

Pro cyclicité de la politique budgétaire et surveillance multilatérale dans les unions monétaires africaines

Sylviane Guillaumont Jeanneney, Sampawende Jules Tapsoba

► **To cite this version:**

Sylviane Guillaumont Jeanneney, Sampawende Jules Tapsoba. Pro cyclicité de la politique budgétaire et surveillance multilatérale dans les unions monétaires africaines. 2011. halshs-00554337

HAL Id: halshs-00554337

<https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-00554337>

Submitted on 10 Jan 2011

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.



Document de travail de la série

Etudes et Documents

E 2009.04

**Pro cyclicité de la politique budgétaire et surveillance multilatérale
dans les unions monétaires africaines**

S. Guillaumont Jeanneney et S. J-A. Tapsoba

Février 2009

48 p.

Résumé

La dévaluation des FCFA en 1994 a mis en évidence la pertinence d'une coordination des politiques budgétaires dans les unions monétaires africaines. Après 1994, ces dernières ont adopté un principe de surveillance multilatérale des politiques budgétaires qui impose un solde budgétaire constamment nul ou positif. Cet article examine comment cette contrainte affecte la conduite conjoncturelle des politiques budgétaires. Les résultats indiquent que la surveillance multilatérale crée un biais pro cyclique de la dépense publique pendant les récessions plus fort que dans les autres pays africains. Ce biais pro cyclique justifie une modification de la règle de la surveillance multilatérale afin d'y adjoindre une condition d'excédent budgétaire durant les périodes d'expansion.

Abstract

The devaluation of the CFA Francs in 1994 has highlighted the relevance of fiscal coordination in African monetary unions. After 1994, African monetary unions have adopted a fiscal rule which prescribes a permanent nil or positive budgetary balance. This article studies how this fiscal rule affects the cyclicity of fiscal policies. The results show that compared to other African states, such a fiscal rule creates a pro cyclical bias in public expenditure during recessions. The bias justifies a modification of the rule in order to impose a fiscal surplus during expansions.

JEL Codes: E3, E6, H3.

Mots-clés: Politique budgétaire, Pro cyclicité, Union monétaire, Surveillance multilatérale, Afrique.

Keywords: Fiscal policies, Pro cyclicity, Currency union, Fiscal rules, Africa.

1. Introduction

A l'exception des pays du G7¹ où la politique budgétaire est neutre, dans les autres pays et particulièrement dans les pays en développement, elle a tendance à être pro cyclique (Talvi et Végh, 2005). Pourtant selon Keynes, la politique budgétaire devrait être contra cyclique alors que selon Barro (1979), elle devrait être neutre. Cette constatation est intrigante puisque les pays en développement sont particulièrement soumis à des chocs exogènes, ce qui rendrait d'autant plus opportune une politique de stabilisation conjoncturelle.

Talvi et Végh (2005) ont expliqué ce paradoxe par un modèle d'économie politique. C'est justement 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'imposition².

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 monétaire³. En général, les gouvernements s'accordent sur une surveillance multilatérale des politiques budgétaires nationales afin qu'elles ne contrarient pas la 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.

¹ 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.

² 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.

³ 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

Nous allons étudier cette question en nous fondant sur l'expérience des deux principales unions économiques et monétaires africaines, l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) composée de huit Etats, à savoir le Bénin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, la Guinée-Bissau, le Mali, le Niger, le Togo et le Sénégal, et la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC) qui réunit le Cameroun, la République centrafricaine, la République du Congo, le Gabon, la Guinée équatoriale et le Tchad. Ce choix se justifie pour deux raisons.

(i) 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 développement⁴. 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 monétaires⁵. 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.

(ii) 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 primaires⁶. 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 (BCEAO, 2001; Fielding et Shields, 2001; Houssa, 2008). 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 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.

