examiné dans quelles mesures, trois changements structurels engendrés par les unions monétaires modifient l'évaluation négative des unions monétaires dans la littérature académique.

Nous avons analysé dans une première étude l'impact de l'intensification des échanges commerciaux sur la symétrie des chocs; puis dans une seconde l'existence de mécanismes de stabilisation de la consommation autres que le taux de change et la politique monétaire tels que les dispositifs de partage des risques et l'effet de l'intégration monétaire sur ceux-ci et enfin dans une troisième recherche nous examinons les conséquences de la coordination budgétaire en union monétaire africaine sur la stabilisation du produit.

Les résultats des différentes études menées montrent que les mutations structurelles considérées dans cette thèse, ne changent pas les conclusions établies par la littérature existante à savoir que dans le contexte africain, il est difficile qu'une politique monétaire commune et un taux change unique conviennent à un ensemble d'Etats et cela en raison de l'importance de l'hétérogénéité entre les pays. L'hypothèse d'une endogénéité de la symétrie des chocs par rapport au commerce n'est pas importante pour changer la configuration des chocs asymétriques entre les pays africains. Le partage des risques entre les pays africains est faible et met en exergue l'absence de mécanismes alternatifs au taux de change et à la politique monétaire pour la stabilisation des chocs asymétriques. La coordination budgétaire qui définit un équilibre permanent des positions budgétaires sans tenir compte de la conjoncture oblige les pays à conduire des politiques budgétaires restrictives pendant les récessions.

Ces conclusions indiquent que si on se réfère au problème des chocs, il serait souhaitable d'accentuer les autres formes d'intégration pour que les Etats africains puissent adopter dans un court horizon des monnaies communes sans que les coûts ne soient trop importants. L'union monétaire doublé d'une « véritable » union commerciale (zone de libre échange et union douanière) réduirait l'occurrence des chocs différents c'est-à-dire ceux qui sont asymétriques; une « réelle » union financière (marchés financiers régionaux et solidarité financière régionale) en plus de l'union monétaire permettrait de stabiliser la consommation qui représente le niveau de vie immédiat des populations. Enfin, en union monétaire, une bonne coordination des politiques

budgétaires qui permet de dégager des excédents pendant les périodes fastes, rendrait plus facile la stabilisation du produit par les autorités publiques.

Le message central de la thèse est la complémentarité nécessaire entre l'intégration économique et l'adoption des monnaies communes en Afrique. Autant que l'intégration monétaire stimule les autres formes de coopérations économiques (c'est-à-dire commerciale, financière et économique) autant ces dernières rendent meilleures les conditions d'adoption des unions monétaires. Les efforts sont à réaliser dans tous les domaines de l'intégration et de façon simultanée.

Enfin, nous sommes conscients que notre thèse n'aborde pas toutes les problématiques de l'intégration monétaire et que nos conclusions restent partielles. L'identification de la contribution de l'union monétaire à la croissance et au développement demeure encore la grande question non traitée par la littérature.



## REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

Adedeji, O. et O. H. Williams (2007): "Fiscal Reaction Functions in the CFA Zone: An Analytical Perspective," IMF Working Papers 07/232, International Monetary Fund.

Afonso, A. et D. Furceri (2008): "EMU Enlargement, Stabilization Costs and Insurance Mechanisms," *Journal of International Money and Finance*, 27 (2), pp. 169-187.

Aizenman J., Gavin M. et R. Hausmann (2000): "Optimal Tax and Debt Policy with Endogenously Imperfect Creditworthiness," *Journal of International Trade and Economic Development*, 9(4), pp. 367-395.

Alesina, A. et R. J. Barro (2002): "Currency Unions," *The Quarterly Journal of Economics*, 117 (2), pp. 409-436.

Alesina, A., Campante, F. et G. Tabellini (2007): "Why is Fiscal Policy often Procyclical?," mimeo, article non publié.

