Document generated on 07/15/2025 12:01 a.m.

L'Actualité économique

RÉGIME DE CHANGE ET CYCLICITÉ BUDGÉTAIRE DANS LES PAYS AFRICAINS

Amadou BOBBO

Volume 92, Number 3, September 2016

URI: https://id.erudit.org/iderudit/1040000ar
DOI: https://doi.org/10.7202/1040000ar

See table of contents

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)
1710-3991 (digital)

Explore this journal

Cite this article

BOBBO, A. (2016). RÉGIME DE CHANGE ET CYCLICITÉ BUDGÉTAIRE DANS LES PAYS AFRICAINS. *L'Actualité économique*, *92*(3), 515–544. https://doi.org/10.7202/1040000ar

Article abstract

The aim of this paper is to establish empirically the relationship between the exchange rate regime and fiscal cyclicality. To this end, we estimate several variants of the reaction function of government consumption expenditures specified as a dynamic panel based on a sample of 34 African countries over the period 1980-2012. Implementing the GMM method in difference (DIFF-GMM) as developed by Arellano and Bond (1991), and adopting the de facto classification of Reinhart and Rogoff (2004), we found that fiscal procyclicality is amplified in fixed and intermediate exchange rate regimes while it is weakened in flexible exchange rate regime.

Tous droits réservés © HEC Montréal, 2017

This document is protected by copyright law. Use of the services of Érudit (including reproduction) is subject to its terms and conditions, which can be viewed online.

https://apropos.erudit.org/en/users/policy-on-use/

This article is disseminated and preserved by Érudit.

Érudit is a non-profit inter-university consortium of the Université de Montréal, Université Laval, and the Université du Québec à Montréal. Its mission is to promote and disseminate research.

https://www.erudit.org/en/

L'Actualité économique, Revue d'analyse économique, vol. 92, nº 3, septembre 2016

RÉGIME DE CHANGE ET CYCLICITÉ BUDGÉTAIRE DANS LES PAYS AFRICAINS*

Amadou BOBBO
Faculté des sciences économiques et de gestion
Université de Yaoundé, Cameroun
amadou_bobbo@yahoo.fr.

RÉSUMÉ – L'objectif de cet article est d'établir, empiriquement, la relation entre le régime de changes et la cyclicité budgétaire. Pour cela, nous estimons plusieurs variantes de la fonction de réaction des dépenses de consommation publique spécifiées en panel dynamique pour un échantillon de 34 pays africains sur la période 1980-2012. En utilisant la méthode des moments généralisés en différence (DIFF-GMM) telle que développée par Arellano et Bond (1991), et en adoptant la classification *de facto* de Reinhart et Rogoff (2004), nous parvenons à deux principaux résultats : (1) en régimes de change fixe et intermédiaire, la procyclicité budgétaire est amplifiée; (2) en régime flexible, celle-ci est affaiblie.

ABSTRACT – The aim of this paper is to establish empirically the relationship between the exchange rate regime and fiscal cyclicality. To this end, we estimate several variants of the reaction function of government consumption expenditures specified as a dynamic panel based on a sample of 34 African countries over the period 1980-2012. Implementing the GMM method in difference (DIFF-GMM) as developed by Arellano and Bond (1991), and adopting the de facto classification of Reinhart and Rogoff (2004), we found that fiscal procyclicality is amplified in fixed and intermediate exchange rate regimes while it is weakened in flexible exchange rate regime.

INTRODUCTION

Le jeudi 27 juin 2014, la commission de l'Union africaine et l'Association des Banques Centrales Africaines se sont réunies à Alger pour examiner la seconde mouture de création d'une banque centrale continentale dans le cadre de la mise en place de la monnaie commune prévue en 2021. La stratégie de l'Union africaine

* L'auteur remercie le rapporteur anonyme de la revue, Désiré Avom (directeur du CEREG, Université de Yaoundé II-Soa), Claire Mainguy (BETA, Université de Strasbourg) et Junior Asso'o Foumane (IFORD, Université de Yaoundé II-Soa) dont les remarques et suggestions ont permis d'améliorer et de restructurer les versions antérieures de cet article. Il remercie également l'équipe du BETA pour son appui logistique durant son séjour dans cette institution. L'auteur reste seul responsable des éventuelles erreurs et imperfections qui subsisteraient dans le texte.

repose sur une approche gradualiste dont la première étape a consisté à la création de cinq communautés économiques régionales (CER)[1] disposant chacune d'une banque centrale sous-régionale et d'une monnaie unique. En prenant appui sur ces CER, la dernière étape doit aboutir à la mise en place d'une banque centrale et d'une monnaie unique africaines. Cette stratégie implique en conséquence l'harmonisation des différents régimes de change adoptés en majorité par les pays suite à la crise du système de Bretton Woods intervenue en 1971[2]. Le régime de change désigne l'ensemble des principes et règles qui organisent les interventions des autorités monétaires d'un pays sur le marché des changes. La diversité ainsi que la complexité de ces interventions ont permis de distinguer plusieurs typologies de ces régimes[3]. C'est ainsi que dans l'édition 2014 de son *Rapport* annuel sur les arrangements de change, le FMI a identifié neuf régimes de change différents auxquels participent les pays africains[4].

L'appartenance aux différents régimes de change antérieurement établis et la décision de créer une union monétaire en 2021 ont deux implications majeures en termes de conception et de mise en œuvre des politiques budgétaires africaines. Il s'agit de la discipline budgétaire liée aux différents régimes de change d'une part et le comportement des politiques budgétaires en rapport avec le cycle économique d'autre part.

En ce qui concerne la discipline budgétaire liée aux différents régimes de change, deux thèses s'affrontent sur le plan théorique. La première, soutenue par Giavazzi et Pagano (1988), montre que la discipline budgétaire nationale est renforcée par l'unification monétaire. La deuxième en revanche, développée par Tornell et Velasco (1998, 2000), établit que c'est le régime de change flexible qui génère une plus grande discipline budgétaire. Bien que les études empiriques ne fournissent pas des résultats consensuels, l'expérience européenne semble plutôt renforcer la thèse défendue par Tornell et Velasco (1998, 2000)[5]. En effet, la crise de la dette que traversent certains pays européens, depuis son déclenchement en Grèce en

1. Il s'agit de l'Union monétaire arabe, du marché commun de l'Afrique orientale et australe, de la communauté économique des États de l'Afrique centrale, de la communauté économique des États de l'Afrique de l'Ouest, de la communauté du développement de l'Afrique australe. Tous les pays africains sont inclus dans ces cinq régions.

2. Certains régimes de change africains existaient déjà avant naissance du système de Bretton Woods. C'est le cas, par exemple, de la zone CFA qui a été mise en place en 1939.

3. Si l'on raisonne souvent en termes d'alternatives entre changes fixes et changes flottants, la réalité des régimes de change montre en fait un continuum de régimes intermédiaires allant de la fixité forte vers le flottement.

4. Il s'agit de : dollarisation, caisse d'émission, taux de change conventionnel, taux de change stabilisé, ancrage glissant, pseudo-ancrage glissant, autre flottement administré, flottement, flottement libre.

5. Gavin et Perotti (1997) mettent en évidence l'existence d'une corrélation entre régimes de change fixes et déficits budgétaires en Amérique latine mais non dans les pays industrialisés. De la même manière, Hamann (2001) ne réussit pas à établir que la discipline budgétaire est renforcée grâce à l'adoption d'un régime de change fondé sur la stabilisation macroéconomique. Fatas et Rose (2001) établissent que contrairement à ce qui est observé au niveau des caisses d'émission, l'appartenance à une zone monétaire commune n'est pas associée à une discipline budgétaire.

2009, est une illustration d'un problème plus profond et plus global de discipline budgétaire au sein d'une union monétaire et donc d'un régime de change fixe relativement aux pays à régime de change flexible. Certes les critères de Maastricht ont participé à l'assainissement des finances publiques dans la perspective de l'adhésion à l'Union économique et monétaire (UEM), mais ils n'ont pas réussi à préserver la discipline budgétaire nécessaire à la stabilité de l'euro (Gilbert *et al.*, 2013). En conséquence, dans de nombreux pays, les déficits budgétaires et les dettes publiques s'établissent à des niveaux beaucoup plus élevés que ce qu'ils auraient dû être si les règles du Pacte de stabilité et de croissance avaient été scrupuleusement respectées (Bénétrix et Lane, 2013). Alors que plusieurs travaux contribuent à nourrir la réflexion sur cette problématique en Europe, il n'existe pas à notre connaissance des recherches appliquées à l'Afrique, malgré la pluralité des régimes de change sur ce continent.

Quant au comportement des politiques budgétaires en rapport avec le cycle économique, à la suite de Bénétrix et Lane (2013), les risques d'exacerbation de la procyclicité ambiante[6] après la création de la future union monétaire africaine sont bien réels. En effet, ces deux auteurs ont établi que le comportement des politiques budgétaires des pays membres de l'Union monétaire européenne est intimement lié aux différentes phases de leur intégration économique. En particulier, ils montrent que les différentes contraintes imposées aux pays candidats à l'unification se sont traduites par de réels efforts de stabilisation et ont abouti à la mise en œuvre des politiques budgétaires contracycliques. Ces dernières années par contre, la stabilité offerte aux différents pays par l'adhésion à l'union monétaire s'est traduite par un relâchement des efforts déployés antérieurement de la part des autorités et s'est soldée par la mise en œuvre de politiques budgétaires procycliques. Cette thèse est confortée en procédant à la comparaison de la cyclicité des politiques budgétaires des pays européens membres de l'UEM[7] et hors UEM à régime de change flottant[8].

S'inscrivant dans le prolongement des travaux sur les déterminants de la cyclicité budgétaire, cette étude se propose de mettre en évidence les liens entre la dynamique budgétaire des pays africains et les régimes de change auxquels ils appartiennent. Plus précisément, elle postule que les régimes de change influencent la façon dont les politiques budgétaires sont conçues et mises en œuvre dans les pays africains. À ce titre, ils peuvent être également considérés comme un des déterminants de la cyclicité budgétaire. Pour tester cette hypothèse, cette étude estime plusieurs variantes de la fonction de réaction des dépenses de consommation publique spécifiées en panel dynamique pour un échantillon de 34 pays africains sur la

6. Tous les travaux s'accordent à montrer que les politiques budgétaires des pays africains sont globalement procycliques (Thornton, 2008; Diallo, 2009; Lledo *et al.*, 2009; Carmignani, 2010, *etc.*).

