



Centre de Recherche en Économie et Management
Center for Research in Economics and Management

University of Caen

University of Rennes 1



Stability pact and risk of pro-cyclical fiscal policy in Economic and Monetary Union countries: the case of UEMOA

Mamadou Diop

CREM UMR CNRS 6211, University of Rennes 1, France

May 2014 - WP 2014-08

Working Paper

« Pacte de stabilité et risque d'une politique budgétaire procyclique en Union Economique et Monétaire : le cas de l'UEMOA »

Par Mamadou DIOP, Docteur en Sciences Economiques / Chercheur associé au CREM

Université de Rennes1 - CREM UMR CNRS 6211, France

Novembre 2013

RESUME

En décembre 1999, les Etats de l'UEMOA ont adopté le Pacte de convergence, de stabilité, de croissance et de solidarité qui stipule, dans son volet correctif, que le solde budgétaire de base, rapporté au PIB nominal, doit être équilibré. Ce qui implique qu'en présence d'une conjoncture économique défavorable et imprévue, les Gouvernements ont le choix entre respecter le critère budgétaire du Pacte et ne pas soutenir l'activité économique ou bien relancer l'activité économique via les dépenses publiques et ne pas respecter le critère clé du pacte. Cet article se fixe pour objectifs de mettre en évidence les défaillances d'une règle budgétaire qui ne peut constituer un levier d'action des autorités publiques et ses conséquences lorsqu'elle ne tient pas en compte de l'état de la conjoncture. Deux types de politiques budgétaires peuvent être distingués en fonction de la situation conjoncturelle : une politique procyclique qui évolue dans le même sens que le cycle économique et une politique budgétaire contracyclique qui cherche à atténuer les évolutions conjoncturelles.

ABSTRACT

« Stability pact and risk of pro-cyclical fiscal policy in Economic and Monetary Union countries: the case of UEMOA »

In December 1999, the WAEMU countries have adopted the Pact of Convergence, Stability, Growth and Solidarity which states in its corrective arm, the basic fiscal balance, relative to nominal GDP, must be balanced. Implying that the presence of an unexpected adverse economic conditions, governments have a choice between respecting the fiscal criterion of the Covenant and not to support economic activity or stimulate economic activity through public spending and not meet the key criteria of the pact. This article's objective is to highlight the failures of the fiscal rule cannot be a lever action of public authorities and the consequences if it does not take into account the state of the economy. Two types of fiscal policies can be distinguished according to the economic situation: procyclical policy changing in the same direction as the business cycle and countercyclical fiscal policy that seeks to minimize fluctuations in economic conditions.

Mots clés: Politique budgétaire procyclique – UEMOA (WAEMU) – Pacte de convergence et de stabilité – Solde budgétaire de base – Politique budgétaire contracyclique.

Codes JEL : E6, C5

INTRODUCTION

Ces dernières décennies, les politiques budgétaires des pays de l'UEMOA ont été de plus en plus réorientées vers les Objectifs du Millénaire pour le Développement (OMD) qui constituent depuis les années 90, le cadre communément accepté pour mesurer les avancées du développement. Conscients du rôle fondamental des politiques budgétaires dans la promotion de la croissance économique, les Gouvernements de l'Union ont adopté, le 8 décembre 1999, le Pacte de convergence, de stabilité, de croissance et de solidarité afin d'assainir la situation des finances publiques dans la zone, d'assurer une compatibilité des politiques budgétaires nationales avec la politique monétaire commune et d'offrir un cadre idéal d'épanouissement au secteur privé. Ainsi, par rapport au critère clé du Pacte, les autorités de l'Union ont porté leur choix sur le solde budgétaire de base¹. Celui-ci autorise les Gouvernements à solliciter des emprunts pour le financement de leurs investissements et non pour le remboursement des intérêts de la dette. Toutefois, cette décision ne demeure pas sans conséquence dans l'orientation et la définition des politiques budgétaires nationales.

En effet, les programmes de stabilisation qui sont appliqués depuis l'entrée en vigueur du Pacte de convergence, impliquent que les Gouvernements soient en mesure de faire des prévisions macroéconomiques fiables dans le moyen terme et puissent s'engager sur une politique des finances publiques conduisant au respect des critères budgétaires fixés par le Pacte. Trichet (2005) faisait remarquer dans l'Observateur de l'OCDE : "L'économie ne dort jamais ; elle est affectée en permanence par des perturbations de toute nature : chocs financiers, chocs de demande, chocs d'offre, etc. Il n'est pas aisé d'identifier ces chocs en temps réel, et encore moins de les prévoir."² Ce qui permet de souligner le risque énorme encouru par les Gouvernements en présentant une projection optimiste de croissance forte et régulière qui conduit à un équilibre du solde budgétaire de base dans le moyen terme. Plus exactement, face à une conjoncture économique défavorable et imprévue, les Gouvernements sont confrontés à deux difficultés majeures :

- ✓ soit, respecter la règle budgétaire d'équilibre et donc, adopter une politique budgétaire procyclique ;
- ✓ soit, envisager une politique budgétaire contracyclique, entraînant ainsi un non respect du critère clé du Pacte de convergence.

Les premières études empiriques sur le cycle budgétaire ont commencé avec les travaux de Gavin et Perroti (1997) qui ont montré que la politique budgétaire en Amérique Latine était procyclique. Ils distinguent deux types de cycle budgétaire : la procyclicité qui apparaît lorsque la politique budgétaire évolue dans le même sens que le cycle économique et la contracyclicité qui caractérise une situation dans laquelle la

¹ Le critère clé du Pacte prévoit que le solde budgétaire de base, rapporté au PIB nominal doit être positif ou nul. Ce solde est obtenu en faisant la différence entre les recettes totales hors dons et les dépenses totales hors investissements financés sur ressources externes. A la différence du solde primaire qui était prévu dans les critères de surveillance multilatérale, le solde budgétaire de base intègre dans les dépenses, les paiements d'intérêt de la dette publique.

² TRICHET J. C. (2005) : « La politique monétaire européenne : du bon usage des statistiques », Observateur de l'OCDE N° 246/247. Décembre 2004-Janvier 2005. P 25.

politique budgétaire cherche à atténuer les fluctuations de l'activité économique. Ces réflexions nous amènent ainsi à s'interroger sur la nature du cycle budgétaire dans les pays de l'UEMOA.

Cette étude se fixe ainsi pour objectifs d'identifier la nature cyclique de la politique budgétaire des Gouvernements de l'Union, en testant également les éventuels retournements qui pourraient être dus à l'introduction du critère clé du Pacte ; ensuite, de calculer dans chaque pays membre de l'Union, le délai nécessaire pour atteindre le solde budgétaire structurel désiré et enfin, d'appréhender le comportement des autorités budgétaires suite aux variations du taux d'intérêt de la Banque Centrale.

Deux sections seront présentées : la première aborde l'évolution du cycle économique et des règles budgétaires dans la zone UEMOA, et la seconde est consacrée à l'estimation et à l'analyse des résultats économétriques.

1. Présentation des faits stylisés

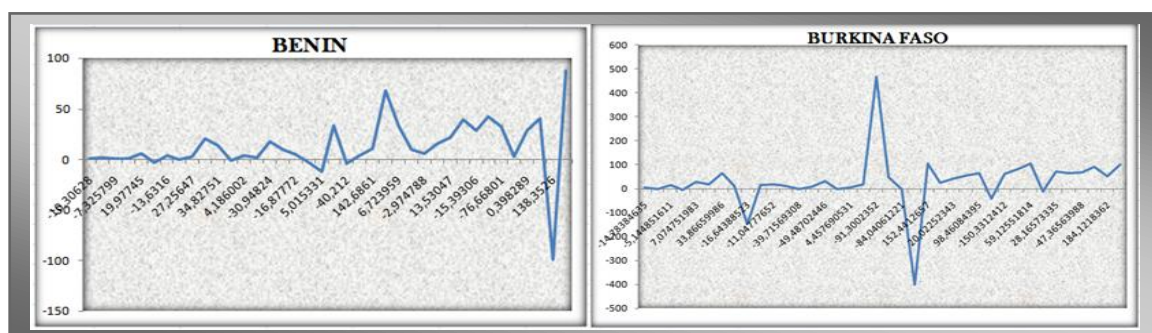
Nous analysons d'abord dans cette partie de l'étude, l'évolution de la politique budgétaire des Etats de l'Union dans les phases de conjoncture économique favorable et défavorable sur la période 1972 à 2009, puis nous ressortirons en dernier lieu, les divergences qui peuvent apparaître en orientant la politique budgétaire soit en fonction de l'écart conjoncturel soit en fonction de ses variations.