Arreaza, A., B. E. Sorensen et O. Yosha (1998): "Consumption Smoothing through Fiscal Policy in OECD and EU Countries," Working Paper 6372, National Bureau of Economic Research (NBER).

Asdrubali, P. et S. Kim (2004): "Dynamics Risk sharing in the United States and Europe," *Journal of Monetary Economics*, 51, pp. 809-836.

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

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

Barro, R. (1979): "On the Determination of the Public Debt," *Journal of Political Economy*, 87(5), pp. 940-971.

Baxter, M. et M. A. Kouparitsas (2005): "Determinants of Business Cycle Co-movement: 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," *The 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.

BCEAO (2001): "Evaluation de l'impact des chocs exogènes récents sur les économies de l'UMOA," BCEAO, Notes d'information et statistiques N°512.

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

Blanchard, O. J. et D. Quah (1989): "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," *American Economic Review*, 79 (4), pp. 655-673.

Blundell, R. et S. Bond (1998): "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models," *Journal of Econometrics*, 87 (1), pp. 115-143.

Brun, J.-F., Chambas, G. et S. Guerineau (2007): "Aide et Mobilisation Fiscale dans Les Pays en Développement," Rapport thématique Jumbo 21, Agence Française de Développement (AFD).

Buigut, S. K. et N. T. Valev (2005): "Is the Proposed East African Monetary Union an optimal currency area? A Structural Vector Auto Regression Analysis," *World Development*, 33 (12), pp. 2119-2133.

Caldéron, C., Chong, A. 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.

Catão, L. et B. Sutton (2002): "Sovereign Defaults: The Role of Volatility," IMF Working Papers 02/149, International Monetary Fund.

Chauvet, L. et P. Guillaumont (2007): "Aid, Volatility and Growth Again. When Aid Volatility Matters and When It Does Not," Etudes et Documents CERDI (Centres d'Etudes et de Recherches sur le Développement International), 2007, (ED 2007.07) à paraître dans le *Review of Development Economics*.

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

Cimadomo J. (2005): "Le pacte de stabilité a-t-il renforcé la pro cyclicité de la politique budgétaire," La lettre du CEPII (Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales) N°247.

Clarida, R., J. Gali et M. Gertler (1999): "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective," *Journal of Economic Literature*, 37 (4), pp. 1661-1707.

Clark, T. E. et E. van Wincoop (2001): "Borders and Business Cycles," *Journal of International Economics*, 55 (1), pp. 59-85.

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.

**Conseil d’Analyse Economique (2004):** “ Réformer le Pacte de stabilité et de croissance,” La documentation Française, Conseil d'analyse économique (CAE), France.

**Darvas, Z., A. K. Rose et G. Szapáry (2005):** “Fiscal Divergence and Business Cycle Synchronization: Irresponsibility is Idiosyncratic,” NBER Working Papers 11580, National Bureau of Economic Research.

**De Grauwe, P. (2007):** Economics of Monetary Union. Oxford University Press, Oxford, United Kingdom.

**Debrun, X., P. R. Masson et C. A. Pattillo (2003):** “West African Currency Unions: Rationale and Sustainability,” *CESifo Economic Studies*, 49 (3), pp. 381-413.

**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.

**Doré, O. et P. Masson (2002):** “Fiscal Experience with Budgetary Convergence in the WAEMU,” IMF Working Papers 02/108, International Monetary Fund.

**Easterly, W. et S. Rebelo (1993):** “Fiscal Policy and Economic Growth: an Empirical Investigation,” *Journal of Monetary Economics*, 32, pp. 417- 458.

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

**Fatas, A. (1997):** “EMU: Countries or Regions? Lessons from the EMS Experience,” *European Economic Review*, 41 (3-5), pp. 743-751.

Fidrmuc, J. (2005): "The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria and Intra-industry Trade: Implications for EMU Enlargement", *in De Grauwe, P. et Mélitz, J. (Eds.), Prospects for Monetary Unions after the Euro*. London: The MIT Press, pp. 55-76.