7. À l'intérieur de la zone euro, les pays membres partagent la même monnaie et donc sont caractérisés par un taux de change fixe entre eux. Cependant, cette monnaie flotte librement sur le marché des changes.

8. Les pays retenus sont : Australie, Canada, Danemark, Islande, Japon, Nouvelle-Zélande, Norvège, Suède, Suisse, Royaume-Uni et les États-Unis.

période 1980-2012 par la méthode des moments généralisés en différences (DIFF-GMM) telle que développée par Arellano et Bond (1991). Nos résultats montrent que sous la classification *de facto* de Reinhart et Rogoff (2004), alors que l'appartenance aux régimes de change fixe et intermédiaire amplifie la procyclicité budgétaire, au sein des régimes flexibles cette procyclicité est en revanche affaiblie.

La suite de l'étude est organisée de la manière suivante. La première section offre une synthèse sélective de la littérature sur les déterminants de la cyclicité budgétaire. La deuxième section expose la démarche méthodologique et les données de l'étude. La troisième section discute des résultats en montrant que les régimes de change déterminent le comportement cyclique des politiques budgétaires des pays africains. La quatrième section conclut l'article.

1. Revue sélective de la littérature

Notre ambition n'est pas de faire une revue complète de l'abondante littérature sur les déterminants de la cyclicité budgétaire. Nous nous limiterons à rappeler très succinctement les principaux résultats qui tournent autour de deux principales idées : les déterminants financiers, d'une part, et les déterminants institutionnels, politiques et sociaux de la cyclicité budgétaire, d'autre part.

1.1 *Déterminants financiers de la cyclicité budgétaire*

Les déterminants financiers regroupent l'ensemble des contraintes de financement qui limitent l'accès aux ressources financières substantielles et réduisent en conséquence les marges de manœuvre du gouvernement pendant les périodes de ralentissement de l'activité. Ces contraintes découlent essentiellement de l'imperfection des marchés des capitaux. L'une des caractéristiques des pays en développement est qu'ils sont de manière structurelle à la recherche de capitaux. Ce déficit de capitaux devient plus prononcé lors de la diminution de l'activité économique. L'impossibilité de mobiliser suffisamment de ressources financières pour juguler ce ralentissement et renverser la tendance se traduit alors par des politiques budgétaires procycliques. Les différents travaux identifient les contraintes de financement intérieures et extérieures. Dans cette perspective, à travers la variable d'approfondissement financier, Riascos et Végh (2003), et Caballero et Krishnamurthy (2004) mettent l'accent sur les contraintes intérieures de financement. Un pays manquant de ressources financières rencontrera des difficultés pour mobiliser les capitaux au niveau local afin de contrecarrer les effets du ralentissement de l'activité économique et entraînant la mise en œuvre d'une politique budgétaire procyclique. À l'opposé, Gavin et Perotti (1997), Kaminsky *et al.* (2004) ainsi que Kuralbayeva (2013) fondent leurs analyses sur les contraintes de financement extérieures. Pour ces derniers, les faibles possibilités offertes aux pays en développement pour accéder aux marchés de capitaux internationaux expliquent la conduite de politiques budgétaires procycliques en période de récession. Demirel (2010) a explicité une forme particulière d'imperfection des marchés de capitaux qui justifie simultanément les

politiques budgétaires et les flux de capitaux procycliques observés dans les pays en développement. En effet, en présence d'un différentiel de taux d'intérêt entre le pays et le reste du monde (représentant les marchés internationaux des capitaux), les réactions optimales mises en œuvre par les autorités se traduisent par des politiques budgétaires et monétaires procycliques ainsi qu'une orientation des flux des capitaux dans la même direction.

Un certain nombre d'indicateurs ont été utilisés pour mettre en évidence la relation entre les contraintes de financement et la procyclicité budgétaire avec cependant des résultats mitigés. Dans cette perspective, en retenant les flux d'aide publique au développement dont bénéficient les pays de l'Afrique subsaharienne, Thornton (2008) et Dabla-Norris *et al.* (2015) réussissent à mettre en évidence une telle relation. Cependant, Akitoby *et al.* (2006) ne parviennent pas à établir que la dépendance à l'aide est source de procyclicité budgétaire. De même, Calderón et Schmidt-Hebbel (2008), en utilisant le ratio des passifs étrangers au PIB comme mesure de l'ouverture financière, trouvent que l'accès plus large aux marchés des capitaux étrangers (et nationaux également) permet aux pays de mener des politiques contracycliques. De la même manière, sur la base de l'assistance financière du FMI matérialisant la capacité des pays à faire face à certaines dépenses, l'espace budgétaire dégagé permet de réduire l'ampleur de la procyclicité des politiques budgétaires (Llédo *et al.*, 2009; Mpatswe *et al.*, 2011). En ce qui concerne les contraintes de financement au niveau national, l'indicateur le plus utilisé est le niveau de développement financier capté par le niveau de crédit accordé au secteur privé (Aghion et Marinescu, 2007).

1.2 *Déterminants politiques, institutionnels et sociaux de la cyclicité budgétaire*

Les déterminants financiers se sont révélés limités pour expliquer l'ampleur de la cyclicité budgétaire, d'où l'émergence de la littérature traitant des déterminants politiques, institutionnels et sociaux des comportements cycliques des politiques budgétaires. Celle-ci puise dans les éléments d'économie politique pour justifier les incitations des responsables politiques à accroître les dépenses publiques pendant les périodes d'expansion économique. Les contributions pionnières sont les travaux de Tornell et Lane (1998, 1999) qui mettent en avant la concurrence que se livrent les responsables politiques pour le partage des recettes budgétaires. Ces auteurs montrent que les systèmes politiques, dans lesquels le pouvoir est réparti entre un nombre important de groupes qui ne coopèrent pas, témoigneront d'un degré plus élevé de procyclicité budgétaire par rapport à un système où les différents groupes coopèrent ou par rapport à un système unitaire. Dans une telle configuration, et en l'absence d'obstacles institutionnels à la redistribution discrétionnaire des revenus budgétaires, il se manifeste un « effet de voracité »[9] de la part des différents pro-

9. L' « effet de voracité » ou loi de Wagner se définit comme une augmentation plus que proportionnelle de la redistribution discrétionnaire de la part des autorités publiques en réponse à une expansion de l'activité économique.

tagonistes qui pousse chaque groupe à tenter de s'accaparer une plus grande part de la richesse nationale en exigeant davantage de transferts. L'évaluation empirique d'un tel effet (ou loi de Wagner) a été réalisée par Akitoby *et al.* (2006) sur un échantillon de 51 pays en développement sur la période 1970-2002. Cette analyse pionnière est enrichie par Talvi et Vegh (2005) qui, en plus des distorsions politiques, mettent également en avant la volatilité du PIB induite par la très grande variabilité de l'assiette fiscale qui caractérise les pays en développement. Selon ces derniers, un tel environnement est propice au développement des comportements budgétaires procycliques. En conséquence, les pressions politiques sont très exacerbées en période de relance économique et déclenchent par la même occasion un intense lobbying pour des dépenses plus importantes au profit des démembrements de l'État (organismes gouvernementaux, entreprises publiques, provinces, États fédérés, rentiers, *etc.*) au détriment du remboursement de la dette.

Les contributions de Diallo (2009) et d'Ilzetzki (2011) montrent que les difficultés que soulève l'alternance des partis politiques au pouvoir dans un régime où la démocratie est solidement ancrée, d'une part, et dans un régime en transition vers plus de démocratie, d'autre part, sont également sources de la procyclicité budgétaire. Dans un système démocratique en particulier, la divergence des préférences des partis politiques qui alternent au pouvoir dans la gestion des affaires publiques génère des distorsions. Celles-ci provoquent une accumulation excessive de dette par rapport à la gestion cohérente dans le temps d'un unique décideur politique. Se doutant que son successeur accordera la même attention et les mêmes faveurs à sa circonscription électorale, en cas d'accroissement des recettes fiscales, le gouvernement en place aura tendance à moins épargner afin d'éviter que ces ressources ne soient léguées à un autre parti politique. Il cherchera plutôt à augmenter les dépenses au profit de sa circonscription, générant de ce fait une politique budgétaire procyclique (Ilzetzki, 2011). L'une des caractéristiques d'un système démocratique est le pouvoir dont jouissent les électeurs qui est souvent utilisé pour sanctionner les gouvernements qui n'honorent pas leurs engagements. C'est le cadre choisi par Alesina *et al.* (2008) pour montrer que la solution de second rang au problème d'agence qui émerge entre les électeurs et un gouvernement corrompu est à l'origine d'un biais procyclique des politiques budgétaires. En effet, dans une situation d'information imparfaite[10], les électeurs ont tendance à croire que tout revenu supplémentaire sera dilapidé en distribuant des faveurs spéciales à des groupes proches du gouvernement ou sera consacré à l'augmentation de la consommation des responsables politiques. En conséquence, chaque fois que l'économie subit un choc positif, les électeurs exigent des augmentations dans les dépenses publiques, les transferts ou les investissements publics obligeant l'État à s'endetter excessivement.

Si les distorsions résultantes du fonctionnement des systèmes démocratiques génèrent des politiques budgétaires procycliques, Diallo (2009) établit que la marche vers la démocratie, surtout dans les pays africains, les exacerbe également. En

10. Information imparfaite parce que les électeurs observent l'état de l'économie mais ne sont pas informés quant à la structure des emprunts publics.

faisant recours à la théorie du cycle politico-économique, il montre que les dirigeants autoritaires au pouvoir ont généralement tendance à tirer profit des distorsions qui naissent pendant la période de transition de la dictature à la démocratie. C'est ainsi que par le biais d'un accroissement substantiel des dépenses publiques à l'occasion de l'organisation des premières élections libres dans une jeune démocratie, le parti au pouvoir s'attire la sympathie des électeurs avant que l'opposition ne soit impliquée dans la conception et la conduite des politiques économiques. De tels comportements sont grandement facilités par l'absence d'institutions démocratiques à l'instar d'une presse libre ou un pouvoir législatif indépendant.