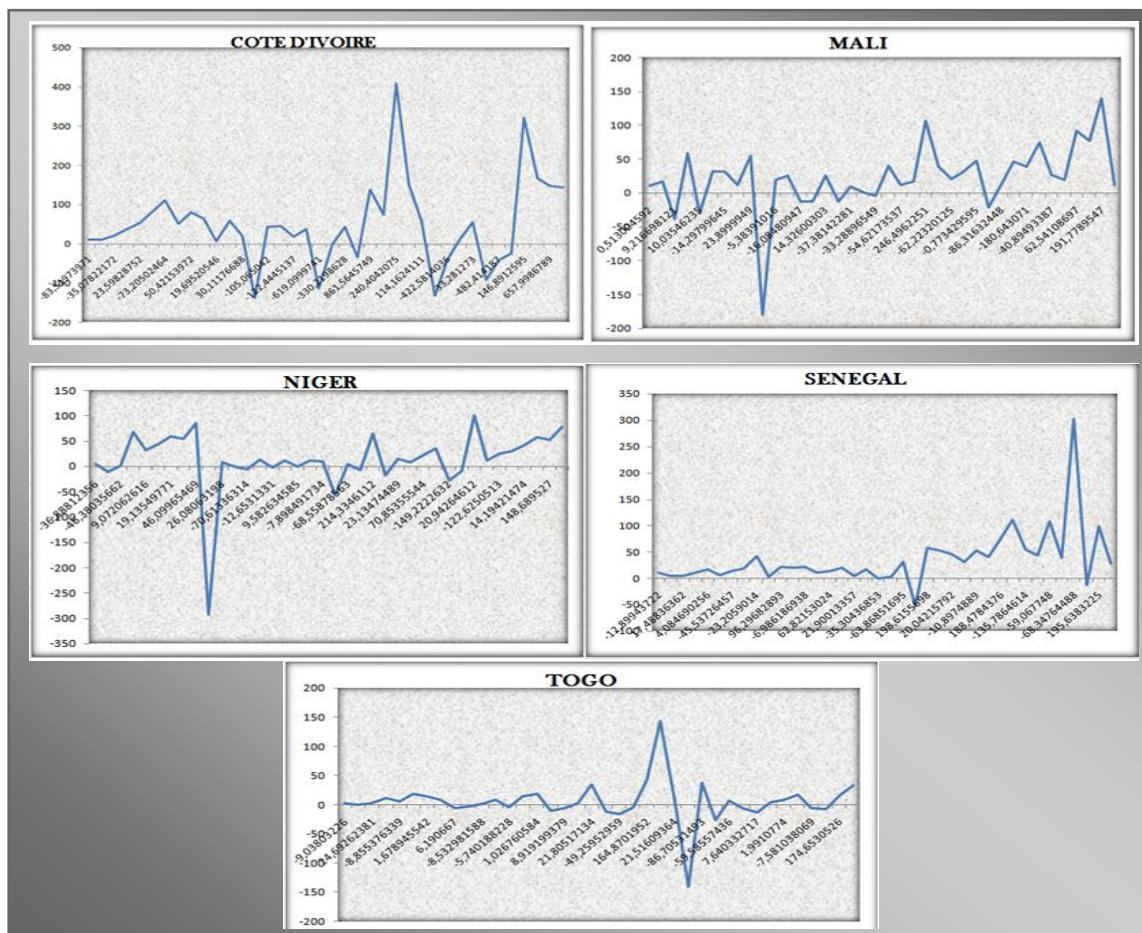
1.1 Evolution budgétaire et fluctuations conjoncturelles dans la zone UEMOA

Les pays de l'Union sont le plus souvent confrontés à des déséquilibres macroéconomiques, soit dans le cadre de la politique budgétaire, soit en matière de politique commerciale. Face à ces ambiguïtés et aux objectifs de croissance définis dans les programmes économiques et financiers, il serait judicieux pour ces Etats, d'adopter des politiques budgétaires qui sont en phase avec l'évolution de la conjoncture économique.

Cette partie de l'étude met en évidence l'évolution du budget des pays de l'Union en fonction des variations de l'écart conjoncturel pour la période allant de 1972 à 2009. L'intérêt d'une représentation graphique de ces variations se justifie dans la mesure où cela permet de faire apparaître les phases de conjoncture économique favorable ou défavorable et aussi, les phases d'expansion ou de restriction budgétaire.

Graphique : Les variations du budget des pays de l'UEMOA en fonction des variations de l'écart conjoncturel de 1972 à 2009





Source : les données utilisées dans ces graphiques sont calculées par l'auteur à partir de la base statistique de la BCEAO.

- ✓ Jusqu'en 1993, on peut constater que dans les pays de l'Union, il semblait avoir une liaison positive entre l'écart conjoncturel et le taux de progression des dépenses publiques ; ce qui présage une politique budgétaire procyclique dans l'Union. La décennie précédente a été surtout marquée par l'application des programmes d'ajustement structurel qui imposaient aux Etats de l'Union, des mesures budgétaires extrêmement rigoureuses ayant pour objectifs, la correction des déséquilibres de la balance des paiements. Cependant, il faut noter que les mesures fixées par les autorités étaient définies indépendamment de la situation conjoncturelle.
- ✓ Après la dévaluation du Franc CFA en 1994, certains Etats comme le Bénin, la Côte d'Ivoire et le Sénégal se sont aperçus que la correction des déséquilibres extérieurs nécessitait une politique budgétaire contracyclique. En période de conjoncture défavorable, ces pays mettaient en place une politique expansive des dépenses publiques en vue de soutenir l'activité économique et qu'en période favorable, on assistait à une amélioration des soldes budgétaires. Afin de préparer l'entrée en vigueur du Pacte de convergence, les Etats de l'Union ont entamé après 1995, une politique de rigueur budgétaire qui s'est traduite par une forte diminution des investissements publics et des dépenses courantes. L'objectif des Gouvernements à l'époque était la stabilisation macroéconomique à court terme et la réduction du déficit extérieur des pays de l'Union.