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

Fielding, D. et K. Shields (2005): "Do Currency Unions Deliver More Economic Integration than Fixed Exchange Rates? Evidence from the Franc Zone and the ECCU," *Journal of Development Studies*, 41 (6), pp. 1051-1070

Fielding, D. et K. Shields (2005): "The Impact of Monetary Union on Macroeconomic Integration: Evidence from West Africa," *Economica*, 72 (288), pp. 683-704.

Fielding, D., K. Lee et K. Shields (2004): "The Characteristics of Macroeconomic Shocks in the CFA Franc Zone," *Journal of African Economies*, 13 (4), pp. 488-517.

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," *The Economic Journal*, 108 (449), pp. 1009-1025.

Frankel, J. A. et A. K. Rose (2002): "An Estimate Of The Effect Of Common Currencies On Trade and Income," *The Quarterly Journal of Economics*, 117 (2), pp. 437-466.

Gali, J. et R. Perotti, (2003): "Fiscal Policy and Monetary Integration in Europe," *Economic Policy*, 18(37), pp. 533-572.

Gavin M. et R. Perotti (1997): "Fiscal Policy in Latin America," NBER *Macroeconomics Annual*, MIT Press, Cambridge, pp. 11-61.

Guillaumont-Jeanneney, S. (2006): "L'indépendance de la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest," *Revue d'Economie du Développement*, 1, pp. 45-77.

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

Imbs, J. (2001): "Co-Fluctuations" CEPR Discussion Paper N°2267.

Inklaar, R. et R. Jong-A-Pin et J. de Haan (2008): "Trade and Business Cycle Synchronization in OECD countries-A Re-examination," *European Economic Review*, 53 (4), pp. 646-666.

Ishiyama, Y. (1975): "The Theory of Optimum Currency Areas: a Survey," *IMF Staff Papers*, 22, pp. 344-383.

Kabundi, A. et E. Loots (2007): "Co-movement between South Africa and the Southern African Development Community: An Empirical Analysis," *Economic Modelling*, 24 (5), pp. 737-748.

Kalemli-Ozcan, S., B., Sorensen et O. Yosha (2003): "Risk Sharing and Industrial Specialization: Regional and International Evidence," *American Economic Review*, 93 (3), pp. 903-918.

Kalemli-Ozcan, S., B., Sorensen et O. Yosha (2005): "Asymmetric Shocks and Risk Sharing in a Monetary Union: Updated Evidence and Policy Implications for Europe," in H. Huizinga et L. Jonung (éd.), *The Internationalisation of Asset Ownership in Europe*, Cambridge University Press,

New York.

Karras, G. (2007): "Is Africa an Optimum Currency Area? A Comparison of Macroeconomic Costs and Benefits," *Journal of African Economies*, 16 (2), pp. 234-258.

Khamfula, Y. et H. Huizinga (2004): "The Southern African Development Community: Suitable for a Monetary Union?," *Journal of Development Economics*, 73 (2), pp. 699-714.

Kim, S., S. H. Kim et Y. Wang (2006): "Financial Integration and Consumption Risk Sharing in East Asia," *Japan and the World Economy*, 18 (2), pp. 143-157.

Krugman, P. (1993): *The Transition to Economic and Monetary Union Europe*. Chap. "Lessons of Massachusetts for EMU", pp. 241-261. New York: Cambridge University Press.

Lane, P. (2003): "The Cyclical Behavior of Fiscal Policy: Evidence from the OECD," *Journal of Public Economies*, 87, pp. 2661-2675.

Marinheiro, C. F. (2005): "Output Smoothing in EMU and OECD: Can We Forgo the Government Contribution? A Risk-Sharing Approach", in *De Grauwe, P. et Melitz, J. (Eds.), Prospects for Monetary Unions after the Euro*. London: The MIT Press, pp. 187-223.