La contribution de cette étude est d'approfondir la réflexion sur les déterminants de la cyclicité budgétaire exposés dans cette section. Elle montre que le régime de change adopté par un pays explique en partie, au même titre que les déterminants traditionnels, le comportement cyclique de sa politique budgétaire.

2. Méthodologie de l'étude

Nous présentons successivement le modèle empirique de la cyclicité budgétaire qui sera estimé, la classification des régimes de change retenue, la stratégie d'estimation du modèle empirique et les données utilisées.

2.1 *Le modèle empirique : justification et spécification*

De manière générale, l'étude de la cyclicité budgétaire consiste à estimer la fonction de réaction de la politique budgétaire qui permet de mettre en évidence la direction et la proportion dans lesquelles un indicateur de cette politique réagit à un indicateur de la conjoncture économique d'un pays. À la suite de Diallo (2009), Thorton (2008), et de Bénétrix et Lane (2013), cette fonction prend la forme suivante :

$$B_{i,t} = \alpha_i + \beta B_{i,t-1} + \gamma CYCLE_{i,t} + X_{i,t}^{'}\delta + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

où *i* représente le pays, *B* le temps, l'indicateur de la politique budgétaire, *CYCLE* la mesure de la conjoncture économique, *X* le vecteur de variables de contrôle et ε le terme d'erreur qui capte les chocs budgétaires. Cette spécification est compatible avec les études qui s'intéressent aux pays examinés individuellement ou à un groupe de pays considérés collectivement (étude en panel). Plusieurs indicateurs sont utilisés pour mesurer la politique budgétaire (dépenses publiques totales, recettes fiscales, taux d'imposition, solde budgétaire, solde budgétaire corrigé des variations conjoncturelles, *etc.*), certains d'entre eux ont toutefois fait l'objet de nombreuses critiques. En particulier, les recettes fiscales et le solde budgétaire sont considérés comme reflétant les résultats de la politique budgétaire et sont affectés de façon endogène par les actions des décideurs politiques (Kaminsky *et al.*, 2004; Frankel *et al.*, 2013). Comme la plupart des travaux sur la cyclicité budgétaire, la présente étude retient les dépenses de consommation publique, *G*, comme l'indicateur de la politique budgétaire. Quant à la conjoncture économique, en pratique, elle est mesurée soit par le taux de croissance du PIB, soit par l'écart de production (*output*

gap). Dans le cadre de cette étude, nous avons effectué deux séries d'estimations en considérant tour à tour ces deux variables. Il s'avère cependant que les estimations réalisées en considérant l'écart de production fournissent les meilleurs résultats. Ainsi, comme Alesina *et al.* (2008) et Bénétrix et Lane (2013), nous adoptons également cette variable. Les variables de contrôle sont les différents déterminants de la cyclicité budgétaire identifiés dans la littérature et exposés dans la deuxième partie de l'article. Il s'agit d'une part des déterminants financiers et d'autre part des déterminants politiques, institutionnels et sociaux. L'objectif principalement visé par cette étude consiste à montrer que l'appartenance à un régime de change donné façonne le comportement de la politique budgétaire en général et de ce fait, le régime de change est également un déterminant de la cyclicité budgétaire en particulier. Ceci étant, le vecteur X est principalement composé de la variable muette qui capte l'appartenance à un régime de change donné RC suivant en cela Bénétrix et Lane (2013).

Le coefficient β saisit l'effet d'inertie des dépenses de consommation publique. Le coefficient γ capte la cyclicité budgétaire. Trois cas de figure peuvent se présenter. Premièrement si $\gamma > 0$, alors la politique budgétaire est qualifiée de procyclique, c'est-à-dire que l'augmentation (baisse) de la production induit l'accroissement (diminution) des dépenses de consommation publique. Deuxièmement si $\gamma < 0$, la politique budgétaire est contracyclique, c'est-à-dire que l'augmentation (baisse) de la production est associée à la diminution (accroissement) des dépenses de consommation publique. Troisièmement si $\gamma = 0$, la politique budgétaire est acyclique, c'est-à-dire qu'elle est insensible à la conjoncture économique. Le coefficient δ quant à lui, saisit l'influence globale d'un régime de change sur la dynamique des dépenses de consommation publique.

2.2 *Stratégie d'estimation*

Pour étudier la cyclicité budgétaire, la littérature offre deux possibilités. La première consiste à déterminer au préalable pour chaque pays considéré, les coefficients de corrélation entre l'indicateur de la politique budgétaire et l'indicateur de la conjoncture économique retenus en utilisant la version réduite de l'équation (1), c'est-à-dire celle qui n'intègre pas le vecteur de variables de contrôle. Ces coefficients sont par la suite régressés sur les différents déterminants de la cyclicité budgétaire. Cette méthode à deux étapes est celle utilisée par Thornton (2008), Woo (2009, 2011) et Badinger (2012) entre autres. Si elle est séduisante par sa simplicité, elle nécessite cependant un très grand échantillon de pays pour l'exécution de la deuxième étape. Quant à la seconde possibilité, en autorisant les interactions possibles entre les différentes variables, elle permet d'estimer directement et en une seule étape la forme complète de la fonction de réaction de la politique budgétaire (Alesina *et al.*, 2008; Diallo, 2009; Bénétrix et Lane, 2013). Compte tenu de la taille réduite de l'échantillon limité à 34 pays, nous retenons cette deuxième méthode.

Pour établir que le régime de change est un déterminant de la cyclicité budgétaire, nous procédons de manière séquentielle en trois étapes. La première étape

consiste à mettre en évidence de manière globale, la cyclicité des politiques budgétaires des pays étudiés grâce à l'estimation de la relation (2) ci-dessous tirée de l'équation de base (1).

$$\Delta logG_{i,t} = \alpha_i + \beta\Delta logG_{i,t-1} + \gamma\Delta CYCLE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}. \quad (2)$$

La seconde étape est consacrée à l'estimation de l'équation (3) qui est la forme simplifiée de l'équation (1). L'objectif poursuivi est de montrer que les régimes de change influencent globalement la gestion des politiques budgétaires.

$$\Delta logG_{i,t} = \alpha_i + \beta\Delta logG_{i,t-1} + \gamma\Delta CYCLE_{i,t} + \delta RC_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Dans la troisième étape enfin, on procèdera à l'estimation de la relation (4) représentant la forme augmentée de l'équation (1).

$$\Delta logG_{i,t} = \alpha_i + \beta\Delta logG_{i,t-1} + \gamma\Delta CYCLE_{i,t} + \delta RC_{i,t} + \varphi(RC_{i,t} * \Delta CYCLE_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

L'équation de base (1) est augmentée du terme d'interaction entre les variables régime de change et écart de production, soit ($RC_{i,t}$ * $\Delta CYCLE_{i,t}$). C'est à travers cette interaction que nous pourrons mettre en évidence que l'appartenance à un régime de change façonne la dynamique cyclique de la politique budgétaire. En particulier, l'effet de l'appartenance à un régime de change donné sur la cyclicité budgétaire sera capté à travers le signe et l'ordre de grandeur du coefficient φ. Si $\varphi > 0$, alors l'appartenance au régime de change considéré accentue l'ampleur de la cyclicité budgétaire. Si $\varphi < 0$, l'appartenance à ce régime de change engendre plutôt un affaiblissement de la cyclicité budgétaire. Si $\varphi = 0$, le régime de change n'influence pas la cyclicité budgétaire. Dans les trois équations ci-dessus, Δ représente l'opérateur différence première et *log* le logarithme népérien.

La spécification des équations (2), (3) et (4) pose le problème d'endogénéité entre les valeurs courante et retardée des dépenses de consommation publique, d'une part, et entre cette variable dépendante et le PIB (l'augmentation de la production pourrait être la résultante d'une stimulation budgétaire et se transmettre sur l'écart de production), d'autre part. Ce problème est résolu de manière assez satisfaisante par la technique d'estimation fondée sur la méthode des moments généralisés (GMM). Elle permet d'obtenir des estimations qui sont consistantes aussi bien en présence qu'en absence d'endogénéité des variables explicatives[11].

En panel dynamique, la technique des GMM repose sur les conditions d'orthogonalité entre les variables retardées et le terme d'erreur, aussi bien en différences premières qu'en niveau. Lorsque le modèle dynamique est exprimé en différences premières, les instruments sont en niveau, et vice versa. Dans le modèle à estimer, l'utilisation des variables retardées comme instruments diffère selon la nature des variables explicatives : (1) pour les variables exogènes, leurs valeurs courantes sont utilisées comme instruments, (2) pour les variables prédéterminées ou faiblement

11. En cas d'exogénéité, l'estimation par les moindres carrés ordinaires est plus efficace que celle par les variables instrumentales.

exogènes (des variables qui peuvent être influencées par les valeurs passées de la variable dépendante, mais qui restent non corrélées aux réalisations futures du terme d'erreur), leurs valeurs retardées d'au moins une période peuvent être utilisées comme instruments, (3) pour les variables endogènes, leurs valeurs retardées de deux périodes et plus peuvent être des instruments valides.

Cette technique permet de générer deux types d'estimateur : l'estimateur d'Arellano et Bond (1991) ou GMM en différences (DIFF-GMM) et l'estimateur des GMM en système (SYS-GMM). Pour le premier, la stratégie pour répondre aux différents biais (simultanéité, endogénéité, *etc.*) est de différencier les équations en niveau. Cependant, cette méthode ne permet pas d'identifier l'effet des facteurs invariants dans le temps. De plus, Blundell et Bond (1998) ont montré à l'aide des simulations de Monte-Carlo que l'estimateur SYS-GMM est plus performant que celui en différences premières, ce dernier donnant des résultats biaisés dans des échantillons finis lorsque les instruments sont faibles. Le biais est d'autant plus important que les variables sont persistantes dans le temps, que les effets spécifiques sont importants et que la dimension temporelle du panel est faible. L'estimateur SYS-GMM permet de lever cette limite. Il combine les équations en différence avec celles en niveau. Ces deux types d'équations sont estimés simultanément. Dans les équations en niveau, les variables sont instrumentées par leurs différences premières. Pour les équations en différence, on utilise des conditions additionnelles de moments en supposant que les variables explicatives sont stationnaires.