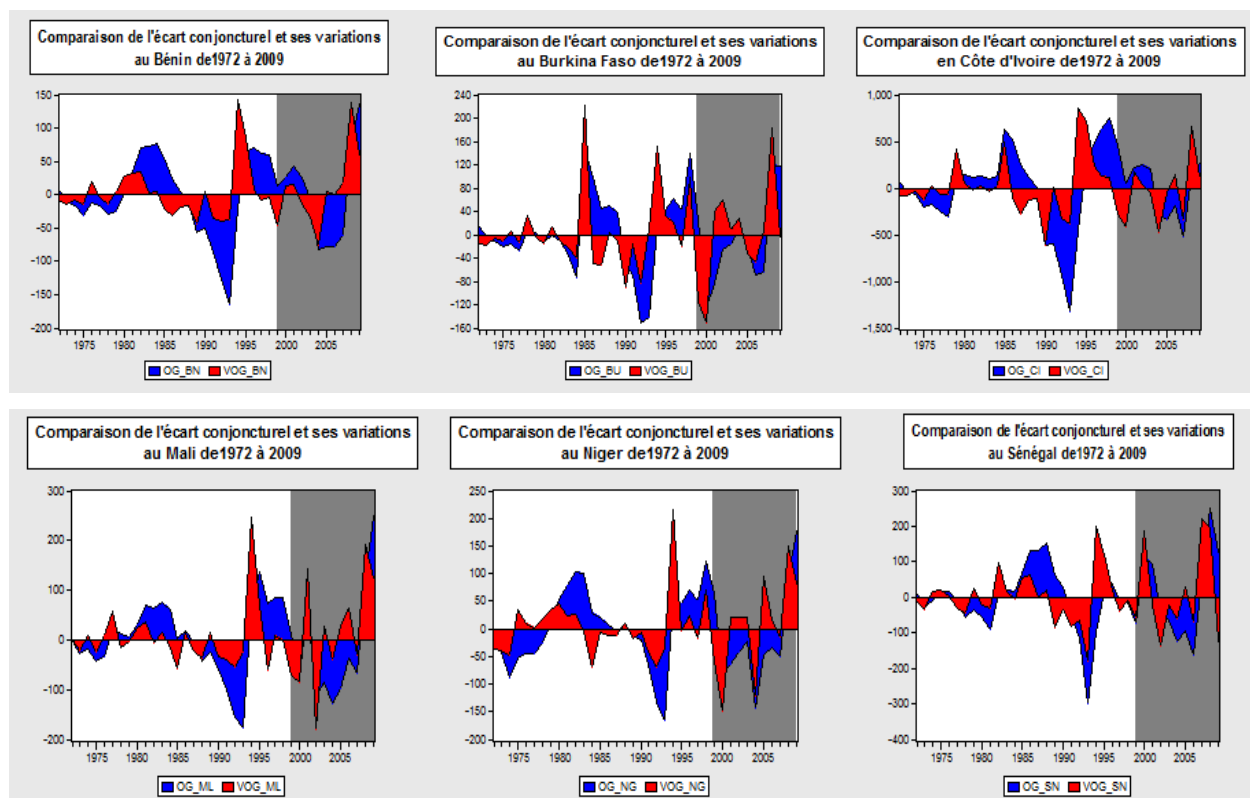
- ✓ En 1999, suite à l'instauration du Pacte de convergence, les mesures de restriction budgétaire imposées par la Commission de l'UEMOA afin de respecter le critère clé ont entraîné dans la plupart des Etats, une baisse relative du PIB effectif ; ce qui explique la variation négative de l'écart conjoncturel notamment au Bénin, en Côte d'Ivoire et au Sénégal où la politique budgétaire discrétionnaire a évolué dans le même sens que le cycle économique.

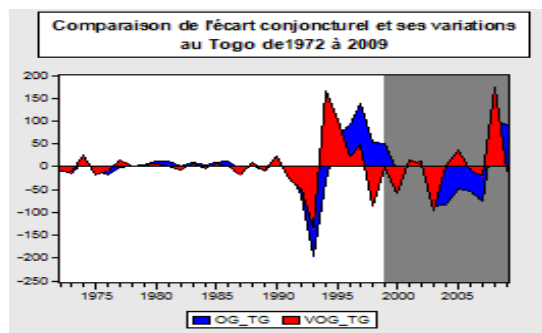
Dans les pays comme le Burkina Faso, le Mali et le Togo, la politique budgétaire a été expansive après la mise en place du Pacte, quelles qu'en soient les circonstances.

1.2 Evolution de l'écart conjoncturel et de ses variations dans la zone UEMOA

La plupart des études empiriques sur la cyclicité de la politique des Gouvernements se fondent simplement sur le signe de l'écart de production pour définir la nature de la politique budgétaire ; ce qui peut conduire souvent à des jugements erronés. En effet, pour un output gap positif dans un pays donné, certains auteurs soutiennent la mise en œuvre d'une politique budgétaire restrictive, se traduisant ainsi par l'amélioration du solde public. Or, d'une année à l'autre, l'écart conjoncturel peut être positif, mais sa variation négative suite à une baisse du taux de croissance du PIB effectif. Durant une telle période, si la politique budgétaire est cohérente, on doit s'attendre à une détérioration de son solde puisqu'elle va être expansive afin de soutenir la demande globale. On peut ainsi retenir, que durant les périodes de conjoncture favorable, la variation de l'output gap est positive tandis qu'en période défavorable, elle devient négative.

Dans le graphique ci-dessous, nous comparons l'évolution de l'écart conjoncturel et de ses variations afin de ressortir les éventuelles incohérences qui pourraient apparaître dans la détermination de la forme politique budgétaire.





VOG = Variation de l'Output Gap

Les périodes de divergences entre l'écart conjoncturel et ses variations dans l'ensemble des pays de l'Union sont résumées comme suit :

Bénin : 1979, 1985, 1986, 1987, 1990, 1994, 1997, 1998, 2002, 2006, 2007 soit 11 incohérences sur 38 ans

Burkina Faso : 1972, 1976, 1979, 1986, 1987, 1989, 1993, 1997, 1999, 2001, 2002, 2003, 2007, 2009 soit 14/38 incohérences.

Côte d'Ivoire : 1972, 1976, 1981, 1983, 1986, 1987, 1988, 1989, 1991, 1994, 1999, 2000, 2003, 2006 soit 14/38.

Mali : 1972, 1973, 1976, 1978, 1979, 1982, 1984, 1985, 1989, 1996, 1998, 1999, 2003, 2005, 2006 soit 15/38.

Niger : 1975, 1976, 1977, 1978, 1983, 1984, 1985, 1986, 1995, 1997, 1999, 2001, 2002, 2003, 2005, 2006 soit 16/38.

Sénégal : 1972, 1974, 1979, 1984, 1987, 1989, 1990, 1994, 2001, 2005, 2007 soit 11/38.

Togo : 1977, 1978, 1981, 1982, 1984, 1988, 1994, 1998, 1999, 2004, 2005, 2009 soit 12/38.

1.2 Une revue de la littérature économique

Keynes a été le premier défenseur d'une politique budgétaire contracyclique, une idée qu'il avait bien explicitée dans sa théorie générale de la monnaie en 1936. Il prônait en effet que la politique budgétaire devait soutenir l'activité économique lorsque la conjoncture était défavorable et que le solde budgétaire devait s'améliorer durant les bonnes périodes d'activité.

Dans les années 70, des économistes comme **Barro, Ricardo** ont développé la thèse de la neutralité de la politique budgétaire dans le processus de création de richesses. Deux arguments ont été avancés à ce propos :

- les comportements ricardiens qui contrecarraient les effets attendus de la politique budgétaire ;
- les modalités de financement des dépenses publiques (notamment par une hausse des impôts ou par la dette publique) qui n'influençaient pas les revenus et la production dans l'économie ; ce qui fait que la politique budgétaire reste sans impact sur l'activité économique.

Sorensen et al. (2001) soutiennent que les Gouvernements qui obéissent de manière stricte aux règles d'équilibre budgétaire connaissent des fluctuations des recettes et des dépenses au cours du cycle moins prononcées que les Gouvernements ayant des règles budgétaires moins rigoureuses ; confirmant les résultats de l'analyse de Bohn et Inman (1996). Ces auteurs, montrent en effet que l'application stricte des

règles budgétaires favorise l'épargne de précaution dans les bonnes périodes de conjoncture. Elle peut ainsi être utilisée pour le financement des mesures budgétaires contracycliques dans les phases de conjoncture défavorable.

Cattao et Sutton (2002), **Manasse** (2005), **Kaminski et al.** (2005) soulignent que la procyclicité budgétaire, telle qu'elle apparait dans les travaux de Gavin et Perotti, n'est pas seulement un phénomène latino-américain, mais elle est commune à de nombreux pays en développement.

Bonnaz et al. (2003) soulignent qu'un budget peut avoir pour objectif, d'atténuer le cycle économique, mais s'avérer procyclique ex-post, car entre le moment où il est voté et celui où il est exécuté, un retournement non prévu de la conjoncture est toujours possible. Ils avancent quatre arguments pour expliquer la procyclicité budgétaire en Europe :

- certaines politiques peuvent influencer significativement la conjoncture, mais répondent à des objectifs qui sont sans rapport avec la gestion du cycle économique puisqu'elles sont poursuivies quelles que soient les circonstances ;
- les plus-values fiscales servent en général, à la réduction des impôts ou à l'engagement de nouvelles dépenses ;
- les politiques de restriction budgétaire sont envisagées par les Gouvernements soit pour limiter la dégradation du solde public dans les périodes de mauvaise conjoncture, soit pour consolider les finances publiques, durant les phases de reprise économique très fragiles ;
- Les politiques budgétaires expansives en bas de cycle viennent à contre courant ou bien s'arrêtent de manière brusque.