Masson, P. R. (2008): "Currency Unions in Africa: Is the Trade Effect Substantial Enough to Justify their Formation?," *The World Economy*, 31(4), pp. 533-547.

Masson, P. R. et C. A. Pattillo (2001): "Monetary Union in West Africa (ECOWAS)," IMF Occasional Papers 204, International Monetary Fund.

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

Mélitz, 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.

Melo, J. (de), Panagariya, A. et D. Rodrik (1993): “The New Regionalism: A Country Perspective”, in J. de Melo and A. Panagariya eds., *New Dimensions in Regional Integration*, Cambridge University Press.

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

Mundell, R. A. (2002): “Does Africa Need a Common Currency?,” in *Defining Priorities for Regional Integration Vol. 3 of African Development Forum*. Economic Commission for Africa (ECA) Addis Ababa, pp. 45-57.

Obstfeld, M. (1994): “Are Industrial Country Consumption Risks Globally Diversified?” in *Leiderman, L. et Razin, A. (Eds.), Capital Mobility: The Impact on Consumption, Investment, and Growth*. New York: Cambridge University Press, pp. 13-44.

Olivera, J. H. (1967): “Money Price and Fiscal Lags: a Note on Dynamics of Inflation” *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, pp 258-267.

Pallage, S., M. A. Robe et C. Bérubé (2006): “On the Potential of Foreign Aid as Insurance,” *IMF Staff Papers*, 53 (3), pp. 453-475.

Perotti, R. (2007): “Fiscal Policy in Developing Countries: A Framework and Some Questions,” World Bank Policy Research Working Paper Series N°4365, World Bank Group.

Rand, J. et F. Tarp (2002): “Business Cycles in Developing Countries: Are They Different?,” *World Development*, 30 (12), pp. 2071-2088.

Ravn, M. O. et H. Uhlig (2002): “On Adjusting the Hodrick-Prescott Filter for the Frequency of Observations,” *The Review of Economics and Statistics*, 84 (2), pp. 371-375.

**Rose, A. (2000):** “One Money, One Market: Estimating the Effect of Common Currencies on Trade,” *Economic Policy*, 30, pp. 9-45

**Rose, A. et T. D. Stanley (2005):** “A Meta-Analysis of the Effect of Common Currencies on International Trade,” *Journal of Economic Surveys*, 19 (3), pp. 347-365.

**Rose, A. K. et C. Engel (2002):** “Currency Unions and International Integration,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 34 (4), pp. 1067-1089.

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

**Shin, K. et Y. Wang (2003):** "Trade Integration and Business Cycle Synchronization in East Asia," *Asian Economic Papers*, 2 (3), pp. 1-20.

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

**Talvi, E. et C. Végh (2005):** “Tax Base Variability and Procyclical Fiscal Policy in Developing Countries,” *Journal of Development Economics*, 78(1), pp. 156-190.

**Tanzi V. (1978):** “Inflation, Real Tax Revenue and the Case for Inflationary Finance” *IMF Staff Papers*, (25), pp. 417-451.

**Tavlas, G. S. (1993):** “The ‘New’ Theory of Optimum Currency Areas,”. *The World Economy*, 16(6), pp. 663-86.

**Thorton, J. (2008):** “Explaining Procyclical Fiscal Policy in African Countries”, *Journal of African Economies*, 17(3), pp. 451-464.

**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. et P. van den Boogaerde (2005): "Ten Years after the CFA Franc Devaluation: Progress Toward Regional Integration in the WAEMU," IMF Working Paper 05/145, International Monetary Fund.

Tsangarides, C. G., P. Ewencyk et M. Hulej (2006): "Stylized Facts on Bilateral Trade and Currency Unions: Implications for Africa," IMF Working Paper 06/31, International Monetary Fund.

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

Wyplosz, C. (2002): "Fiscal Policy: Institutions versus Rules," CEPR Discussion Papers 3238, C.E.P.R. Discussion Papers.

Yehoue, E. B. (2005): "International Risk Sharing and Currency Unions: The CFA Zones," IMF Working Papers 05/95, International Monetary Fund.