Pour cette étude en particulier, la technique d'estimation utilisée est la méthode des moments généralisés d'Arellano et Bond (1991), en raison du fait que les principales limites attribuées aux DIFF-GMM par rapport aux SYS-GMM ne se sont pas avérées pertinentes. En effet, (1) nous avons 33 périodes et 34 pays (ce qui forme un échantillon relativement grand), (2) les différents instruments se sont révélés efficaces (cf. test de Sargan dans les tableaux 4 et 5 ci-dessous) et (3) il y a très peu de facteurs invariants dans le temps, même le régime de change varie d'une période à l'autre pour certains pays.

2.3 *Données*

La base utilisée pour les estimations est constituée des données annuelles de 34 pays africains sur la période 1980-2012[12]. Elle forme ainsi un panel non cylindré qui permet d'exploiter la dimension spatiale et temporelle des données.

Pour les raisons évoquées plus haut, la variable dépendante est représentée par les dépenses de consommation publique. Cette série est extraite de la base de données de la Banque mondiale (World Development Indicators, 2014) et exprimée en dollar constant base 2005 afin de permettre une comparaison entre les différents pays qui composent l'échantillon.

12. La liste complète des pays est fournie dans l'annexe.

La série des niveaux du PIB, exprimée en dollar constant base 2005, est également extraite de la base World Development Indicators (2014) de la Banque mondiale.

De la même manière qu'Alesina *et al.* (2008) ainsi que Bénétrix et Lane (2013), la variable *CYCLE* est obtenue par la déviation du PIB par rapport à sa tendance quadratique estimée par les moindres carrés ordinaires (MCO) :

$$CYCLE_{i,t} = logPIB_{i,t} - T2\widehat{logPIB}_{i,t} \text{ avec } T2\widehat{logPIB}_{i,t} = a_{0,i} + a_{1,i}t + a_{2,i}t^2$$

Le tableau 1 donne la synthèse des statistiques descriptives des données utilisées.

TABLEAU 1

STATISTIQUES DESCRIPTIVES DES VARIABLES DU MODÈLE

	N	Min	Max	Moyenne	Écart-type
G	851	2,90e+07	6,00e+10	3,22e+09	7,64e+09
PIB	917	2,70e+08	2,90e+11	1,88e+10	3,94e+10
CYCLE	1099	-2,956	3,561	-0,013	1,339

La littérature consacrée aux régimes de change distingue la classification *de jure* d'une part et celle *de facto* d'autre part. La classification *de jure* est basée sur les déclarations des autorités monétaires des différents pays auprès du FMI en matière de politique de change. Cependant, nombre d'entre eux mettent en œuvre des politiques complètement différentes de leurs déclarations officielles (Calvo et Reinhart, 2002). C'est dans ce contexte que la classification *de facto*, fondée essentiellement sur l'investigation des pratiques des pays sur les marchés des changes, a été développée afin de pallier les incohérences de la classification *de jure* et offrir ainsi une meilleure caractérisation des régimes de change. On en dénombre plusieurs types[13] qui se différencient entre eux par leurs méthodes, les variables d'identification des régimes considérées, les pays étudiés, les années prises en compte, *etc*. En conséquence, les études empiriques réalisées à partir des différentes méthodes *de facto* aboutissent également le plus souvent à des résultats contradictoires (Bleaney et Francisco, 2007).

Parmi les classifications *de facto*, Levy-Yeyati et Sturzenegger (2005) et Reinhart et Rogoff (2004) offrent les bases les plus complètes et sont de ce fait, les plus

13. Sans être exhaustif, on peut citer les classifications développées par : Bubula et Ötker-Robe (2002), Reinhart et Rogoff (2004), Shambaugh (2004), Levy-Yeyati et Sturzenegger (2005), Bénassy-Quéré *et al.* (2006), Klein et Shambaugh (2006), *etc*.

utilisées dans les travaux empiriques (Barajas *et al.,* 2008). En particulier, la base actualisée de Reinhart et Rogoff propose un classement mensuel et annuel des régimes de change de 201 pays sur la période 1940-2010. Leur méthodologie repose sur une analyse descriptive très documentée qui combine le taux de change du marché officiel, le taux de change du marché parallèle, la prise en compte des taux de change multiples[14] et une chronologie détaillée de l'histoire de change de chaque pays. En outre, Barajas *et al.* (2008) trouvent une corrélation de 0,506 entre la classification *de jure* du FMI et celle de Reinhart et Rogoff globalement. Toutefois, en excluant les observations manquantes de l'échantillon, cette corrélation est beaucoup plus importante et s'établit à 0,754 (Tavlas *et al.*, 2008)[15]. La période que nous étudions (1980-2012) se caractérise par un nombre assez réduit de données manquantes. En effet, sur les 1122 observations potentielles (c'est-à-dire 34 pays sur 33 ans) nous avons collecté 927 observations réelles, soit environ 17 % d'observations manquantes. En conséquence, pour nos estimations, nous retenons la classification *de facto* de Reinhart et Rogoff.

Les données relatives aux régimes de change sont ainsi extraites de la base compilée par Ilzetzki, Reinhart et Rogoff (2008). Considérée comme variable muette, les différents régimes sont regroupés en trois catégories[16] : fixe, intermédiaire et flexible. Leur distribution est résumée dans le tableau 2.

TABLEAU 2

DISTRIBUTION DES RÉGIMES DE CHANGE SELON LA CLASSIFICATION REINHART ET ROGOFF

	Fréquence	**Pourcentage**	**Cumul**
Fixe	405	43,69	43,69
Flexible	107	11,54	55,23
Intermédiaire	415	44,77	100
Total	927	100	

Un premier croisement entre les trois régimes de change et les autres variables du modèle donne les différentes statistiques descriptives consignées dans le tableau 3.

14. Utilisation des taux de change différents selon les opérations et secteurs économiques concernés.

15. À titre de comparaison, Barajas *et al.* (2008) établissent cette corrélation à seulement 0,478 entre la classification du FMI et celle de Levy-Yeyati et Sturzenegger (2005).

16. La construction de cette variable est exposée dans l'annexe.

TABLEAU 3

STATISTIQUES DESCRIPTIVES DES VARIABLES EN FONCTION DES RÉGIMES DE CHANGE

	logG	*ΔlogG*	*logPIB*	*ΔlogPIB*	*CYCLE*
Fixe	20,173	0,025	22,174	0,034	-0,324
	(1,014)	(0,203)	(1,051)	(0,051)	(1,024)
Flexible	21,269	-0,006	23,039	0,016	0,589
	(2,246)	(0,189)	(1,965)	(0,048)	(1,918)
Intermédiaire	21,064	0,048	22,861	0,042	0,335
	(1,438)	(0,107)	(1,392)	(0,042)	(1,392)
Total	20,679	0,032	22,578	0,036	0,073
	(1,457)	(0,167)	(1,384)	(0,047)	(1,368)

NOTE : Pour chaque régime de change, les valeurs de la première ligne représentent les moyennes, sur la période étudiée, des variables considérées. Les valeurs de la deuxième ligne, entre parenthèses, indiquent les écarts-types de ces variables.

La représentation graphique de ce croisement est renvoyée dans l'annexe. Les statistiques descriptives ainsi que les graphiques s'accordent sur le fait qu'en moyenne, à l'intérieur de l'échantillon, les comportements des différentes variables du modèle n'affichent pas des fortes disparités. De plus, tout au long de la période étudiée, ces comportements affichent également une relative constance.

Un deuxième croisement permet de mettre en évidence l'évolution, dans le temps, des différentes variables en fonction des trois régimes de change. Comme précédemment, la représentation graphique est également renvoyée dans l'annexe. Ces graphiques mettent en lumière trois principaux enseignements. En premier lieu, les dépenses de consommation publique évoluent dans la même direction que l'écart de production, et donc, il y a une forte présomption de procyclicité budgétaire au niveau global. En deuxième lieu, il apparaît que l'ampleur de cette procyclicité budgétaire varie en fonction des régimes de change et en fonction des années. En troisième lieu enfin, cette procyclicité budgétaire manifeste une certaine irrégularité tout au long de la période. Ces différents constats feront l'objet d'une investigation plus poussée dans la section suivante.

3. PRÉSENTATION ET ANALYSE DES RÉSULTATS

Dans cette partie, nous exposons et discutons les résultats des estimations des différentes versions des fonctions de réaction des politiques budgétaires de notre échantillon composé de 34 pays africains sur la période 1980-2012. Celles-ci sont représentées par les équations (2), (3) et (4). Dans une première étape, nous allons

montrer que les politiques budgétaires menées par l'ensemble des pays sont globalement procycliques. Dans une deuxième étape, nous allons démontrer que l'appartenance d'un pays à un régime de change donné détermine le comportement de sa politique budgétaire vis-à-vis du cycle économique.

3.1 *Les politiques budgétaires africaines : une orientation procyclique confirmée*

Le tableau 4 présente la synthèse des résultats de l'estimation de la fonction de réaction des dépenses de consommation publique de 34 pays africains sur la période 1980-2012 par la technique DIFF-GMM. Cette fonction de réaction est représentée par l'équation (2). Une étape importante de cette démarche repose sur la validité des instruments utilisés. Elle est réalisée conjointement par les tests d'Arrelano-Bond (1991) et de Sargan (1958). Les statistiques montrent que les deux tests sont concluants et attestent de ce fait que les instruments que nous avons utilisés pour estimer la relation (2) sont valides. En outre, le test de Wald établit que le modèle est globalement significatif.

TABLEAU 4

RÉSULTATS DE L'ESTIMATION DE LA RÉACTION DES DÉPENSES DE CONSOMMATION PUBLIQUE À L'ÉVOLUTION DE L'ÉCART DE PRODUCTION DES PAYS AFRICAINS

Variable expliquée : $\Delta logG_{i,t}$ **Période : 1980 – 2012** **Méthode d'estimation : GMM en différences d'Arellano-Bond (1991)**	
Constante	0,101
	(0,128)
$\Delta logG_{i,t-1}$	0,996***
	(0,006)
$\Delta CYCLE_{i,t}$	0,128***
	(0,018)
Nombre d'observations	949
Nombre de pays	34
Test de validité globale du modèle de Wald	0,000
Test d'autocorrélation d'Arrelano-Bond pour $AR(1)$	0,003
Test d'autocorrélation d'Arrelano-Bond pour $AR(2)$	0,308
Test de validité des instruments de Sargan	0,357

NOTE : * significatif à 10 %, ** significatif à 5 %, *** significatif à 1 %. Les nombres entre parenthèses représentent les écarts-types.