Ces auteurs notent que le premier choc pétrolier a été marqué en Europe par la mise en œuvre de politique budgétaire contracyclique sur la période 1975-1983. En 1979, l'Allemagne avait mené une politique à contretemps, alors qu'en France, une politique de relance a été instaurée en 1981 et au bon moment, mais celle-ci s'est estompée soudainement. De 1984 à 1992, les pays de la zone Euro avaient appliqué une politique budgétaire procyclique à l'exception de la France pour contenir leurs déficits budgétaires, notamment par des politiques de rigueur.

De 1994 à 1997, afin de satisfaire les critères de Maastricht, la plupart des Etats de la zone Euro devaient stabiliser leur situation budgétaire pendant que la conjoncture demeurait précaire. Ces Etats venaient en effet de sortir d'une récession avec des déficits publics élevés de l'ordre de 6 points du PIB en moyenne. Pour résorber ces déséquilibres, la mise en place de la monnaie unique en 1997 a été repoussée jusqu'en 1999 afin que les pays concernés consolident leur situation des finances publiques ; ce qui justifie le caractère procyclique de la politique budgétaire observée à cette période (1997-1999).

Talvi et Végh (2005) font remarquer que la présence des excédents budgétaires accroît les dépenses de consommation des Gouvernements. Pour expliquer les problèmes de procyclicité budgétaire, il faut prendre en compte le facteur « arène politique ». En effet, selon ces auteurs, en raison d'une forte présence de groupes sociaux et des lobbies dans les économies en développement, il est difficile pour les autorités gouvernementales d'améliorer le solde budgétaire dans les phases de conjoncture favorable. Les ressources obtenues durant de telle période sont affectées à des dépenses qui profitent à un groupe du secteur privé. De

ce fait, en période de ralentissement de l'activité économique, les Gouvernements sont obligés d'accroître le taux de pression fiscale et la réduction de certaines dépenses de consommation publique devient caduque en raison de leur caractère irréversible. Dans leurs travaux empiriques, ils mesurent l'intensité de la liaison entre le solde budgétaire et les variables du cycle économique.

Sur la période 1970-2008, **Huart** (2011) teste dans la zone Euro et sur 18 pays individuels de l'OCDE¹, la relation entre le solde budgétaire primaire structurel et la variation de l'écart de production en estimant un modèle dans lequel le solde budgétaire structurel primaire de l'année t dépend de sa valeur précédente, de la variation de l'écart de production de la période courante et du ratio de la dette publique à la fin de la période précédente. L'auteur trouve les résultats suivants :

- ✓ dans les pays de la zone Euro, le coefficient estimé de l'endogène décalé est très significatif et positif ;
- ✓ le solde budgétaire réagit significativement et positivement à la dette publique, et sur la période 1970-2008, la politique budgétaire discrétionnaire apparaît acyclique ;
- ✓ en distinguant deux sous périodes (avant et après 1999), les coefficients de l'endogène décalé deviennent non significatifs. La politique budgétaire de ces pays tend à être pro-cyclique dans les bonnes périodes (significativement si l'on considère toute la période) et contra-cyclique dans les mauvaises périodes quoique les coefficients estimés ne soient pas significatifs ;
- ✓ parmi les douze pays de la zone Euro, seuls la Finlande et les Pays-Bas ont eu une politique budgétaire discrétionnaire significativement contra-cyclique. En dehors de la zone Euro, l'auteur trouve un résultat semblable pour les Etats-Unis. Après 1999, dans les pays comme l'Espagne, l'Irlande, les Pays-Bas et en dehors de la zone Euro, le Danemark, le Royaume-Uni et le Canada, les politiques budgétaires ont été significativement contra-cycliques ;
- ✓ pendant la crise financière de 2008-2009, les politiques budgétaires ont été contra-cycliques expansives dans tous les pays de la zone (année 2009), et encore plus dans d'autres pays de l'Union Européenne (Royaume-Uni) et de l'OCDE (Etats-Unis). Cette orientation contra-cyclique est essentiellement due aux stabilisateurs automatiques ou à la diminution de la charge de la dette.

Jeanneney et Tapsoba (2011) ont analysé l'impact de la coordination budgétaire sur la cyclicité de la politique des finances publiques dans l'UEMOA et dans la CEMAC sur la période 1980 à 2008. Ils trouvent que dans les phases de ralentissement de l'activité économique, les Gouvernements de l'UEMOA modifient à la baisse les dépenses publiques et accroissent leur taux de pression fiscale. Du fait de la contrainte sur le solde budgétaire de base qu'ils doivent impérativement satisfaire, ils sont tenus de réduire considérablement leurs dépenses publiques par rapport aux autres pays africains n'appartenant pas à une Union monétaire.

Afin de mieux comprendre les problèmes de la gestion du cycle économique dans le cadre de la politique budgétaire en zone UEMOA, nous présentons dans la section suivante la méthodologie empirique et l'estimation du modèle économétrique.

2. Méthodologie et estimation

¹Les estimations de l'auteur ont été réalisées sur 18 pays de l'OCDE : 15 pays de l'Union Européenne dont 12 pays de la zone Euro, les Etats-Unis, le Canada et le Japon.

L'idée de base de notre étude est que, suite au lancement des programmes économiques et financiers faisant effet à la fixation des OMD et impliquant davantage de dépenses publiques, les Etats de l'Union ont néanmoins des règles de discipline budgétaire à respecter. En effet, les Gouvernements de l'Union sont tenus de réaliser un solde budgétaire de base équilibré, compatible avec un taux d'endettement public inférieur à 70% et un taux d'inflation de moins de 3%. A côté, se trouve la Banque centrale qui s'occupe de la politique monétaire des pays de l'Union avec son instrument discrétionnaire, le taux d'intérêt directeur (t_i). Nous postulons comme hypothèse de base, que le critère clé du Pacte n'est pertinent que, s'il garantit la stabilité macroéconomique et favorise la coordination de la politique budgétaire avec la politique monétaire commune.

2.1 Cadre méthodologique

Notre modèle part du principe énoncé dans le Pacte de convergence de 1999 et selon lequel les autorités gouvernementales doivent présenter un programme de stabilité qui aboutit à moyen terme à la réalisation d'un solde budgétaire équilibré ; ce qui permet d'écrire :

$$SB_t^* = \theta_0 + \theta_1 \Delta OG_t + \theta_2 t_i + \mu_t \quad (1)$$

avec SB_t^* , le solde structurel primaire désiré (ou de long terme) ; ΔOG_t , la variation de l'écart conjoncturel (ou variation de l'output gap) à l'instant t et t_i , le taux d'intérêt de l'année courante.

Le solde primaire structurel correspond au solde budgétaire effectif hors charges d'intérêts (solde primaire), corrigé du cycle économique, c'est-à-dire de l'impact de la conjoncture économique (solde structurel). La distinction dans le solde budgétaire effectif entre solde structurel et solde conjoncturel tient au fait que le taux de croissance des économies de l'Union n'est pas constant et est imprévisible. Le solde structurel permet en effet de corriger le solde budgétaire effectif total des fluctuations du cycle économique. La méthode d'évaluation du solde structurel consiste à calculer d'abord la partie conjoncturelle du solde public, qui s'explique par les écarts entre la conjoncture observée et les tendances de la croissance, selon une méthodologie largement commune avec celle des organisations internationales. En pratique, ce calcul repose sur l'hypothèse que les recettes conjoncturelles évoluent au même rythme que le PIB, et que les dépenses publiques ne sont pas sensibles à la conjoncture économique. Le solde structurel primaire est ensuite calculé comme un « résidu », par différence entre le solde budgétaire effectif hors intérêts de la dette et sa partie conjoncturelle. Cet indicateur constitue une référence internationale pour l'appréciation de l'orientation des politiques budgétaires.

Dans le modèle ci-dessus, il faudrait juste souligner que le solde structurel désiré n'est pas une variable directement observable. En posant l'hypothèse d'ajustement partiel développée par Nerlove¹, on peut écrire :

$$SB_t - SB_{t-1} = \alpha (SB_t^* - SB_{t-1}) \quad (2)$$

où SB_t représente le solde structurel primaire de l'année courante (ou solde effectif) ;

SB_{t-1} le solde structurel primaire de la période précédente ;

et α , le coefficient d'ajustement partiel avec α , $0 < \alpha < 1$.