L'article 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

⁴ Il n'existe que deux autres unions monétaires entre pays en développement: la Common Monetary Area (CMA) en Afrique qui comprend l'Afrique du Sud, le Lesotho, la Namibie et le Swaziland et l'Union Monétaire des Caraïbes Orientales. En revanche les projets d'union monétaire regroupant des pays en développement ou émergents se sont multipliés ces dernières années. En ce qui concerne l'Afrique, la Communauté économique des Etats de l'Afrique de l'Ouest ambitionne de créer d'ici 2009 une seconde union monétaire qui à terme fusionnera avec l'Union Monétaire et Economique Ouest Africaine de la Zone Franc. De même, la communauté des Etats de l'Afrique de l'Est et la Communauté pour le Développement de l'Afrique Australe prévoient de créer une monnaie unique respectivement d'ici 2009 et 2018. Les pays d'Asie du sud-est (Chine, Brunei, Indonésie, Malaisie, Corée du Sud, Thaïlande, Vietnam, Singapour, Philippines et Japon) souhaitent adopter une monnaie commune d'ici 2030. Les Etats d'Asie du sud (Bangladesh, Bhoutan, Inde, Iles Maldives, Népal, Pakistan et Sri Lanka) ont également fixé l'objectif pour 2020. Les pays du golfe persique (Arabie Saoudite, Qatar, Bahreïn, Oman, Koweït et Émirats Arabes Unis) d'ici 2010. En Afrique, la CMA n'a pas mis en place de surveillance multilatérale des politiques économiques (Masson et Pattillo, 2004).

⁵ Deux autres objectifs sont la réalisation d'un marché commun et la mise en place de politiques sectorielles communes.

⁶ 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).

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 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.

| | 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 théorique

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, 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 compte 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 excessif⁷. 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 progressivement⁸.

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

⁷ 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).

⁸ Décision du Conseil des Ministres de l'UEMOA de septembre 98 et Décision du Conseil des Ministres de la CEMAC de décembre 99.

primaire (c'est-à-dire hors service de la dette) qui devait être positif dans la CEMAC et supérieur à 15% dans l'UEMOA⁹. 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 critères¹⁰.

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 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^{11 12}.

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 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 2005¹³, 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 rang¹⁴. La « masse critique d'États » est définie comme « un

⁹ Convention de l'Union Economique de la CEMAC article 55, Directive 02/96/CM de l'UEMOA.

¹⁰ Décision du Conseil des ministres de l'UMAC du 14 juillet 2001.

¹¹ 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.

¹² 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.

¹³ Acte additionnel n°03/2003.

¹⁴ Acte additionnel n°02/2006.

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 »¹⁵. 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 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 1)¹⁶.

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 »¹⁷. 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 pétrolières¹⁸.

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.

¹⁵ Règlement n°10/2007/CM/UEMOA.

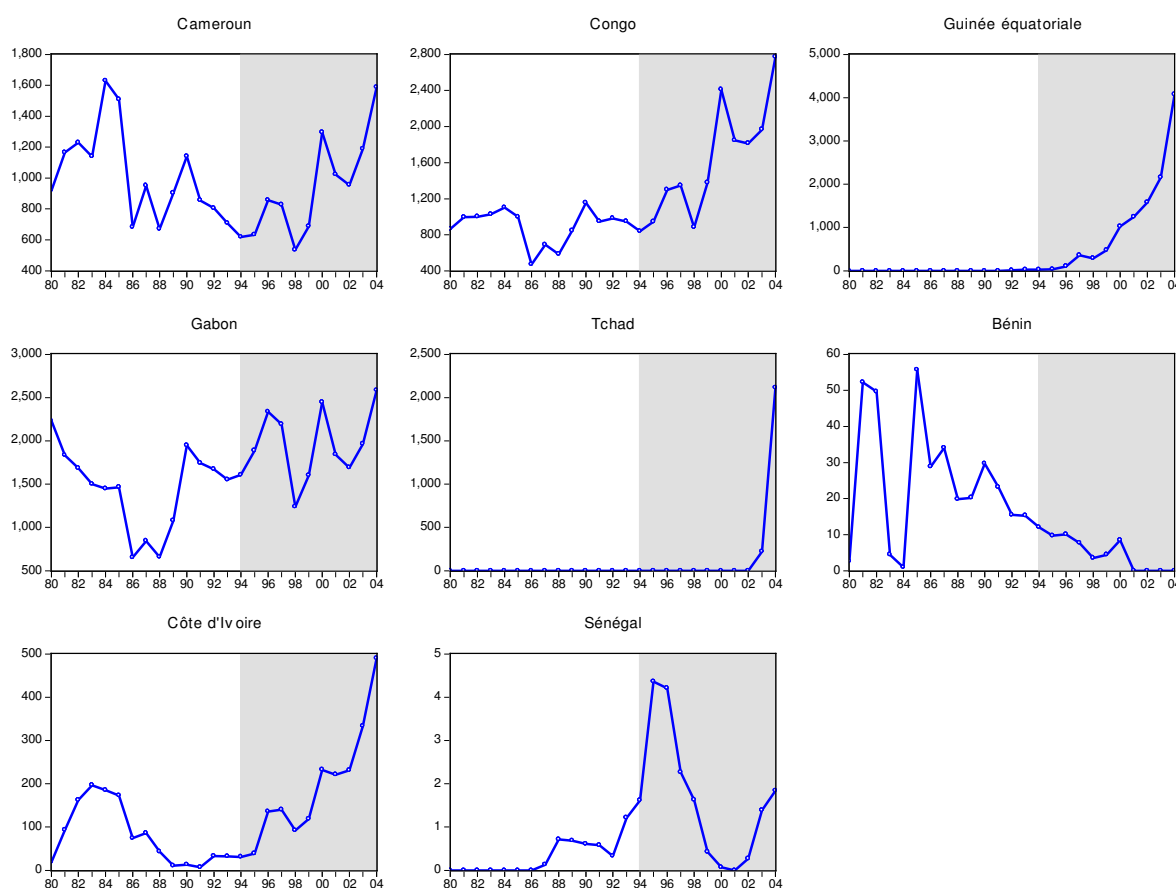
¹⁶ La rente correspond au volume de pétrole et de gaz produit par le pays valorisé par la différence entre les prix internationaux et les coûts d'extraction. La Figure 1 montre qu'à l'exception de la Centrafrique, les pays de la CEMAC bénéficient d'une rente issue de l'exploitation du gaz et du pétrole 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 Benin ne bénéficie d'aucune rente après 2001. Les autres pays de l'union ne disposent pas de gisements.