Yehoue, E. B. (2006): "The CFA Arrangements-More than just an Aid Substitute?," *Economie Internationale*, 107 (3), pp. 107-133.

---

## TABLES DES MATIERES

---

<b>REMERCIEMENTS</b> .....	3
<b>SOMMAIRE</b> .....	7
<b>INTRODUCTION GENERALE</b> .....	9
<b>CHAPITRE 1: VUE D'ENSEMBLE DE L'INTEGRATION MONETAIRE AFRICAINE</b> .....	13
<b>1. INTRODUCTION</b> .....	13
<b>2. LE CONCEPT D'INTEGRATION MONETAIRE</b> .....	13
<b>3. LE PANORAMA DE L'INTEGRATION MONETAIRE AFRICAINE</b> .....	15
3.1. La situation depuis les indépendances .....	16
3.1.1. Les Unions monétaires de la Zone Franc .....	16
3.1.2. La « Common Monetary Area » (Zone Rand) .....	19
3.1.3. La caisse d'émission d'Afrique de l'Ouest (Zone Sterling) .....	19
3.1.4. La caisse d'émission d'Afrique de l'Est (Zone Shilling) .....	20
3.1.5. La Zone Escudo .....	20
3.2. La combinaison avec les autres formes d'intégration .....	21
3.3. Les nouveaux développements .....	23
3.3.1. Le fondement politique .....	24
3.3.2. Les nouveaux projets .....	27
<b>4. LA THEORIE ET LA SITUATION ACTUELLE EN AFRIQUE</b> .....	29
4.1. Un rappel de la théorie .....	29
4.2. Le modèle théorique .....	30
4.2.1. Effet d'une politique monétaire indépendante .....	31
4.2.2. Effet d'une politique monétaire commune .....	33
4.3. La situation des chocs dans le contexte africain .....	36
<b>5. LES CHANGEMENTS STRUCTURELS DE L'INTEGRATION MONETAIRE</b> .....	40
5.1. Changement dans les échanges commerciaux .....	41
5.2. Changement dans le partage des risques .....	42
5.3. Changement dans la politique budgétaire .....	44
<b>6. CONCLUSION</b> .....	46

<b>CHAPITRE 2: COMMERCE ET SYNCHRONISATION DES CYCLES ECONOMIQUES</b> .....	47
<b>1. INTRODUCTION</b> .....	47
<b>2. LES DÉVELOPPEMENTS THEORIQUES DE LA RELATION ENTRE LE COMMERCE ET LA SYNCHRONISATION DES CYCLES</b> .....	50
2.1. Une revue de la littérature.....	50
2.2. Une modélisation théorique .....	51
2.2.1. La décomposition de la covariance des produits .....	52
2.2.2. L'argument de la spécialisation (production ou commerce).....	54
2.2.3. L'argument des externalités des chocs agrégés.....	55
2.3. La théorie et le contexte africain .....	56
<b>3. LA METHODE EMPIRIQUE</b> .....	57
3.1. Les données.....	57
3.1.1. Le calcul de la synchronisation des cycles.....	57
3.1.2. Le calcul de l'intensité commerciale.....	59
3.1.3. La base de données.....	60
3.2. La méthode économétrique .....	61
<b>4. LES RESULTATS</b> .....	63
4.1. Les statistiques descriptives.....	63
4.2. Les résultats de base.....	67
4.4. Le canal des externalités des chocs agrégés: chocs d'offre ou chocs de demande?.....	75
4.5. Les analyses de robustesse.....	78
4.5.1. La technique d'estimation.....	79
4.5.2. L'indicateur d'intensité commerciale.....	81
4.5.3. L'indicateur de synchronisation des cycles.....	83
<b>5. UNE DISCUSSION DE « L'EFFET D'ENDOGENEITE »</b> .....	85
<b>6. CONCLUSION</b> .....	88
<b>ANNEXE 2.1: LISTE DES PAYS DE L'ECHANTILLON</b> .....	91
<b>ANNEXE 2.2: SOURCES DES DONNEES</b> .....	92
<b>CHAPITRE 3: MECANISMES DE PARTAGE DES CHOCS ASYMETRIQUES</b> .....	93
<b>1. INTRODUCTION</b> .....	93
<b>2. LES CANAUX DE PARTAGE DES RISQUES</b> .....	97
2.1. La mobilité internationale des facteurs.....	97
2.2. La dépréciation du capital.....	98
2.3. Les transferts internationaux .....	99
2.4. Les marchés internationaux de crédits .....	99