Tous les coefficients estimés sont statistiquement très significatifs. Celui qui est affecté à la variable expliquée retardée (dépenses de consommation publique) indique l'existence d'un certain degré de persistance de la politique budgétaire. Le signe positif du coefficient affecté à l'écart de production est conforme aux travaux consacrés à l'étude des effets des politiques budgétaires menées par les pays africains en général et du comportement de celles-ci vis-à-vis du cycle économique en particulier. En accord avec les résultats obtenus par Carmignani (2010), le signe associé à ce coefficient est une preuve supplémentaire que les politiques budgétaires des pays africains produisent des effets keynésiens[17]. Il convient toutefois de souligner qu'à ce niveau, l'interprétation doit être faite avec précaution. En effet, la valeur du coefficient donne l'ampleur de l'augmentation des dépenses de consommation publique générée par un accroissement préalable de l'écart de production. Or, un écart de production positif émerge en période d'expansion, lorsque la production dépasse son niveau potentiel (Jahan et Saber Mahmud, 2013). Dans la mesure où les deux variables évoluent dans la même direction, cet accroissement supplémentaire des dépenses publiques (choc budgétaire positif) est susceptible à son tour de stimuler l'activité économique et de se transmettre, *in fine*, à l'écart de production. En outre, le signe positif du coefficient montre qu'une fois de plus, les politiques budgétaires africaines sont en général procycliques (Thornton, 2008; Diallo, 2009; Llédo *et al.,* 2009, *etc.*). En d'autres termes, pour les 34 pays étudiés, toute amélioration de l'activité économique se traduit par une augmentation conséquente des dépenses de consommation publique et toute baisse de l'activité économique induit également une diminution des dépenses publiques. Les différents travaux ont montré qu'en général, les politiques budgétaires des pays en développement sont procycliques et celles des pays développés sont contracycliques ou acycliques (Alesina *et al.,* 2008; Woo, 2011 entre autres). Ces dernières années cependant, des efforts notables ont été déployés par certains des pays en développement et se sont soldés par la diminution de l'ampleur de la procyclicité de leurs politiques budgétaires (Llédo *et al.,* 2009) d'une part et par leur « graduation », c'est-à-dire migration de la situation de mise en œuvre des politiques budgétaires procycliques vers celle des pays pratiquant des politiques contracycliques (Frankel *et al.*, 2013).

L'ampleur de la procyclicité budgétaire mise en évidence par nos résultats (0,128) est très proche de celle établie par Carmignani (2010) [0,178]. Cette similarité s'explique par le fait que nos échantillons, nos indicateurs de la politique budgétaire et de la conjoncture économique ainsi que les techniques d'estimation sont également très proches. Au contraire, cette ampleur est plus faible que celle de Kaminsky *et al.* (2004) [0,46] et Akitoby *et al.* (2006) [0,461] par exemple. Ces différences peuvent être dues à la spécification des fonctions de réaction de la politique budgétaire, aux périodes étudiées, aux pays qui composent l'échantillon, aux techniques économétriques utilisées pour les estimations, *etc.* À titre

17. On parle d'effets keynésiens de la politique budgétaire lorsqu'un choc budgétaire positif est expansionniste et un choc négatif est restrictif.

d'illustration, si nous retenons exclusivement les travaux réalisés sur l'Afrique, l'ampleur de la procyclicité (0,444) établie par Mpatswe *et al.* (2011) est basée sur la technique DIFF-GMM pour un échantillon de 44 pays sur la période 1980-2008 tandis que celle de Diallo (2009) [0,839] ne tient compte que de 25 pays de 1989 à 2002. De même, alors que Llédo *et al.* (2009) analyse le comportement des dépenses de consommation publique de 44 pays africains sur la période 1970-2008 avec les moindres carrés ordinaires (OLS), les doubles moindres carrés (2SLS) et DIFF-GMM successivement, l'échantillon de Thornton (2008) comporte seulement 37 pays sur la période 1960-2004 et est fondé sur les moindres carrés ordinaires. En outre, pour le même échantillon et sur la même période, Llédo *et al.* (2009) obtiennent trois valeurs différentes des coefficients de procyclicité budgétaire en fonction des trois techniques d'estimation retenues (0,92; 2,21 et 1,54).

Ces dernières années, une importante littérature s'est développée pour expliquer les raisons pour lesquelles les pays en développement mènent des politiques budgétaires procycliques et les pays développés les politiques contracycliques ou acycliques. En d'autres termes, cette littérature s'est intéressée à identifier les déterminants de la cyclicité budgétaire et s'est structurée en deux grandes parties : les déterminants financiers d'une part et les déterminants politiques, institutionnels et sociaux d'autre part. Ils sont exposés dans la première section de cette étude.

La suite du travail consistera à montrer qu'en plus de ces deux catégories de déterminants jusque-là connues et largement documentées, la cyclicité des politiques budgétaires peut également être expliquée en partie du moins, par l'appartenance des pays africains aux différents régimes de change en vigueur sur le continent.

3.2 *Régime de change et cyclicité budgétaire : les enseignements de la classification* de facto *de Reinhart et Rogoff (2004)*

Pour montrer que le régime de change est un déterminant de la cyclicité budgétaire, nous estimons les équations (3) et (4) par la technique DIFF-GMM utilisée précédemment. Nous nous inspirons de la démarche de Bénétrix et Lane (2013) qui ont établi que la cyclicité des politiques budgétaires des pays membres de l'Union européenne est largement déterminée par les différentes phases de leur processus d'intégration économique. Ils l'ont réalisé en intégrant dans la fonction de réaction budgétaire des pays deux variables muettes. La première capte le comouvement entre l'accroissement du solde budgétaire et celui de l'écart de production des pays concernés après la mise en place du Traité de Maastricht intervenu en 1992. La deuxième variable muette capte ce comouvement après l'adoption de la monnaie unique européenne (euro) par les pays concernés. Ces effets sont saisis en faisant le produit des variables muettes par l'écart de production dans la fonction de réaction budgétaire qu'ils ont spécifiée. Nous adoptons la même démarche pour mettre en évidence les mêmes effets au niveau des pays africains. La variable muette retenue ici est le régime de change auquel appartiennent les différents pays africains de l'échantillon. Comme nous l'avons mentionné plus

haut, ils sont regroupés en trois catégories : fixe, intermédiaire et flexible en utilisant la classification *de facto* de RR.

Pour une année considérée, un pays ne peut appartenir qu'à un seul régime de change pour une classification donnée. Techniquement, les trois régimes (fixe, intermédiaire et flexible) ne peuvent pas être pris en compte simultanément dans les régressions. En conséquence, pour estimer les équations (3) et (4), deux possibilités s'offrent à nous. La première consiste à fixer un régime de référence et estimer l'équation correspondante avec les deux autres régimes. La même opération doit être réalisée avec un autre régime de référence pour compléter l'analyse. L'inconvénient d'une telle démarche réside dans le fait que les différents résultats doivent être interprétés en fonction du régime de change de référence, et ne permet malheureusement pas de se prononcer sans ambiguïté sur les effets des trois régimes. La seconde alternative consiste à retenir une seule catégorie de régime de change pour chacune des régressions de telle manière à estimer trois variantes de chacune des équations (3) et (4). Cette démarche permet d'évacuer toute confusion quant aux effets des différents régimes de change. C'est la principale raison pour laquelle notre choix s'est porté sur elle. En partant de l'équation (2) estimée plus haut, nous procédons graduellement en y introduisant d'abord la variable régime de change et ensuite l'interaction entre le régime de change et l'écart de production.

Les résultats des différentes estimations sont synthétisés dans le tableau 5. Les colonnes (3a), (3b), (3c) résument les résultats de l'estimation de l'équation (3) en considérant successivement les régimes de change fixe, intermédiaire et flexible. Les colonnes (4a), (4b), (4c) résument les résultats de l'estimation de l'équation (4) en considérant successivement les régimes de change fixe, intermédiaire et flexible. La configuration du tableau 5 est exactement la même que celle du tableau 4.

Les résultats des colonnes (3) [(3a), (3b), (3c)] peuvent être subdivisés en trois parties. La troisième partie est composée des quatre dernières lignes formées des différents tests spécifiques aux GMM. La première partie regroupe les résultats de l'estimation de l'équation (2) qui nous a permis, dans la sous-section ci-dessus, de montrer que les politiques budgétaires des pays africains sont globalement procycliques. Le signe ainsi que la valeur des coefficients sont sensiblement les mêmes que ceux des résultats obtenus précédemment. La deuxième partie des résultats est composée des coefficients affectés aux trois groupes de régime de change. Étant tous très significatifs et différents de zéro, ces coefficients démontrent que les trois régimes de change parviennent à influencer le profil des dépenses de consommation publiques des pays de notre échantillon. L'information la plus intéressante mise en évidence par ces coefficients est relative aux signes qui leur sont affectés. Dans cette perspective, le signe positif des coefficients affectés aux régimes de change fixe et intermédiaire (0,042 et 0,020 respectivement) traduit le fait que l'appartenance à ces deux régimes amplifie la procyclicité budgétaire. Quant au signe négatif du coefficient affecté au régime flexible (-0,059), il montre que l'appartenance à ce régime affaiblit l'ampleur de la procyclicité budgétaire.