¹⁷ Articles 9 et 10 de l'Acte additionnel 04/99 du 8 décembre 1999.

¹⁸ On prend la moyenne des cinq années antérieures.

| Tableau 2: Evolution du solde budgétaire de base en % du PIB nominal | | | | | | | | | | |
|---|------------|------------|------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| Année | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006* |
| <u>Panel A: UEMOA</u> | | | | | | | | | | |
| Benin | 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 |
| <u>Panel B: CEMAC</u> | | | | | | | | | | |
| 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 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 (Benin, 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

automatique¹⁹. 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:

$$g_t = \tilde{g} . \quad (1)$$

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 dépenses publiques primaires \tilde{g} , soit²⁰:

$$PS_t \equiv \theta_t c_t + z_t - \tilde{g} . \quad (2)$$

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)²¹.

¹⁹ 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.

²⁰ 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).

²¹ Les inégalités sont en sens inverse en cas de choc négatif sur z c'est-à-dire $z_{t+1} < z_t$.

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 budgétaire primaire (PS_t), soit:

$$g_t = \tilde{g} + f(PS_t) \quad (3)$$

La fonction f remplit les conditions suivantes:

$$f(.) \geq 0, f'(.) > 0, f''(.) > 0 \quad (4)$$

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:

$$PS_t \equiv \theta_t c_t + z_t - g_t \quad (5)$$

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 abondantes²².

En présence d'un choc externe positif (accroissement de z_t), la réponse logique du gouvernement pourrait être de réduire les taux d'imposition (θ_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 augmentent et que les taux d'imposition

²² 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).

sont réduits, le solde budgétaire augmente moins que dans le modèle de Barro²³:

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 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:

$$PS_t \geq (\alpha - \vartheta) \tag{6}$$

avec α et ϑ 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

²³ cf. Annexe D de l'article de Talvi et Végh (2005).

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 démarche économétrique

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 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 certains articles) 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 budgétaire²⁴. Une équation conforme à ce modèle peut être écrite sous la forme:

$$B_{it} = \beta_0 + \beta_1 * B_{it-1} + \beta_2 * EP + \beta_3 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

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 toutes deux agissent sur la conjoncture et dont la séparation est floue²⁵. 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

²⁴ 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 Gali 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.

²⁵ 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 au développement et une variable dette.

conjoncturelle alors que leur niveau a une composante structurelle²⁶. Le coefficient attendu pour la variable budgétaire retardée β_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)²⁷. La cyclicité de la politique budgétaire est alors mesurée à travers le coefficient β_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 variable budgétaire. Les politiques sont acycliques si le coefficient β_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

²⁶ 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.