¹ NERLOVE M. (1958): « Distributed Lags and Demand Analysis for Agricultural and Other commodities », Agricultural Handbook N°141, U.S. Department of Agriculture. Juin 1958.

La deuxième équation nous montre simplement que la variation du solde structurel primaire en chaque période t est une fraction α de la variation désirée pour cette période.

Le mécanisme d'ajustement peut s'écrire sous la forme suivante :

$$\begin{aligned} \mathbf{SB}_t &= \alpha (\mathbf{SB}_t^* - \mathbf{SB}_{t-1}) + \mathbf{SB}_{t-1} \\ \mathbf{SB}_t &= \alpha \mathbf{SB}_t^* + (1 - \alpha) \mathbf{SB}_{t-1} \end{aligned} \quad (3)$$

L'équation (3) exprime que le solde budgétaire observé à l'instant t est une moyenne pondérée du solde structurel désiré et du solde budgétaire de la période précédente, α et $(1 - \alpha)$ étant les poids. En remplaçant l'équation (1) dans la dernière équation, on obtient alors :

$$\mathbf{SB}_t = \alpha (\theta_0 + \theta_1 \Delta \mathbf{OG}_t + \theta_2 \mathbf{ti}_t + \mu_t) + (1 - \alpha) \mathbf{SB}_{t-1}$$

On pose :

$$\alpha \theta_0 = \beta_0, \quad 1 - \alpha = \beta_1, \quad \alpha \theta_1 = \beta_2, \quad \alpha \theta_2 = \beta_3$$

Le modèle à estimer devient alors :

$$\mathbf{SB}_t = \beta_0 + \beta_1 \mathbf{SB}_{t-1} + \beta_2 \Delta \mathbf{OG}_t + \beta_3 \mathbf{ti}_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

L'intérêt de ce modèle réside dans le fait qu'il prend explicitement en compte les problèmes de mise en œuvre ou le cadre institutionnel dans lequel s'inscrivent l'élaboration et la conception des politiques budgétaires nationales, notamment à certaines approches de la stabilité budgétaire fondée sur des règles qui peuvent contrarier le jeu symétrique des stabilisateurs automatiques. Ce modèle permet aussi d'appréhender différents types de multiplicateurs qui sont interprétables économiquement et de calculer les délais nécessaires pour tendre vers le solde budgétaire d'équilibre.

Le modèle par pays à estimer s'écrit sous la forme suivante :

$$\mathbf{SB}_t = \beta_0 + \beta_1 \mathbf{SB}_{t-1} + \beta_2 \Delta \mathbf{OG}_t + \beta_3 \mathbf{ti}_t + \varepsilon_t$$

Le modèle de Panel à estimer est donné par :

$$\mathbf{SB}_{it} = \lambda_1 \mathbf{SB}_{it-1} + \lambda_2 \Delta \mathbf{OG}_{it} + \lambda_3 \mathbf{ti}_{it} + \pi_{it}$$

- **Le solde structurel primaire effectif (\mathbf{SB}_t)** : le choix de cette variable s'explique par le fait que, dans ce chapitre, on s'intéresse à la façon dont les Gouvernements se comportent dans les différentes phases du cycle économique à travers leurs politiques. De ce fait, l'évolution de la partie conjoncturelle et celle des intérêts de la dette publique ne peuvent constituer des leviers d'action des Gouvernements.

- **Le solde budgétaire structurel de l'année précédente (\mathbf{SB}_{t-1})** : cette variable permet de prendre en compte la dynamique dans le modèle et de l'impact de la situation initiale des finances publiques sur les décisions budgétaires de l'année courante. En effet, il peut exister une inertie dans l'évolution des variables de politique budgétaire due à des délais de mise en œuvre ou des mesures difficilement réversibles. Aussi, cette variable constitue un levier d'action de la politique budgétaire et nous permet à cet effet, de déterminer et de comparer la vitesse d'ajustement entre les Etats de l'Union. On s'attend à un signe positif de son coefficient pour que le modèle ne soit pas explosif.

- **La variation de l'écart conjoncturel (ΔOG_t)** : pour apprécier la nature cyclique de la politique budgétaire des Etats de l'Union, nous utilisons la variation de l'écart conjoncturel (ou variation de l'output gap) dans le modèle. La plupart des études empiriques sur la cyclicité de la politique des Gouvernements se fondent simplement sur le signe de l'écart de production pour identifier la nature de la politique budgétaire ; ce qui peut conduire à des jugements erronés. En effet, pour un output gap positif dans un pays donné, certains travaux soutiennent la mise en œuvre d'une politique budgétaire restrictive, se traduisant ainsi par l'amélioration de son solde budgétaire structurel. Or, d'une année à l'autre, l'écart conjoncturel peut être positif, mais sa variation négative suite à une baisse du taux de croissance du PIB effectif.

- **Le taux d'intérêt de l'année courante (ti_t)** : Dornbush¹ (1997) avait souligné dans ses travaux que lorsque la Banque centrale d'une Union monétaire est préoccupée par la stabilité des prix, les critères de discipline budgétaire ne sont pas nécessaires pour préserver la stabilité monétaire et financière de l'Union. Cela est dû notamment à l'existence d'une substituabilité entre les politiques monétaire et budgétaire. Afin de détecter une éventuelle substituabilité, nous intégrons la variable « taux d'intérêt » de l'année courante dans le modèle ; le signe attendu de ce coefficient étant négatif.

2.2 Estimation et interprétation économique des résultats

a) Estimation des modèles économétriques

Nous présentons dans les tableaux ci-dessous, les résultats des estimations par pays pour la période allant de 1972 à 2009. Deux cas de figure sont à distinguer dans cette partie : dans une première estimation, on évalue le solde structurel primaire de l'année courante en fonction de la situation budgétaire initiale, du taux d'intérêt de la Banque centrale et de la variation de l'écart conjoncturel sans tenir compte de sa nature favorable ou défavorable ; ensuite, dans une seconde estimation, on apprécie la règle budgétaire en distinguant les périodes de conjoncture favorable et défavorable.

Soit l'équation suivante : $SB_t = \beta_0 + \beta_1 SB_{t-1} + \beta_2 \Delta OG_t + \beta_3 ti_t + \varepsilon_t$

Les résultats de l'estimation de ce modèle sont résumés dans le tableau ci-dessous :

Estimation 1 : Modèle autorégressif d'ordre 1 par pays²

Variables	BENIN	BURKINA FASO	COTE D'IVOIRE	MALI	NIGER	SENEGAL	TOGO
sb(-1)	0.642*** (4.23)	0.830*** (8.06)	0.611*** (4.48)	0.8155*** (7.99)	0.421*** (3.10)	0.542*** (3.62)	0.564** (4.82)
ΔOG	-0.3275** (-3.35)	-0.141* (-1.77)	0.024 (0.54)	-0.2986*** (-4.59)	-0.171* (-1.81)	-0.1057 (-0.83)	-0.2003*** (-3.81)
ti	-0.120 (-0.06)	2.028 (0.69)	-0.5028** (-2.07)	+0.430*** (2.73)	1.737 (0.61)	8.96* (1.69)	-1.300 (-0.85)
C	-9.36 (-0.64)	-27.51 (-1.15)	+ 57.90 (1.21)	-23.01 (-1.18)	-38.59 (-1.73)	-48.61 (-2.34)	1.28 (0.13)
R2	42.69%	75.07%	67.77%	77.24%	28.04%	48.07%	54.97%

Après cette estimation, il est possible à présent, de calculer la vitesse d'ajustement par rapport au solde structurel désiré ainsi que les élasticités de long terme.

¹ DORNBUSH R. (1997): "Fiscal aspects of monetary integration". American Economic Review. Papers and Proceedings. N°87. PP. 221-222.

² Dans ces estimations, l'autocorrélation des résidus a été testée par la méthode du h de Durbin puisque les conditions d'utilisation du test de Durbin-Watson n'ont pas été réunies. Cette technique a été renforcée en présentant le corrélogramme des résidus et le test de Ljung-Box. Après avoir analysé la normalité des résidus par la méthode de Jarque-Bera, on a conclu que les résidus suivent un processus bruit blanc.