<b>3. LA METHODE D'ANALYSE</b> .....	99
3.1. Les comptes nationaux .....	100
3.2. La décomposition de la variance de la croissance du PIB .....	101
<b>4. LES RESULTATS</b> .....	106
4.1. Les données .....	107
4.2. Le partage des risques en Afrique .....	107
4.2.1. Les estimations de base .....	108
4.2.2. L'impact des chocs covariants .....	109
4.2.3. L'impact de la persistance des chocs .....	111
4.2.4. L'examen du canal de l'épargne .....	115
4.2.5. Le rôle de l'Aide Publique au Développement .....	118
4.3. L'intégration monétaire et le partage des risques en Afrique .....	120
<b>5. DISCUSSION DE LA PERTINENCE DES MECANISMES DE PARTAGE DES RISQUES AFRICAINS</b> .....	124
<b>6. CONCLUSION</b> .....	126
<b>ANNEXE 3.1: CALCULS ET SOURCES DES VARIABLES</b> .....	129
<b>ANNEXE 3.2: LISTE DES PAYS POUR LESQUELS L'EPARGNE EST DISPONIBLE</b> .....	131
<b>ANNEXE 3.3: LISTE DES PAYS DE L'ECHANTILLON</b> .....	132
<b>CHAPITRE 4: PRO CYCLICITE DE LA POLITIQUE BUDGETAIRE ET SURVEILLANCE MULTILATERALE DANS LES UNIONS MONETAIRES AFRICAINES</b> .....	133
<b>1. INTRODUCTION</b> .....	133
<b>2. L'ANALYSE THEORIQUE</b> .....	137
2.1. Les principales caractéristiques institutionnelles de la surveillance multilatérale des Unions monétaires de la Zone Franc .....	138
2.2. La modélisation du comportement des autorités budgétaires .....	144
2.2.1. La politique budgétaire optimale « à la Barro (1979) » .....	145
2.2.2. La politique budgétaire à la « Talvi et Végh (2005) » .....	146
2.2.3. La politique budgétaire avec une surveillance multilatérale .....	148
<b>3. LA DEMARCHE ECONOMETRIQUE</b> .....	150
3.1. Le modèle économétrique .....	150
3.1.1. Le modèle général .....	151
3.1.2. Le comportement spécifique des Unions monétaires de la Zone Franc .....	155
3.2. La méthode d'estimation .....	156
3.3. Le calcul des variables .....	157
<b>4. LES RESULTATS</b> .....	160

<b>4.1. L'ensemble des pays africains</b> .....	160
<b>4.2. La surveillance multilatérale dans les Unions monétaires de la Zone Franc.</b> ..	165
<b>5. CONCLUSION</b> .....	174
<b>ANNEXE 4.1: ECHANTILLON</b> .....	176
<b>ANNEXE 2: STATISTIQUES DESCRIPTIVES</b> .....	177
<b>ANNEXE 3: SOURCES DES DONNÉES</b> .....	178
<b>ANNEXE 4: RÉSUMÉ DES RÉSULTATS</b> .....	179
<b>ANALYSES DE ROBUSTESSE : FILTRE HP AVEC <math>\Lambda=6.25</math></b> .....	181
<b>ANALYSES DE ROBUSTESSE : FILTRE BAXTER KING (CYCLES ENTRE 2 ET 8 ANS)</b> .....	183
<b>ANALYSES DE ROBUSTESSE : FILTRE BAXTER KING (CYCLES ENTRE 2 ET 4 ANS)</b> .....	185
<b>CONCLUSION GENERALE</b> .....	187
<b>LE COMMERCE ET LA SYNCHRONISATION DES CYCLES</b> .....	188
<b>LE PARTAGE DES RISQUES</b> .....	189
<b>LA COORDINATION BUDGETAIRE</b> .....	192
<b>REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES</b> .....	197
<b>TABLES DES MATIERES</b> .....	207
<b>LISTE DES TABLEAUX</b> .....	212
<b>LISTE DES FIGURES</b> .....	214
<b>RESUME</b> .....	215