²⁷ 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.

l'extérieur²⁸. 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 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 introduirons le taux d'inflation comme test de robustesse de notre estimation. Enfin, ε_{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:

$$B_{it} = \delta_0 + \delta_1 B_{it-1} + \delta_2 * EP_{it}^N + \delta_3 * EP_{it}^P + \delta_4 * X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

La cyclicité de la politique budgétaire est mesurée en période de conjoncture basse par δ_2 et en conjoncture haute par δ_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

²⁸ Thornton (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.

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 (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 multilatérale²⁹. Les pays africains qui ne participent pas à une union monétaire sont retenus comme contrefactuel. L'équation devient:

$$\begin{aligned}
 B_{it} = & \eta_0 + \eta_1 * B_{it-1} + \eta_2 * EP_{it}^N + \eta_3 * EP_{it}^P + \eta_4 * EP_{it}^N * UNION + \eta_5 * EP_{it}^P * UNION \\
 & + \eta_6 * EP_{it}^N * SM + \eta_7 * EP_{it}^P * SM + \eta_8 * EP_{it}^N * UNION * SM \\
 & + \eta_9 * EP_{it}^P * UNION * SM + \eta_{10} * X_{it} + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \tag{9}$$

L'équation (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 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 η_2 (η_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

²⁹ 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.

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 généralisés³⁰. La méthode des 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 invariants 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 lissage³¹. Notre variable d'intérêt, l'écart de production EP_{it} qui représente le cycle de l'activité économique, est calculé comme une

³⁰ 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.

³¹ En vue d'effectuer un test de robustesse, suivant Ravn et Uhlig (2002), nous fixons ensuite le paramètre de lissage à 6.25, puis nous utilisons le filtre de Baxter et King.

déviations 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 2 et 3 permettent de visualiser les cycles dans les différents pays de deux unions.

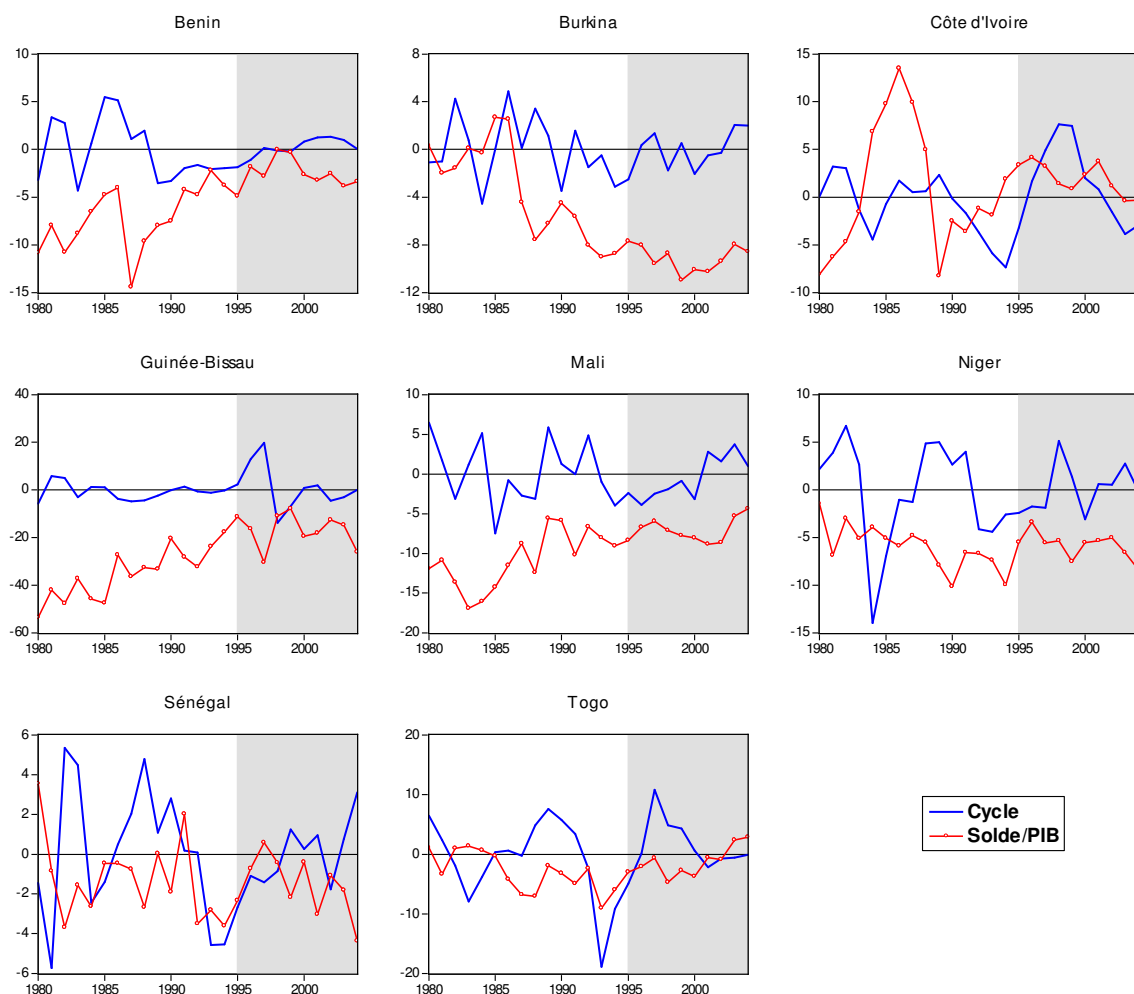
Nous avons également calculé certaines de nos variables de contrôle. Comme pour l'écart de production, nous mesurons les fluctuations des termes de l'échange en calculant l'écart relatif de l'indice des termes de l'échange (base 100 en 2000) par rapport à son niveau tendanciel ($TE_{it}^* = \frac{TE_{it} - TE_{it}^{tendanciel}}{TE_{it}^{tendanciel}}$). 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)³² 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 π , 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 la 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 2 et 3.