► La vitesse d'ajustement (α) s'obtient en posant :

$$1 - \alpha = \beta_1 \rightarrow \alpha = 1 - \beta_1, \text{ avec } \beta_1 \text{ le coefficient de la variable dépendante décalée}$$

PAYS	BENIN	BURKINA FASO	COTE D'IVOIRE	MALI	NIGER	SENEGAL	TOGO
Vitesse d'ajustement (α)	0.358	0.170	0.389	0.185	0.579	0.458	0.436
Délai nécessaire	2 ans et 10mois	5ans et 10mois	2 ans et 6 mois	5 ans et 4 mois	1 an et 8 mois	2 ans et 2 mois	2 ans et 5 mois

Les multiplicateurs de long terme sont donnés par :

- $\alpha\theta_1 = \beta_2 \rightarrow \theta_1 = \beta_2/\alpha$ avec θ_1 qui mesure l'impact d'une hausse de la variation de l'écart conjoncturel sur le solde budgétaire équilibré.
- $\alpha\theta_2 = \beta_3 \rightarrow \theta_2 = \beta_3/\alpha$ avec θ_2 la semi-élasticité du solde budgétaire d'équilibre par rapport au taux d'intérêt de la Banque centrale.

► Les multiplicateurs de long terme sont fournis dans le tableau ci-dessous :

Variables	BENIN	BURKINA FASO	COTE D'IVOIRE	MALI	NIGER	SENEGAL	TOGO
ΔOG	-0,914	-0,829	-0,063	-1,61	-0,295	-0,229	-0,459
ti	-0,336	11,88	-1,29	2,38	3	19,56	-2,96

Estimation 2 : Prise en compte de la nature de la conjoncture

On considère qu'en période de conjoncture favorable, l'écart entre le PIB effectif et son niveau potentiel s'accroît davantage, se traduisant donc par une variation positive de l'output gap. Par contre, en situation de conjoncture défavorable, la variation de l'écart conjoncturel a tendance à être négative du fait de la baisse du taux de croissance du PIB effectif qui se rapproche de plus en plus du PIB potentiel. Pour tenir compte de ces deux états, nous créons des variables dummy dont les valeurs dépendent effectivement de la nature de la conjoncture.

Ainsi, le modèle à estimer par pays devient :

$$SB_t = \mu_0 + \mu_1 SB_{t-1} + \mu_2 \Delta OG_{t-f} + \mu_3 \Delta OG_{t-d} + \mu_4 ti_t + \varepsilon_t$$

avec ΔOG_{t-f} représentant une situation de conjoncture favorable et ΔOG_{t-d} , une situation défavorable et ti , le taux d'intérêt de la période.

Les résultats sont consignés dans le tableau ci-dessous :

Variables	BENIN	BURKINA FASO	COTE D'IVOIRE	MALI	NIGER	SENEGAL	TOGO
sb(-1)	0.662***	0.847***	0.659***	0.738***	0.493***	0.413**	0.549***
	(4.75)	(7.51)	(4.23)	(7.81)	(4.55)	(2.48)	(4.94)
ΔOG_f	-0.540***	-0.106	+0.0634	-0.458***	-0.630***	-0.370*	-0.304***
	(-4.51)	(-0.91)	(0.84)	(-5.23)	(-5.88)	(-1.82)	(-4.4)
ΔOG_d	0.224	0.249**	-0.036	0.023	0.468***	0.314	0.032
	(1.00)	(2.002)	(-0.34)	(0.16)	(-3.56)	(1.10)	(0.35)
ti	-0.12	1.82	-0.516*	0.4758**	-0.6094	3.96**	-1.166
	(0.94)	(0.60)	(-1.81)	(2.00)	(-0.29)	(2.17)	(-0.92)
C	0.2039	-27.45	44.75	-15.12	4.26	-51.44***	4.64
	(0.01)	(-1.13)	(0.85)	(-0.82)	(0.24)	(-2.53)	(0.50)
R2	53.24%	75.2%	68.19%	80.99%	64.28%	52.12%	60.72%

(***), (**), (*) significatif respectivement à 1%, 5% et 10%. Les valeurs entre parenthèses représentent les t-stat.

► Calcul de la vitesse d'ajustement par rapport au solde d'équilibre après prise en compte de la nature de la conjoncture.

PAYS	BENIN	BURKINA FASO	COTE D'IVOIRE	MALI	NIGER	SENEGAL	TOGO
Vitesse d'ajustement (α)	0.338	0.153	0.341	0.262	0.507	0.587	0.451
Délai nécessaire	2ans et 11 mois	6 ans et 6 mois	2 ans et 11 mois	3 ans et 9 mois	1 an et 11 mois	1 an et 8 mois	2ans et 2 mois

b) Interprétation économique des estimations par pays

De ces estimations, émergent les analyses suivantes :

- ✓ les fluctuations du solde structurel primaire sont captées par les variables du modèle de l'ordre de 53.24% au Bénin, de 75,2% au Burkina Faso, de 68.19% en Côte d'Ivoire, de 80.99% au Mali, de 64.28% au Niger, de 52.12% au Sénégal et de 60.72% au Togo ;
- ✓ aussi, le solde budgétaire structurel décalé a été positif et significatif à 99% dans toutes les estimations ; ce qui signifie que la situation initiale des finances publiques des Etats de l'Union influence fortement sur les décisions budgétaires de l'année en cours. Cela est dû au fait que la mise en œuvre des décisions de politique budgétaire s'effectue dans la plupart de ces pays avec des délais importants et aussi, le caractère irréversible de certaines mesures prises par les Gouvernements entraîne une forte inertie dans l'évolution des variables budgétaires. Cette situation ne demeure pas sans conséquence sur l'ajustement du solde budgétaire par rapport à son niveau d'équilibre qui est très lent dans certains pays de l'Union. Au Burkina Faso et au Mali, le délai d'ajustement par rapport au solde d'équilibre est respectivement de 5 ans 10 mois et 5 ans 9 mois. Ce délai est très court au Niger pour 1 an et 8 mois. Les délais moyens sont observés au Bénin (2 ans et 10 mois), en Côte d'Ivoire (2ans et 6 mois), au Sénégal (2ans et 2 mois) et au Togo (2ans et 5mois) ;
- ✓ A long terme, toute augmentation de ΔOG d'une (1) unité affecte négativement le solde structurel d'équilibre des Etats de l'Union soit -0.94 pour le Bénin, -0.829 pour le Burkina Faso, -1.610 pour le Mali, -0.295 au Niger, -0.229 au Sénégal et -0.459 pour le Togo. L'élasticité à court terme du solde structurel primaire par rapport à la variation de l'écart conjoncturel a été, dans la première estimation, significative et négative dans quelques pays de l'Union, à savoir le Bénin (-0.3275), le Burkina Faso (-0.147), le Mali (-0.8986), le Niger (-0.1716) et le Togo (-0.20).

Les effets de long terme sont cependant plus importants que ceux de court terme. De tels résultats témoignent que dans ces pays, la politique budgétaire à court et long terme a été, durant la période 1972-2009, significativement pro-cyclique et donc, qu'en phase d'expansion économique, la politique discrétionnaire de ces Gouvernements se traduisait par une détérioration de leur solde budgétaire. En Côte d'Ivoire, le coefficient β_2 estimé a été positif mais n'influence pas le solde budgétaire structurel. Pour le Sénégal, on observe un coefficient négatif, mais non significatif dans l'estimation.

Huart F. (2011) avait trouvé, dans son étude réalisée parmi les douze pays de la Zone Euro, que seuls la Finlande et les Pays-Bas avaient, sur la période 1970-2008, une politique budgétaire discrétionnaire significativement contra-cyclique.