---

LISTE DES TABLEAUX

---

Tableau 1.1: Principales intégrations monétaires en Afrique, des indépendances à nos jours.....	21
Tableau 1.2: Principales Communautés Economiques Régionales (CER) Africaines, décembre 2008.....	23
Tableau 1.3: Estimation de la variabilité et de la proportion de la composante idiosyncratique des taux de croissance en % du PIB en dollars américains constants, 1965-2004.....	40
Tableau 2.1: Statistiques descriptives (moyennes et écart-types): Synchronisation des cycles et Intensité commerciale, 1965-2004.....	65
Tableau 2.2: Résultats de base (intensité commerciale et synchronisation des cycles): Afrique (1965-2004) .....	70
Tableau 2.3: Modèle augmenté (intensité commerciale et synchronisation des cycles): Afrique (1965-2004).....	74
Tableau 2.4: Chocs d'offre et chocs de demande (intensité commerciale et synchronisation des cycles): Afrique (1965-2004).....	78
Tableau 2.5: Méthodes économétriques alternatives (intensité commerciale et synchronisation des cycles): Afrique (1965-2004).....	81
Tableau 2.6: Mesures alternatives de l'intensité commerciale (intensité commerciale et synchronisation des cycles): Afrique (1965-2004).....	83
Tableau 2.7: Mesures alternatives de synchronisation des cycles économiques (intensité commerciale et synchronisation des cycles): Afrique (1965-2004)..	85
Tableau 3.1: Statistiques descriptives (Moyenne, Ecart-type, Minimum, Maximum et Nombre d'observations): Variables par habitant et en dollars américains constants (année 2000) de 1970 à 2004.....	109

Tableau 3.2: Canaux de partage des chocs asymétriques, Afrique 1970-2004 (chocs annuels).....	111
Tableau 3.3: Partage des risques et durée des chocs, Afrique 1970-2004.....	114
Tableau 3.4: contribution de l'épargne publique et de l'épargne privée dans le partage des risques Afrique 1980-2004 (chocs annuels).....	117
Tableau 3.5: partage des risques et Aide Publique au Développement reçue, Afrique 1970-2004 (chocs annuels).....	119
Tableau 3.6: Canaux de partage des chocs asymétriques dans les principales communautés économiques, Afrique 1970-2004 (chocs annuels).....	123
Tableau 3.7: Comparaisons avec la littérature sur les pays industrialisés.....	125
Tableau 4.1: Variabilité de l'assiette fiscale (Moyenne des écart-types des taux de croissance en % du Produit Intérieur Brut et de la consommation, 1980-2004).....	137
Tableau 4.2: Evolution du solde budgétaire de base en % du PIB nominal.....	143
Tableau 4.3: Cyclicité de la politique budgétaire.....	164
Tableau 4.4: Cyclicité de la politique budgétaire: contrôle de l'inflation.....	165
Tableau 4.5: Distinction des phases de la conjoncture (effet d'asymétrie).....	166
Tableau 4.6: Impact de la surveillance multilatérale dans l'UEMOA (Somme des coefficients et F-tests).....	171
Tableau 4.7: Impact de la surveillance multilatérale dans la CEMAC (Somme des coefficients et F-tests).....	172
Tableau 4.8: Impact progressif de la surveillance multilatérale dans l'UEMOA (Somme des coefficients et F-tests).....	173
Tableau 4.9: Impact progressif de la surveillance multilatérale dans la CEMAC (Somme des coefficients et F-tests).....	174
Tableau 4.10: Filtre Hodrick et Prescott (1997) avec $\lambda=6.25$ et impact de la surveillance multilatérale dans l'UEMOA (Somme des coefficients et F-tests).....	175
Tableau 4.11: Filtre Hodrick et Prescott (1997) avec $\lambda=6.25$ et impact de la surveillance multilatérale dans la CEMAC (Somme des coefficients et F-tests).....	176