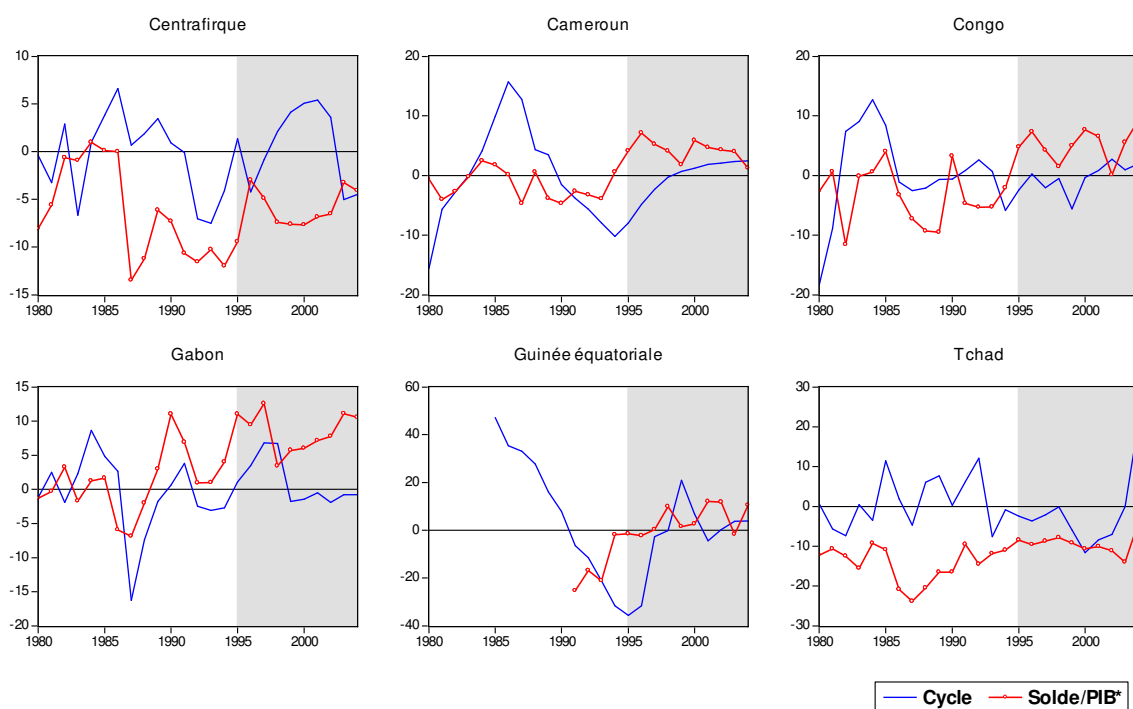
Au total, nous avons 41 pays sur 25 années dans notre base de données. Cette dernière n'est pas cylindrique à cause des données manquantes. Les estimations économétriques atténuent ce biais en corrigeant pour l'hétéroscédasticité par pays.