Toutefois, en tenant compte de la nature du cycle économique, on peut se poser la question à savoir si les politiques budgétaires discrétionnaires des Etats de l'Union s'ajustent par rapport à la situation conjoncturelle. Les résultats de la seconde estimation par pays conduisent ainsi aux constats suivants : en période de conjoncture favorable, toute hausse de ΔOG d'une (1) unité se traduit à court terme, par une détérioration du solde structurel de l'ordre de 0.548 au Bénin, de 0.458 au Mali, de 0.630 au Niger, de 0.37

au Sénégal et de 0.34 au Togo. Ces résultats corroborent ceux des estimations par pays et traduisent ainsi, que la politique des finances publiques de ces Etats est significativement pro-cyclique et restrictive en période de conjoncture favorable. Au Burkina Faso, les estimations montrent que le solde budgétaire structurel réagit positivement et de façon significative en période de conjoncture défavorable, soit 0.249. Autrement dit, en phase de récession économique, la politique budgétaire de ce pays devient restrictive, se manifestant par une baisse de ses dépenses publiques et donc, par une amélioration de son solde budgétaire. En conséquence, on peut soutenir que la politique du Gouvernement burkinabé est aussi pro-cyclique ;

- ✓ par rapport au taux d'intérêt, on note que la semi-élasticité du solde structurel a été fortement significative et négative au Bénin (-0.12), en Côte d'Ivoire (-0.50), tandis qu'elle reste positive au Mali (0.43), et au Sénégal (8.96). Si on intègre les deux type de conjoncture dans les estimations, le signe des coefficients ne change pas. L'effet de substituabilité stratégique entre la politique monétaire et la politique budgétaire est vérifié dans trois pays de l'Union, à savoir le Bénin, la Côte d'Ivoire et le Niger. Ainsi, suite à une hausse du taux d'intérêt par la Banque centrale, les Gouvernements de ces pays mettent en place une politique de relance budgétaire afin de compenser les effets néfastes de la politique monétaire sur l'activité économique ; ce qui entraîne ainsi une baisse du solde budgétaire structurel. Cette substituabilité, n'étant pas observée dans l'ensemble des pays de l'Union, il nous est difficile de se prononcer sur le caractère indispensable ou non des critères du Pacte.

Estimation 3 : Extension du modèle à la zone UEMOA (sur données de panel)

Si on étend l'étude à la zone UEMOA, le modèle de panel estimé est donné par :

$$SB_{it} = 0.83SB_{it-1} - 0.09\Delta OG_{it} - 1.02ti_{it}$$

Après cette estimation, on peut calculer la vitesse d'ajustement (α) du solde budgétaire structurel dans la zone UEMOA en posant :

$$1 - \lambda_1 = 0.834 \rightarrow \lambda_1 = 1 - 0.834 = 0.166$$

Dans le cadre d'une analyse globale, le temps moyen nécessaire pour réaliser l'équilibre du solde budgétaire structurel dans la zone UEMOA est de : $1/0.166$ soit 6ans

► Calcul des multiplicateurs de long terme

Multiplicateur de la variation de l'output gap = $\varphi_2 = -0.090/0.166 = -0.5421$

$$\varphi_2 = -0.5421$$

Multiplicateur du taux d'intérêt = $\varphi_3 = -1.02/0.166 = -0.2878$

$$\varphi_3 = -0.2878$$

Estimation 4 : Extension du modèle à l'Union avec prise en compte de la nature de la conjoncture

Le modèle estimé en panel s'écrit comme suit :

$$SB_{it} = 0.76SB_{it-1} - 0.21\Delta OG_{t_fi} + 0.06\Delta OG_{t_di} - 0.63ti_{it}$$

Interprétation économique du modèle de Panel

- ✓ Les conclusions sur la politique budgétaire procyclique sont aussi confirmées dans le modèle de Panel. Le solde budgétaire structurel dans la zone UEMOA réagit négativement à une hausse de la variation de l'écart conjoncturel, même si on établit une distinction entre la conjoncture favorable et celle défavorable. A long terme, le multiplicateur est de -0.54, alors qu'à court terme, il tourne autour de -0.09. Les conséquences sur le solde budgétaire sont plus néfastes dans le long terme ;
- ✓ par rapport au taux d'intérêt, on remarque dans la zone, la présence toujours d'une substituabilité stratégique entre la politique monétaire et la politique budgétaire. En effet, la semi-élasticité du solde budgétaire par rapport au taux d'intérêt a été négative à court et long terme. Toutefois, les effets de court terme d'une variation du taux directeur de la Banque centrale sur le solde budgétaire sont plus élevés à court qu'à long terme dans l'Union.

3. Analyse des changements structurels

Le Pacte de convergence a été adopté par les pays de l'Union en 1999. Puisque les estimations ont été réalisées sur des séries temporelles, il peut sembler important d'opérer un test de changement structurel afin de savoir si les coefficients de régression sont stables dans le temps. Nous allons procéder au test de Chow avec une date de rupture correspondant à l'année d'entrée en vigueur (1999) du Pacte de convergence.

Le test de Chow ("breakpoint"= année 1999)

Pour chaque pays de l'Union, nous découpons l'échantillon initial en deux sous échantillons afin de calculer la statistique de Fisher associée au test de stabilité des paramètres.

Le 1^{er} sous échantillon va de 1973 à 1998 et le second de 1999 à 2009, la date de rupture choisie étant l'année 1999.

Cas du Bénin

On note par : SCR_G , la somme de carrés résiduels du modèle global ; SCR_1 , la somme des carrés résiduels du sous échantillon 1 et SCR_2 , la somme des carrés résiduels du sous échantillon 2

$SCR_G = 20694.327520$; $SCR_1 = 3091.5683098$; $SCR_2 = 16762.212946$

Le test d'hypothèse est donné par :

$$\begin{cases} H_0 : SCR_1 + SCR_2 = SCR_G \\ H_1 : SCR_1 + SCR_2 \neq SCR_G \end{cases}$$

L'hypothèse H_0 traduit une stabilité des coefficients de la régression tandis que l'hypothèse alternative H_1 exprime un changement structurel dans la régression.

Pour effectuer ce test, on calcule la statistique de Fisher qui vaut ici :

$$F^* = \frac{[SCR_G - (SCR_1 + SCR_2)] / k}{(SCR_1 + SCR_2) / (n - 2k)}$$

avec k , le nombre de paramètres du modèle ou le nombre de degrés de liberté (ddl) pour le numérateur et $n-2k$, le nombre de degrés de liberté pour le dénominateur

$$\text{Pour le Bénin, } F^* = \frac{[20694.327520 - (3091.5683098 + 16762.212946)]/4}{(3091.5683098 + 16762.212946)/(37 - 2 * 4)}$$

$$F^* = 0.30694$$

Sous l'hypothèse H_0 de stabilité, la statistique F^* suit une loi de Fisher $F_{(k, n-2k)}$ ddl. On a donc :

$$\text{Pour } \alpha=5\%, k=4, n = 37, n-2k =29 \rightarrow F_{(4, 29)} = 2.70$$

$F^* = 0.30694 < F_{(4, 29)} = 2.70$, alors on accepte l'hypothèse H_0 selon laquelle les coefficients de la régression sont stables sur la période étudiée pour un seuil de significativité de 95%. Autrement dit, nous n'observons pas au Bénin, un changement structurel dans l'évolution des coefficients suite à l'instauration du Pacte de convergence en 1999.

Cette conclusion reste valable pour le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, le Mali et le Togo.

Pour le Niger et le Sénégal, les tests de Chow conduisent à l'acceptation de l'hypothèse d'un changement de régime suite à l'introduction des mesures budgétaires du Pacte de convergence. On constate dans l'estimation du 2^e sous échantillon que le coefficient associé à la variation de l'écart conjoncturel est de +00.0352 pour le Niger et de +0.09 pour le Sénégal ; ce qui témoigne une politique budgétaire contracyclique après l'adoption du Pacte de convergence. Par contre, la substituabilité stratégique persiste toujours au Niger et disparaît au Sénégal après 1999.

b) Le test de Bai – Perron

Il s'agit à ce niveau de détecter les éventuels points de retournement sur l'étendue de la période étudiée. Nous adoptons la méthode de Bai – Perron¹ (1998) puisqu'elle permet d'identifier des « breaks » multiples où les dates retenues sont celles correspondant à des partitions de l'échantillon minimisant la somme des carrés des résidus d'une régression linéaire quelconque. Le choix des points de rupture s'effectue à l'aide des critères d'information BIC (Bayesian Information Criterion) et LWZ (Liu, Wu, Zidek, 1995).

Les tests de Bai – Perron fournis en annexes confirment les résultats du test de Chow sur les politiques budgétaires procycliques au Bénin, en Côte d'Ivoire, au Mali et au Togo. Une politique contracyclique a été suivie par le Burkina Faso sur la période 1998 -2000, par le Niger de 2000 à 2003 et le Sénégal à partir de 2001. Par rapport à la substituabilité stratégique entre la politique budgétaire et la politique monétaire commune, une rupture a été observée au Bénin à partir de 2000, au Togo à partir de 2001 où les coefficients associés au taux d'intérêt deviennent positifs.