---

LISTE DES FIGURES

---

Figure 1.1: Groupements d'intégration économique régionaux et sous-régionaux africains, décembre 2006: problématique de la participation multiple.....26

Figure 2.1: Estimation de la densité de la synchronisation des cycles de PIB (filtre Baxter-King), 1965-2004.....66

Figure 2.2: Estimation de la densité du logarithme des indicateurs d'intensité commerciale, 1965-2004.....66

Figure 4.1: Evolution de la rente pétrolière et gazière (en millions de dollars courants): UEMOA et CEMAC, 1980-2004.....144

Figure 4.2: Profile du cycle et du solde budgétaire dans les pays de l'UEMOA (1980-2004).....160

Figure 4.3: Profile du cycle et du solde budgétaire dans les pays de la CEMAC (1980-2004).....161

## RESUME

Une monnaie unique émise par une banque centrale commune est un objectif politique des pays africains. La dernière décennie a été marquée par la multiplication des projets d'unions monétaires en Afrique. Une importante littérature sur la faisabilité des intégrations monétaires africaines a émergé. Cette dernière stipule que l'intégration monétaire africaine est problématique puisqu'en dépit des bénéfices potentiels, les unions monétaires sont coûteuses à cause de l'importance des chocs asymétriques et de l'absence de politiques pour y faire face. Le véritable défi dans la littérature est l'identification des politiques économiques à mener afin de garantir des avantages nets de l'intégration monétaire entre les Etats africains.

Cette thèse s'inscrit dans cette dernière vision de la littérature. Nous étudions dans quelles mesures les Etats africains déjà engagés dans une intégration monétaire ou qui envisagent former une zone monétaire peuvent faire face aux chocs. Le premier chapitre qui sert de socle à la thèse, présente le panorama de l'intégration monétaire africaine depuis les indépendances et la situation de l'Afrique par rapport à la théorie. Le deuxième chapitre analyse l'impact de l'intensification des échanges commerciaux entre les Etats africains sur la synchronisation de leurs cycles économiques. Le troisième chapitre examine les canaux de stabilisation de la consommation des Etats qui peuvent servir de mécanismes d'ajustement en union monétaire. Le quatrième et dernier chapitre étudie les conséquences des règles multilatérales de surveillance dans les unions monétaires africaines sur la capacité de la politique budgétaire à stabiliser le produit. Les résultats des différentes études menées montrent que les mutations structurelles considérées dans cette thèse, ne changent pas les conclusions établies par la littérature existante.

Le message central de la thèse est la complémentarité nécessaire entre l'intégration économique et l'adoption des monnaies communes en Afrique. Autant que l'intégration monétaire stimule les autres formes de coopérations économiques (c'est-à-dire commerciale, financière et économique) autant ces dernières rendent meilleures, les conditions d'adoption des unions monétaires. Les efforts sont à réaliser simultanément dans tous les domaines de l'intégration.

*Codes JEL: E2, E3, E6, F1, F3, H3.*

*Mots-clés: Afrique, Intégration commerciale, Intégration monétaire, Union monétaire, Zone Monétaire Optimale, Cycles économiques, Partage des risques, Politique budgétaire, Surveillance multilatérale, Pro cyclicité.*