³² L'aide extérieure totale reçue est utilisée à défaut de disposer de données précises et complètes sur l'aide budgétaire.

Figure 2 : Profil 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 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 résultats

Les résultats de nos estimations sont présentés dans les Tableaux 3 à 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 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 3, colonnes [5] à [6]). Il en résulte un effet nul de la conjoncture sur le solde (Tableau 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 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 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 automatiques³³. 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). 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 5, colonnes [3] à [6]). En effet en expansion dépenses 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.

³³ 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.

| Tableau 3: Cyclicité de la politique budgétaire | | | | | | |
|---|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| | 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%.

| | Solde/PIB* | | Dépenses/PIB* | | Recettes/PIB* | |
|---------------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| | EF | MMG | EF | MMG | EF | MMG |
| | [1] | [2] | [3] | [4] | [5] | [6] |
| EP | -0.013 | -0.057 | 0.221** | 0.236** | 0.165** | 0.186** |
| | (0.045) | (0.067) | (0.056) | (0.079) | (0.027) | (0.046) |
| 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 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%.

| | Solde/PIB* | | Dépenses/PIB* | | Recettes/PIB* | |
|---------------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| | EF | MMG | EF | MMG | EF | MMG |
| | [1] | [2] | [3] | [4] | [5] | [6] |
| EP<0 | -0.078 | -0.094 | 0.362** | 0.312** | 0.244** | 0.234** |
| | (0.094) | (0.112) | (0.094) | (0.114) | (0.039) | (0.053) |
| EP>0 | -0.007 | 0.061 | 0.115 | 0.135 | 0.064 | 0.183 |
| | (0.072) | (0.132) | (0.067) | (0.159) | (0.053) | (0.100) |
| 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 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 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 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.

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 6 et 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 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 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 6); mais les recettes contra cycliques avant 1995 sont devenues a cycliques. 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 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 la variation du solde budgétaire n'est pas aussi nettement pro cyclique. 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 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 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 s'élève à 0.438% du PIB potentiel (Tableau 7, colonne [4]).

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 8, colonne [2]) alors qu'auparavant il a été acyclique avant 1995 puis pro cyclique durant la surveillance multilatérale (Tableau 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 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 6). Dans les pays de la CEMAC, durant les récessions les recettes ont été contra cycliques après 1995 (Tableau 9, colonne [6]) alors qu'avant elles étaient acycliques (Tableau 7, colonne [6]). Le solde a été contra cyclique avant 1995 (Tableau 9, colonne [2]) alors qu'avec les estimations antérieures, il a été acyclique (Tableau 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)³⁴.

³⁴ 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).