TABLEAU 5

ESTIMATION DE LA CYCLICITÉ BUDGÉTAIRE DES PAYS AFRICAINS SELON LA CLASSIFICATION REINHART ET ROGOFF

Variable expliquée : $\Delta logG_{i,t}$
Période : 1980–2012
Méthode d'estimation : GMM en différences d'Arellano-Bond (1991)

	(3a)	**(3b)**	**(3c)**	**(4a)**	**(4b)**	**(4c)**
Constante	-0,028 (0,310)	-0,008 (0,318)	0,107 (0,356)	-0,019 (0,310)	0,053 (0,305)	-0,036 (0,379)
$\Delta logG_{i,t-1}$	1,000*** (0,014)	1,000*** (0,015)	0,995*** (0,017)	1,000*** (0,014)	0,997*** (0,014)	1,002*** (0,018)
$\Delta CYCLE_{i,t}$	0,097*** (0,034)	0,092*** (0,035)	0,099*** (0,038)	0,090*** (0,032)	0,088** (0,034)	0,095** (0,043)
$\boldsymbol{RC_{i,t}}$						
Fixe	0,042*** (0,003)			0,042*** (0,002)		
Intermédiaire		0,020*** (0,007)			0,017** (0,008)	
Flexible			-0,059*** (0,014)			-0,039** (0,018)

TABLEAU 5 (suite)

Variable expliquée : $\Delta logG_{i,t}$
Période : 1980–2012
Méthode d'estimation : GMM en différences d'Arellano-Bond (1991)

$\Delta CYCLE_{i,t} * RC_{i,t}$						
$\Delta CYCLE$ * Fixe				0,020*** (0,002)		
$\Delta CYCLE$ * Intermédiaire					0,004 (0,005)	
$\Delta CYCLE$ * Flexible						-0,022** (0,009)
Nombre d'observations	789	789	789	789	789	789
Nombre de pays	34	34	34	34	34	34
Test de validité globale du modèle de Wald	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Test d'autocorrélation d'Arrelano-Bond pour $AR(1)$	0,017	0,016	0,017	0,017	0,016	0,017
Test d'autocorrélation d'Arrelano-Bond pour $AR(2)$	0,280	0,273	0,277	0,275	0.275	0,282
Test de validité des instruments de Sargan	0,406	0,422	0,392	0,391	0,470	0,485

NOTE : * significatif à 10 %, ** significatif à 5 %, *** significatif à 1 %. Les nombres entre parenthèses représentent les écarts-types.

Cette intuition est confirmée en réalisant l'interaction entre les trois catégories des régimes de change et l'écart de production. Les résultats sont synthétisés dans les colonnes (4a), (4b) et (4c) du tableau 5. Une fois de plus, la première partie des colonnes (4) montre que les politiques budgétaires des pays de notre échantillon sont globalement procycliques dans les mêmes proportions que précédemment. La deuxième partie des résultats confirme que les régimes fixes et intermédiaires amplifient la procyclicité budgétaire d'une part et les régimes flexibles réduisent celle-ci d'autre part. Les proportions dans lesquelles les trois régimes de change impactent la procyclicité budgétaire sont données par les différentes valeurs estimées du coefficient. Soit (0,020) et (0,004) pour l'aggravation de la procyclicité budgétaire induite par les régimes fixe et intermédiaire respectivement d'un côté et (-0,022) s'agissant de la réduction de l'ampleur de la procyclicité budgétaire générée par les régimes de change flexible de l'autre côté.

En ce qui concerne les pays à régime de change fixe, nos résultats corroborent ceux de Bénétrix et Lane (2013) pour les pays membres de l'Union européenne considérés comme appartenant à une union monétaire et donc pays à régime de change fixe. L'explication avancée par les deux auteurs repose sur la forte discipline budgétaire caractéristique des périodes d'ajustement préalables à l'adhésion à cet espace économique et l'indiscipline une fois leur place sécurisée au sein de l'union. Cette indiscipline est partiellement responsable de l'orientation procyclique des politiques budgétaires observée ces dernières années. Le même argument pourrait être avancé s'agissant des pays africains à régime de change fixe. Sur le plan théorique en effet, ce comportement peut se justifier en se référant à la thèse exposée par Tornell et Velasco (1998, 2000) qui soutiennent que les régimes fixes suscitent d'importantes dépenses publiques traduisant ainsi une certaine indiscipline budgétaire contrairement aux régimes flexibles qui font preuve d'une plus grande discipline. Cette thèse a été testée et confirmée par Gavin et Perotti (1997) qui ont réussi à mettre en évidence l'existence d'une corrélation entre régimes de change fixe et déficits budgétaires en Amérique latine d'une part ainsi que par Fatas et Rose (2001) qui ont établi que l'appartenance à une zone monétaire commune n'est pas associée à une discipline budgétaire d'autre part.

Au-delà du relâchement des efforts et de la vigilance des autorités budgétaires mis en avant, Bénétrix et Lane (2013) pensent qu'une justification supplémentaire de tels comportements pourrait être liée à la configuration institutionnelle d'une union monétaire. En effet, pour contrer les chocs symétriques, la charge de la stabilisation de l'union est confiée à la politique monétaire commune à tous les pays membres. En revanche, en réaction aux chocs asymétriques, la stabilisation locale revient à la politique budgétaire nationale. En comparaison des pays à régime de change flottant qui ont la possibilité d'utiliser conjointement les instruments budgétaire et monétaire pour la stabilisation locale, la répartition des tâches entre les deux autorités de la politique économique « surcharge » les politiques budgétaires nationales qui sont sujettes à un « biais procyclique ». En outre, cette décentralisation des unités de décision de la politique économique accroît les possibilités que les actions conduites par les différentes autorités budgétaires et monétaires entrent en

conflit, surtout lorsque les décisions de stabilisation de l'économie sont prises séparément et sans aucune concertation (Dixit et Lambertini, 2001; Foresti, 2013).

Nos résultats montrent que les régimes intermédiaires participent également à aggraver la procyclicité budgétaire des pays africains dont l'ampleur est, toutefois, moins importante que celle des régimes fixes. Malgré la relative flexibilité de la politique monétaire permise par les régimes intermédiaires, la mise en place des politiques budgétaires procycliques pourrait se justifier par le fait que de tels régimes sont plus ou moins encadrés si bien que la liberté d'utiliser l'instrument monétaire pour stabiliser les économies est assez réduite comparativement aux régimes flexibles.

Conclusion

L'objectif de cet article était de de montrer que le régime de change est un déterminant de la cyclicité budgétaire des pays africains. En effet, jusqu'à présent, dans leur majorité, les travaux consacrés aux déterminants de la cyclicité budgétaire se sont essentiellement concentrés, d'une part, sur les contraintes de financement qui réduisent les marges de manœuvre des autorités pendant les périodes de ralentissement économique et, d'autre part, sur les caractéristiques institutionnelles, politiques et sociales des pays qui poussent les responsables politiques à accroitre les dépenses publiques pendant les périodes d'expansion. En utilisant la méthode des moments généralisés en différence (DIFF-GMM) développée par Arellano et Bond (1991), cet article enrichit cette littérature en mettant en lumière un autre déterminant de la cyclicité budgétaire : l'appartenance d'un pays à un régime de change donné.

Plus précisément, nos résultats montrent qu'en utilisant la classification *de facto* de Reinhart et Rogoff (2004), alors que l'appartenance aux régimes de change fixe et intermédiaire renforce la mise en œuvre des politiques budgétaires procycliques, les régimes de change flexible poussent plutôt à la baisse l'ampleur de la procyclicité budgétaire. Il en est ainsi parce que contrairement aux régimes fixes, les pays membres des régimes flexibles ont la possibilité d'utiliser conjointement les instruments monétaire et budgétaire pour stabiliser leur économie. Cette relative liberté rend facile l'utilisation de la politique budgétaire pour réduire les fluctuations conjoncturelles des économies. En définitive, la principale contribution de cette étude est d'avoir mis en évidence que l'appartenance d'un pays à un régime de change donné influence la dynamique de la politique budgétaire par rapport à son cycle économique.

ANNEXE

Liste des pays de l'échantillon

Afrique du Sud, Algérie, Bénin, Botswana, Burkina Faso, Burundi, Cameroun, Côte d'Ivoire, Érythrée, Éthiopie, Gabon, Gambie, Kenya, Lesotho, Madagascar, Mauritanie, Île Maurice, Maroc, Mozambique, Namibie, République arabe d'Égypte, République démocratique du Congo, République du Congo, Rwanda, Sénégal, Sierra Leone, Soudan, Swaziland, Tanzanie, Tchad, Togo, Tunisie, Ouganda, Zambie.

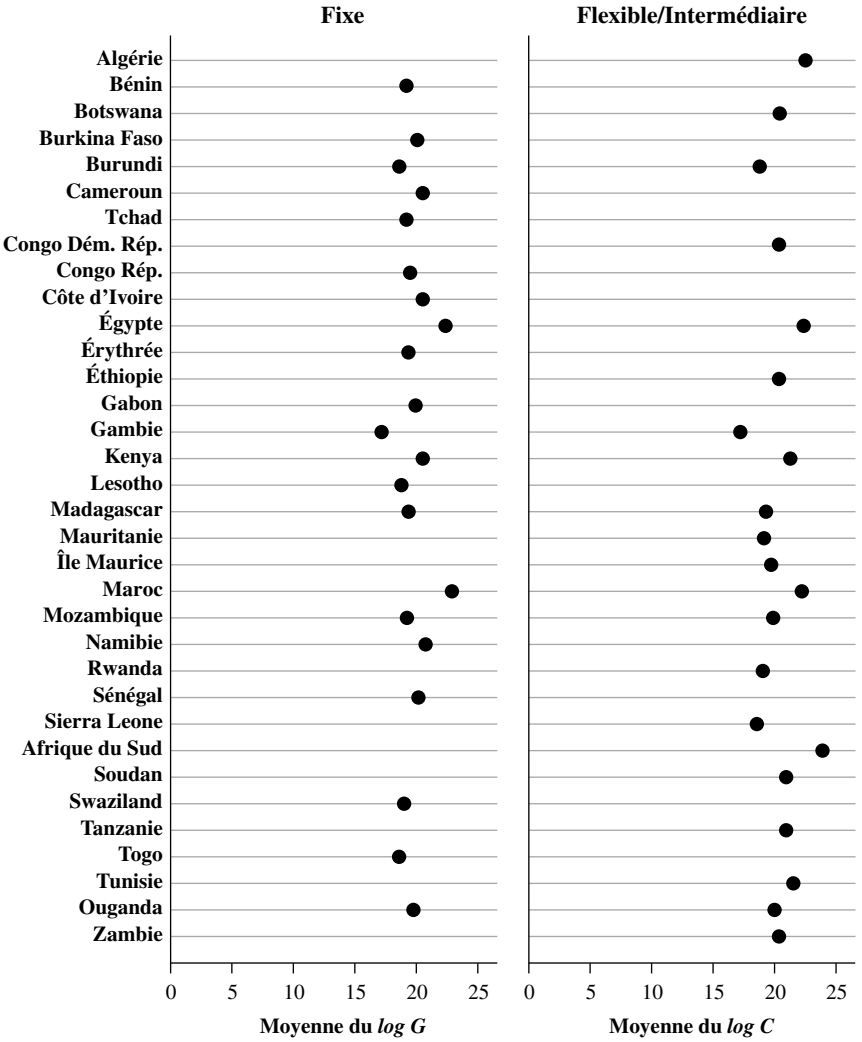
Construction des variables régime de change