CONCLUSION

Les analyses précédentes permettent de dégager les constats suivants :

- ✓ La politique budgétaire discrétionnaire des Gouvernements de l'Union ne s'ajuste pas dans la plupart des pays membres en fonction des variations du cycle économique ; ce qui témoigne dans les estimations, la présence d'un phénomène de procyclicité. Une telle situation pourrait vite

¹ BAI J. et PERRON P. (1998): « Estimating and testing linear models with multiple structural changes » *ECONOMETRICA*. Vol. 66.January. PP. 47-78.

apparaître contre – productive et intenable lorsque le critère clé du Pacte de convergence ne prend pas en compte la position de l'économie dans le cycle ;

- ✓ les résultats ont montré par ailleurs, que l'assainissement des finances publiques dans les Etats de l'UEMOA s'effectue à un rythme très lent. Il est important, dans ce contexte d'assainissement, que la définition des règles budgétaires tienne compte des évolutions conjoncturelles pour ne pas nuire à sa crédibilité.

Par ailleurs, dans le cadre d'une consolidation des comptes budgétaires, il est possible que les finances publiques soient soumises à des objectifs cohérents d'un point de vue économique, mais elles peuvent ne pas être mobilisables pour des politiques contracycliques. De telles situations apparaissent lorsque le niveau d'endettement public devient non soutenable et que sa réduction est impérative pour restaurer la situation des finances publiques. Une implication active de la politique discrétionnaire dans la gestion du cycle économique pourrait permettre d'améliorer son efficacité, en réagissant de manière efficace aux chocs de demande.

Mucherie M. (2012) a défendu l'argument selon lequel l'efficacité de la politique budgétaire dépend du degré de rigidité des salaires nominaux et des délais d'efficacité de l'instrument de stabilisation. Si les cycles sont courts et les délais d'efficacité semblent longs, alors il serait préférable de ne pas prendre de mesures budgétaires pour atténuer l'évolution du cycle économique, car il y a de fortes chances que les décideurs accentuent les fluctuations de l'activité, entraînant ainsi une instabilité macroéconomique.

Eu égard à ces développements, il peut sembler important de souligner que le Pacte de convergence pose un problème d'autonomie des choix de politiques budgétaires nationales. En effet, le respect strict du critère sur le solde budgétaire de base peut freiner la mise en œuvre de réformes importantes telles que la réalisation des investissements de grande envergure nécessaires dans le cadre des OMD. Une telle réforme contribuerait fortement à l'accroissement des dépenses publiques, et par conséquent, au déficit budgétaire qui risque d'être excessif. Dans cette situation, le pays serait contraint de procéder à des ajustements progressifs ; ce qui diminuerait sa liberté d'action dans une phase de transition aussi cruciale.

Des réflexions sur les règles budgétaires paraissent aujourd'hui nécessaires dans un souci de réalisation des Objectifs du Millénaire pour le Développement. Il serait judicieux, dans ce contexte, d'envisager une règle sur le déficit structurel primaire qui ne dépasserait pas les investissements nets, même au cours du cycle. L'avantage de cette règle serait d'épargner les investissements susceptibles d'engendrer une croissance durable, de toute mesure d'austérité budgétaire.

BIBLIOGRAPHIE

- ALESINA A. et TABELLINI G.(2005):** « Why is fiscal policy often procyclical ? », Journal of the European Economic Association. July 2005. PP. 1007 – 1025
- ALESINA A. et PEROTTI R. (1995):** « The political Economy of Budget Deficits», IMF Staff Papers 42. PP. 1-31
- ARTUS P. (1997) :** « Rigueur budgétaire, crédibilité des politiques budgétaires et comportement de consommation », PRESSES DE SCIENCES PO. Revue Économique, vol,48, n°3, Paris. Mai 1997.
- BANQUE DE FRANCE (1999 à 2007):** « L'évolution de la situation économique et financière dans la zone UEMOA : Rapport sur la Zone Franc » EUROSISTEME.
- BAI J. et PERRON P. (1998):** « Estimating and testing linear models with multiple structural changes », ECONOMETRICA, vol. 66 N°1, PP. 47-78
- BARRO R. (1974):** « Are Government Bonds Net Wealth? », Journal of Political Economy, Vol.82. N°6 PP. 1095-1118.
- BUTI M. et al. (1997):** « Budgetary Policies during Recessions-Retrospective Application of the " stability and Growth Pact" to the Post-War Period », Recherches Economiques de Louvain, vol. 63 , n°4. PP.321-366.
- BONH H. et INMAN R. P. (1996):** « Balanced-budget rules and public deficits: evidence from the US States », Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. Vol. 45
- CATTAO L. and SUTTON W. B. (2002):** « Sovereign Defaults: The role of Volatility », IMF Working Papers 02/149, International Monetary Fund.
- DIRECTION DE LA PREVISION (2003) :** « Les Gouvernements utilisent-ils la politique budgétaire pour atténuer les cycles économiques ? », Analyses Economiques N°1. Juin 2003.
- DIRECTION DE LA PREVISION (2003) :** « Solde structurel et l'effort structurel : un essai d'évaluation de la composante discrétionnaire de la politique budgétaire », Analyses Economiques N° 18. Novembre 2003.
- FONDS MONETAIRE INTERNATIONAL (2001):** « Manuel sur la transparence des finances publiques », Département des Finances Publiques du FMI.
- GAVIN M. et PEROTTI R. (1997):** « Fiscal policy in Latin America. » NBER Macroeconomics Annual 1997, edited by Ben Bernanke and Julio Rotemberg. MIT Press.
- JEANNENEY S. G. et TAPSOBA S. J-A (2011) :** « Pro cyclicité de la politique budgétaire et surveillance multilatérale dans l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine », African Development Review, Vol.23,N°2, PP. 172 - 189
- LANE P. (2002):** « The cyclical behavior of fiscal policy: Evidence from the OECD », Journal of Public Economics, 87, 1661-1675.
- MANASSE P. (2005):** « Pro-cyclical Fiscal Policy: shocks, Rules and Institutions », A view from Mars. IMF Working Papers 06/27, International Monetary Fund.
- MUCHERIE M. (2012) :** « Politique budgétaire », Le site de Sciences Economiques et Sociales. 2012
- HUART F. (2011) :** « Les politiques budgétaires sont-elles contracycliques dans la zone Euro ? », Revue OFCE, N° 116. Janvier 2011.
- MANKIW N. G. et al. (1992):** « A contribution to the empirics of economic growth », Quarterly Journal of Economics, 107. PP. 407-437.
- MILLS P. et QUINET A. (1992):** « Dépenses publiques et croissance », Revue Française d'Economie, Mars

1992, PP 35-55

SORENSEN B. E., WU L. et YOSHA O (2001): «Output fluctuations and fiscal Policy : US State and local governments to 1978- 1994 », European Economic Review. Vol. 45

TRICHET J. C. (2005): « La politique monétaire européenne. Du bon usage des statistiques»,
Président de la Banque Centrale Européenne. L'Observateur de l'OCDE N°246/247. P. 25

PAUL L. et PAVOT J. (2006) : « La maîtrise de la croissance des dépenses : un facteur clé pour les finances publiques », Bulletin de la Banque de France n°154. Octobre 2006.

PEROTTI R. (2002): « Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries », European University Institute and CEPR.

SOLOW R. (2002) : « Peut – on recourir à la Politique budgétaire ? Est - ce souhaitable ? », Revue de l'OFCE N°83. Octobre 2002

TALVI E. et VEGH C. (2005): « Tax Base Variability and Pro-cyclicality of Fiscal Policy», Journal of Development Economics, Forth coming. Vol. 78, N°1

TAYLOR J. (2000): « Reassessing Discretionary Fiscal Policy », Journal of Economic Perspectives, Vol. 14, N°3. PP. 21 – 36.

TRICHET J. C. (2005) : « La politique monétaire européenne : du bon usage des statistiques », Observateur de l'OCDE N° 246/247. Décembre 2004-Janvier 2005. P.25