| Tableau 6: Impact 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] |
| Phases de récession (EP<0) | | | | | | | |
| 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) |
| | 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) |
| | Après 1995 | -0.859** | -1.061** | 1.400** | 1.736** | 0.478** | 0.695** |
| | | (0.002) | (0.000) | (0.000) | (0.000) | (0.004) | (0.000) |
| Phases d'expansion (EP>0) | | | | | | | |
| 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) |
| | 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) |
| | Après 1995 | -0.257 | -0.270* | 0.241 | 0.282 | 0.004 | -0.001 |
| | | (0.078) | (0.049) | (0.379) | (0.086) | (0.976) | (0.982) |
| 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 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 7: Impact 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] |
| Phases de récession (EP<0) | | | | | | | |
| Non CEMAC | Avant 1995 | -0.179 | -0.261 | 0.423 | 0.438* | 0.208 | 0.258 |
| | | (0.827) | (0.075) | (0.269) | (0.025) | (0.087) | (0.621) |
| | Après 1995 | -0.075 | -0.029 | 0.335** | 0.221 | 0.230** | 0.263** |
| | | (0.155) | (0.085) | (0.000) | (0.320) | (0.000) | (0.000) |
| CEMAC | Avant 1995 | -0.220 | -0.237 | 0.539* | 0.552 | 0.285** | 0.411** |
| | | (0.184) | (0.931) | (0.025) | (0.210) | (0.000) | (0.000) |
| | Après 1995 | -0.179 | -0.261 | 0.423 | 0.438* | 0.208 | 0.258 |
| | | (0.827) | (0.075) | (0.269) | (0.025) | (0.087) | (0.621) |
| Phases d'expansion (EP>0) | | | | | | | |
| Non CEMAC | Avant 1995 | 0.059 | 0.225 | 0.042 | -0.063 | 0.049 | 0.111 |
| | | (0.827) | (0.561) | (0.536) | (0.965) | (0.718) | (0.550) |
| | Après 1995 | 0.067 | 0.231 | 0.046 | -0.034 | 0.061 | 0.142 |
| | | (0.273) | (0.142) | (0.957) | (0.995) | (0.059) | (0.072) |
| CEMAC | Avant 1995 | -0.021 | -0.048 | 0.235 | 0.663 | 0.165 | 0.540 |
| | | (0.423) | (0.884) | (0.079) | (0.145) | (0.204) | (0.082) |
| | Après 1995 | -0.066 | -0.077 | 0.218 | 0.501 | 0.117 | 0.353 |
| | | (0.840) | (0.943) | (0.835) | (0.501) | (0.849) | (0.479) |
| Variables de contrôle (a) | | Oui | Oui | Oui | Oui | Oui | Oui |
| R2 | | 0.37 | | 0.47 | | 0.56 | |
| Hansen | | | 0.982 | | 0.983 | | 0.959 |
| AR(1) | | | 0.000 | | 0.005 | | 0.003 |
| AR(2) | | | 0.530 | | 0.104 | | 0.865 |
| Observations | | 737 | 737 | 739 | 739 | 741 | 705 |
| 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 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 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] |
| Phases de récession (EP<0) | | | | | | | |
| 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) |
| | 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) |
| | Après 1995 | -0.220* | -0.237 | 0.539** | 0.552** | 0.285** | 0.327** |
| | | (0.043) | (0.091) | (0.000) | (0.000) | (0.000) | (0.000) |
| Phases d'expansion (EP>0) | | | | | | | |
| 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) |
| | 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) |
| | Après 1995 | -0.066 | -0.077 | 0.218 | 0.501** | 0.117 | 0.327** |
| | | (0.574) | (0.580) | (0.201) | (0.006) | (0.122) | (0.003) |
| 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 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] |
| Phases de récession (EP<0) | | | | | | | |
| 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) |
| | Après 1995 | 0.108 | 0.179 | 0.253** | 0.160* | 0.310** | 0.290** |
| | | (0.083) | (0.052) | (0.000) | (0.030) | (0.000) | (0.000) |
| Phases d'expansion (EP>0) | | | | | | | |
| 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) |
| | Après 1995 | -0.124 | -0.085 | 0.278* | 0.329 | 0.069 | 0.199 |
| | | (0.293) | (0.508) | (0.030) | (0.057) | (0.452) | (0.254) |
| 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 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.

Bibliographie

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.

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

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

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

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.

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

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).

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*.

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.

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

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.

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

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.

Lane, P. (2003): “The Cyclical Behavior of Fiscal Policy: Evidence from the OECD,” *Journal of Public Economies*, 87, pp. 2661-2675.

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

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.

Olivera, J. H. (1967): “Money Price and Fiscal Lags: a Note on Dynamics of Inflation” *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, pp 258-267.

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.

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.

Thorton, J. (2008): “Explaining Procyclical Fiscal Policy in African Countries”, *Journal of African Economies*, 17(3), pp. 451-464.

Wyplosz, C. (2002): “Fiscal Policy: Institutions versus Rules,” CEPR Discussion Papers 3238, CEPR Discussion Papers.

Annexes

Annexe 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 |
| Dette/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 | <i>World Development Indicators 2008</i> |
| PNB en dollar courant | |
| 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); http://www.oecd.org/cad/stats |
| Nature du Régime politique (Polity2) | Université de Maryland (Projet Polity IV); http://www.systemicpeace.org/polity/polity4.htm |
| Rente pétrolière et gazière en dollar courant | Banque Mondiale (Projet Adjusted net Saving); http://go.worldbank.org/VLJHBLZP71 |

Annexe 4: Résumé des résultats

Résumé des résultats des estimations des Tableaux 6 à 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 | Acyclique | Contra cyclique | <u>Contra cyclique (R)</u> |
| Dépenses | Acyclique | Pro cyclique | Acyclique | Pro cyclique |
| 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 (à ne pas inclure dans le texte)