La classification fine *de facto* proposée par Reinhart et Rogoff (2004), que nous avons retenue, comporte 14 régimes de change. Toutefois, ils fournissent simultanément une classification agrégée en trois groupes que nous retenons. Le régime fixe regroupe le code 1 (système de dollarisation et union monétaire), le code 2 (caisse d'émission et arrimage ou *peg* préannoncé), le code 3 (bandes de fluctuations horizontales préannoncées inférieures ou égales à +/- 2 %) et le code 4 (les *pegs de facto*). Le régime intermédiaire rassemble le code 5 (*crawling peg* préannoncé), le code 6 (bandes glissantes préannoncées inférieures ou égales à +/- 2 %), le code 7 (*crawling peg de facto*), le code 8 (bandes glissantes *de facto* inférieures ou égales à +/- 2 %), le code 9 (bandes glissantes préannoncées supérieures ou égales à +/- 2 %), le code 10 (bandes glissantes *de facto* inférieures ou égales à +/- 5 %), le code 11 (bandes mobiles inférieures ou égales à +/- 2 %) et le code 12 (flottement administré). Le régime fixe est composé du code 13 (flottement libre) et du code 14 (*freely falling*)[18]. Tavlas *et al.* (2008) ont également effectué le même regroupement.

18. Le régime *freely falling* correspond aux pays où le taux d'inflation annuel est supérieur à 40 %.

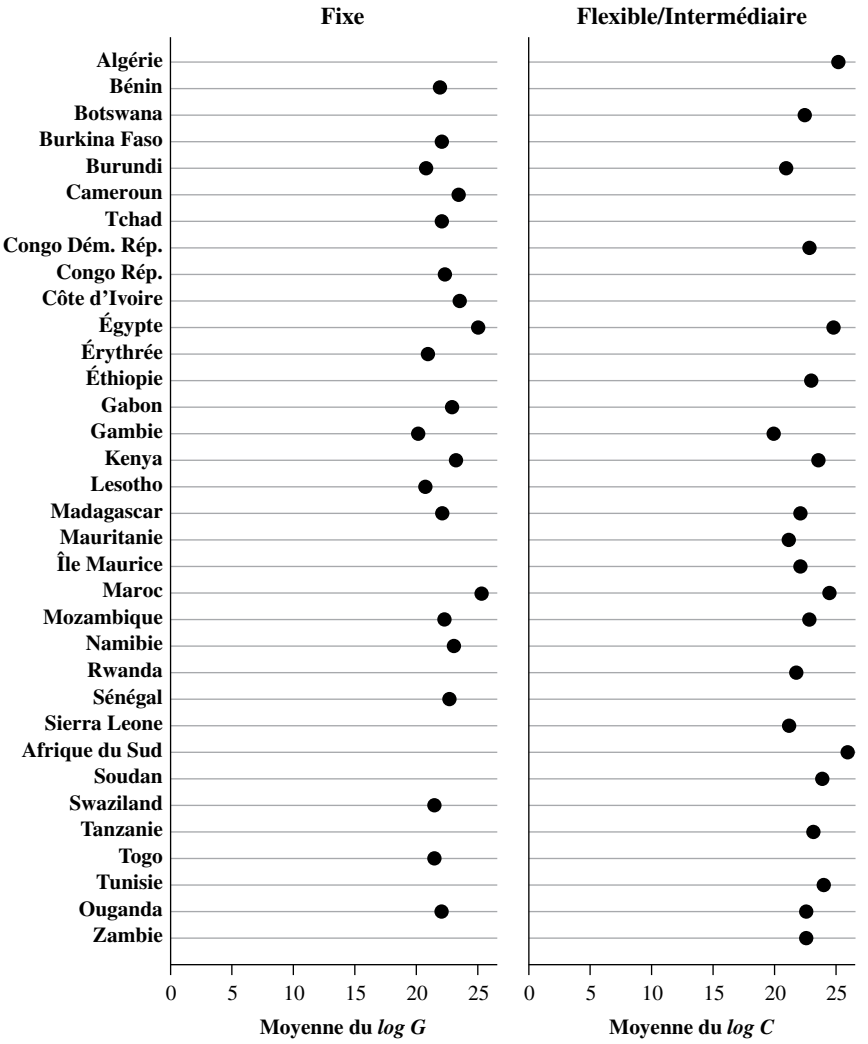
TABLEAU A1

GRAPHIQUES DIFFÉRENTIELS DES MOYENNES DES DONNÉES DES VARIABLES



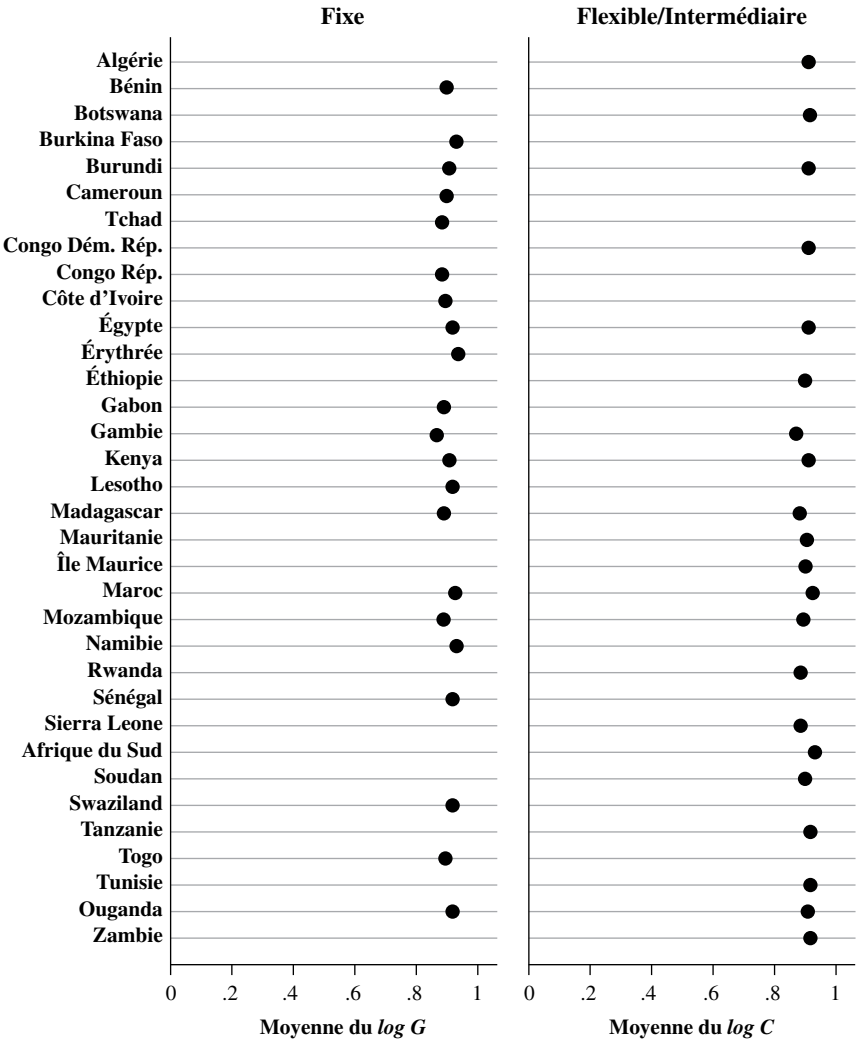
NOTE : $logG1 = \Delta logG$ $\quad logG_logGDP = logG/logGDP$

TABLEAU A1 (suite)



NOTE : $logG1 = \Delta logG$ $logG_logGDP = logG/logGDP$

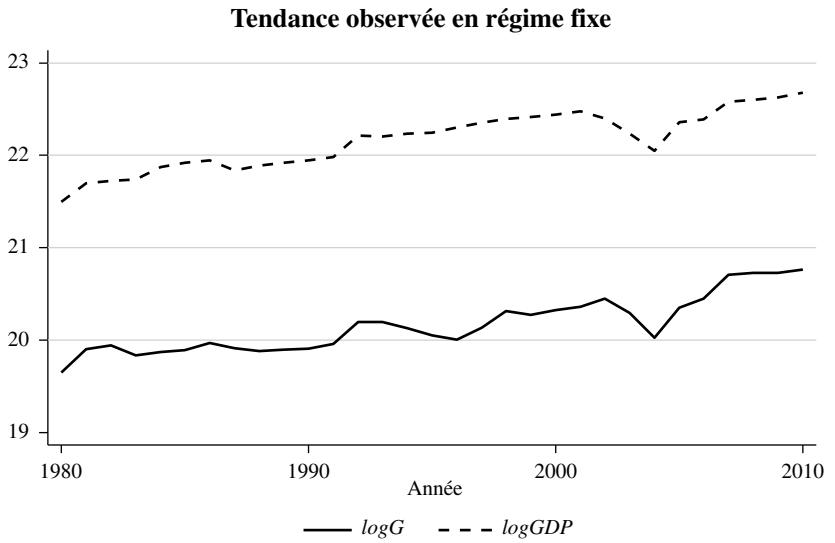
TABLEAU A1 (suite)