Filtre HP avec $\lambda=6.25$

| Filtre Hodrick et Prescott (1997) avec $\lambda=6.25$ et impact 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] |
| Phases de récession (EP<0) | | | | | | | |
| 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) |
| | Après 1995 | 0.201** | 0.172** | 0.168** | 0.195** | 0.330** | 0.389** |
| | | (0.000) | (0.000) | (0.000) | (0.000) | (0.000) | (0.000) |
| Phases d'expansion (EP>0) | | | | | | | |
| 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) |
| | Après 1995 | -1.623* | -1.515 | 1.949 | 1.941 | 0.35 | 0.393 |
| | | (0.040) | (0.058) | (0.149) | (0.310) | (0.559) | (0.393) |
| 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 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%.

| Filtre Hodrick et Prescott (1997) avec $\lambda=6.25$ et impact 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] |
| Phases de récession (EP<0) | | | | | | | |
| 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) |
| | Après 1995 | 0.202* | 0.105 | 0.187 | 0.292 | 0.343** | 0.416* |
| | | (0.016) | (0.330) | (0.135) | (0.230) | (0.000) | (0.020) |
| Phases d'expansion (EP>0) | | | | | | | |
| 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) |
| | Après 1995 | -0.289 | -0.190 | 0.062 | -0.111 | -0.253 | -0.341 |
| | | (0.419) | (0.567) | (0.585) | (0.497) | (0.398) | (0.090) |
| 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 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%.

Filtre Baxter King (cycles entre 2 et 8 ans)

| Filtre Baxter et King (1999) avec BK (2, 8) et impact 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] |
| Phases de récession (EP<0) | | | | | | | |
| 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) |
| Non UEMOA | 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) |
| UEMOA | Après 1995 | -0.959** | -0.619** | 1.553** | 1.393** | 0.592** | 0.750** |
| | | (0.000) | (0.005) | (0.000) | (0.000) | (0.000) | (0.000) |
| Phases d'expansion (EP>0) | | | | | | | |
| 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) |
| Non UEMOA | 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) |
| UEMOA | Après 1995 | -0.452* | -0.759** | 0.62 | 0.776* | 0.174 | 0.060 |
| | | (0.043) | (0.002) | (0.071) | (0.044) | (0.113) | (0.561) |
| 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 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%.

| Filtre Baxter et King (1999) avec BK (2, 8) et impact 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] |
| Phases de récession (EP<0) | | | | | | | |
| 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) |
| | Après 1995 | -0.037 | -0.274* | 0.364* | 0.453 | 0.168* | 0.093 |
| | | (0.732) | (0.013) | (0.033) | (0.062) | (0.036) | (0.505) |
| Phases d'expansion (EP>0) | | | | | | | |
| 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) |
| | Après 1995 | -0.273 | -0.120 | -0.015 | -0.186 | -0.205 | -0.197 |
| | | (0.170) | (0.513) | (0.949) | (0.540) | (0.236) | (0.112) |
| 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 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%.

Filtre Baxter King (cycles entre 2 et 4 ans)

| Filtre Baxter et King (1999) avec BK (2, 4) et impact 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] |
| Phases de récession (EP<0) | | | | | | | |
| 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) |
| Non UEMOA | 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) |
| UEMOA | Après 1995 | -1.132** | -0.877** | 2.073** | 2.182** | 0.972** | 1.253** |
| | | (0.000) | (0.005) | (0.000) | (0.000) | (0.000) | (0.000) |
| Phases d'expansion (EP>0) | | | | | | | |
| 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) |
| Non UEMOA | 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) |
| UEMOA | Après 1995 | -0.662* | -0.958** | 0.910 | 0.658 | 0.267 | -0.044 |
| | | (0.040) | (0.003) | (0.074) | (0.339) | (0.084) | (0.820) |
| 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 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%.

| Filtre Baxter et King (1999) avec BK (2, 4) et impact 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] |
| Phases de récession (EP<0) | | | | | | | |
| 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) |
| | Après 1995 | -0.698** | -1.064** | 0.857* | 1.089** | -0.087 | -0.130 |
| | | (0.005) | (0.000) | (0.016) | (0.007) | (0.623) | (0.582) |
| Phases d'expansion (EP>0) | | | | | | | |
| 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) |
| | Après 1995 | -0.056 | 0.174 | -0.294 | -0.518 | -0.169 | -0.168 |
| | | (0.846) | (0.504) | (0.413) | (0.201) | (0.132) | (0.065) |
| 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 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%.