NOTE : $logG1 = \Delta logG$ $logG_logGDP = logG/logGDP$

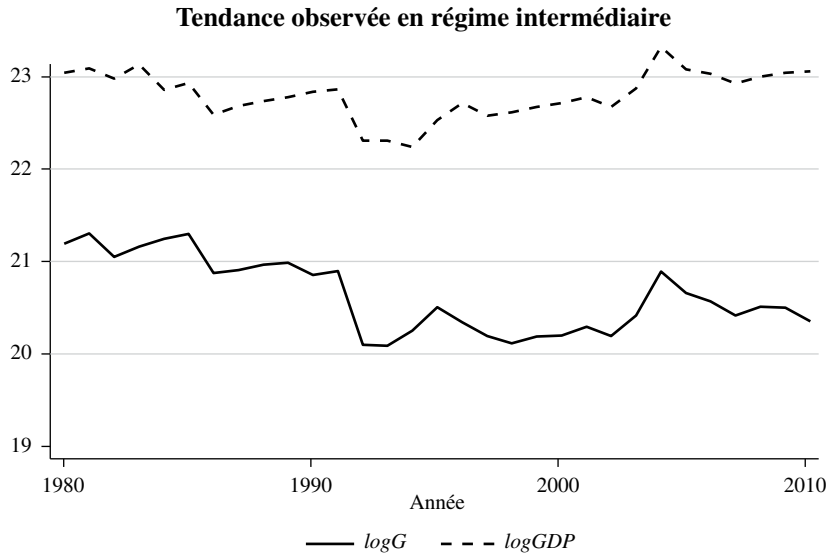
GRAPHIQUE A1

ÉVOLUTION DU PIB ET DES DÉPENSES DE CONSOMMATION PUBLIQUE DANS LES RÉGIMES DE CHANGE FIXE



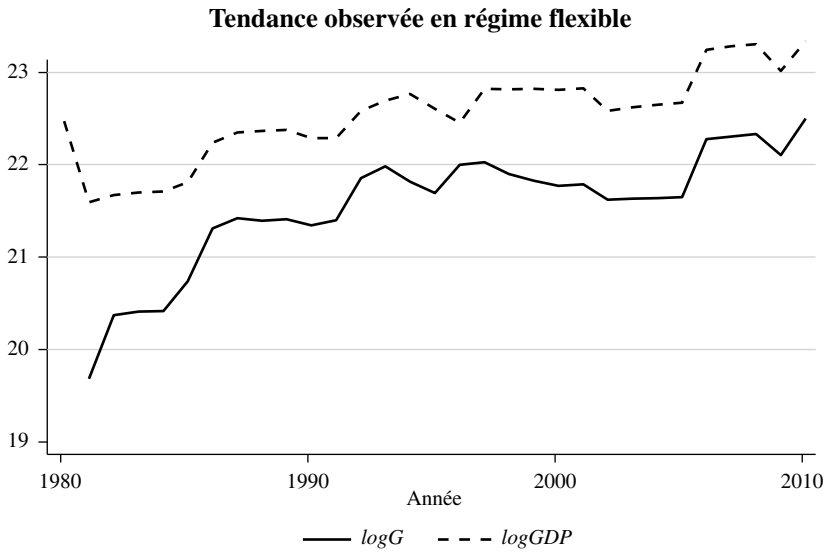
GRAPHIQUE A2

ÉVOLUTION DU PIB ET DES DÉPENSES DE CONSOMMATION PUBLIQUE DANS LES RÉGIMES DE CHANGE INTERMÉDIAIRE



GRAPHIQUE A3

ÉVOLUTION DU PIB ET DES DÉPENSES DE CONSOMMATION PUBLIQUE DANS LES RÉGIMES DE CHANGE FLEXIBLE



BIBLIOGRAPHIE

AGHEVLI, B., M. KHAN et P. MONTIEL (1991), « Exchange Rate Policies in Developing Countries: Some Analytical Issues », *IMF Occasional Paper* no. 78.

AGHION, P. et I. MARINESCU (2007), « Cyclical Budgetary Policy and Economic Growth: What Do We Learn from OECD Panel Data? », *NBER Macroeconomics Annual*, 22 : 251-278.

AKITOBY, B., B. CLEMENTS, S. GUPTA et G. INCHAUSTE (2006), « Public Spending, Voracity, and Wagner's Law in Developing Countries », *European Journal of Political Economy*, 22 : 908-924.

ALESINA, A., F. CAMPANTE et G. TABELLINI (2008), « Why is Fiscal Policy often Procyclical? », *Journal of the European Economic Association*, 6(5) : 1006-1036.

ARELLANO, M. et S. BOND (1991), « Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations », *Review of Economic Studies*, 58 : 277-297.

BADINGER, H. (2012), « Cyclical Expenditure Policy, Output Volatility and Economic Growth », *Applied Economics*, 44 : 835-851.

BARAJAS, A., L. ERICKSON et R. STEINER (2008), « Fear of Declaring: Do Markets Care What Countries Say About Their Exchange Rate Policies? », *IMF Staff Papers*, 55(3) : 445-480.

BÉNASSY-QUÉRÉ, A., B. COEURÉ et V. MIGNON (2006), « On the Identification of de facto Currency Pegs », *Journal of the Japanese and International Economies*, 20(1) : 112-127.

BÉNÉTRIX, A. et P. LANE (2013), « Fiscal Cyclicality and EMU », *Journal of International Money and Finance*, 34 : 164-176.

BLEANEY, M. et M. FRANCISCO (2007), « Exchange Rate Regimes, Inflation and Growth in Developing Countries-An Assessment », *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 7(1) : 18: 1-18.

BLUNDELL, R et S. BOND (1998), « Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models », *Journal of Econometrics*, 87 : 115-143.

BUBULA, A. et I. ÖTKER-ROBE (2002), « The Evolution of Exchange Rate Regimes since 1990: Evidence from de facto Policies », IMF Working Paper, no 02/155.

CABALLERO, R. et A. KRISHNAMURTHY (2004), « Fiscal Policy and Financial Depth », NBER Working Paper 10532.

CALDERÓN, C. et K. SCHMIDT-HEBBEL (2008), « Business Cycles and Fiscal Policies: The Role of Institutions and Financial Markets », Central Bank of Chile, Working Paper. no. 481.

CALVO, G. et C. REINHART (2002), « Fear of Floating », *Quarterly Journal of Economics*, 117(1) : 379-408.

CARMIGNANI, F. (2010), « Cyclical Fiscal Policy in Africa », *Journal of Policy Modelling*, 32 : 254-267.

DABLA-NORRIS, E., C. MINOIU et L. F. ZANNA (2015), « Business Cycle Fluctuations, Large Macroeconomic Shocks, and Development Aid », *World Development*, 69 : 44-61.

DEMIREL, U. (2010), « Macroeconomic Stabilization in Developing Economies: Are Optimal Policies Procyclical? », *European Economic Review*, 54 : 409-428.

DIALLO, O. (2009), « Tortuous Road toward Countercyclical Fiscal Policy: Lessons from Democratized Sub-Saharan Africa », *Journal of Policy Modelling*, 31 : 36-50.

DIXIT, A. et L. LAMBERTINI (2001), « Monetary-Fiscal Policy Interactions and the Commitment versus Discretion in a Monetary Union », *European Economic Review*, 45 : 977-987.

FATAS, A. et A. ROSE (2001), « Do Monetary Handcuffs Restrain Leviathan? Fiscal Policy in Extreme Exchange Rate Regimes », *IMF Staff Papers*, 47 : 40-61.

FRANKEL, J., C. VÉGH et G. VULETIN (2013), « On Graduation from Fiscal Procyclicality », *Journal of Development Economics*, 100 : 32-47.

FORESTI, P. (2013), « How do Debt Constraints Affect Fiscal and Monetary Policies Interaction in a Strategic Monetary Union? », *Journal of Game Theory*, 2(2) : 13-17.

GAVIN, M. et R. PEROTTI (1997), « Fiscal Policy in Latin America », *NBER Macroeconomics Annual*, 12 : 11-72.

GIAVAZZI, F. et M. PAGANO (1988), « The Advantage of Tying Ones Hands: EMS Discipline and Central Bank Credibility », *European Economic Review*, 32 : 1055-1082.

GILBERT, N., J. HESSEL et S. VERKAART (2013), « Towards a Stable Monetary Union: What Role For Eurobonds », DNB Working Paper, no. 379.

ILZETZKI, E. (2011), « Rent Seeking Distortions and Fiscal Procyclicality », *Journal of Development Economics*, 96 : 30-46.

ILZETZKI, E., C. REINHART, et K. ROGOFF (2008), « Exchange Rate Arrangements Entering the 21st Century: Which Anchor Will Hold? » May 13, Background Material, http://personal.lse.ac.uk/ilzetzki/

JAHAN, S. et A. SABER MAHMUD (2013), « Qu'est-ce que l'écart de production? », *Finances et Développement*, 50(3) : 38-39.

KAMINSKY, G., C. REINHART et C. VÉGH (2004), « When It Rains, It Pours: Procyclical Capital Flows and Macroeconomic Policies », *NBER Macroeconomics Annual*, 19 : 11-82.

KLEIN, M. et J. SHAMBAUGH (2006), « The Nature of Exchange Rate Regimes », NBER Working Paper, no 12729.

KURALBAYEVA, K. (2013), « Optimal Fiscal Policy and Different Degrees of Access to International Capital Markets », *Journal of Development Economics* », 103 : 336-352.

LANE, P. (2003), « The Cyclical Behaviour of Fiscal Policy: Evidence from the OECD », *Journal of Public Economics*, 87 : 2661-2675.

LEVY-YEYATI, E. et F. STURZENEGGER (2005), « Classifying Exchange Rate Regimes: Deeds vs. Words », *European Economic Review,* 49 : 1603-1635.

LLEDÓ, V., I. YACKOVLEV et L. GADENNE (2009), « Cyclical Patterns of Government Expenditures in Sub-Saharan Africa: Facts and Factors », IMF Working Paper WP/09/274.

MPATSWE, G., S. TAPSOBA et R. YORK (2011), « The Cyclicality of Fiscal Policies in the CEMAC Region », IMF Working Paper WP/11/205.

REINHART, C. et K. ROGOFF (2004), « The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation », *The Quarterly Journal of Economics,* 119 : 1-48.

RIASCOS, A. et C. VÉGH (2003), « Procyclical Government Spending in Developing Countries: The Role of Capital Market Imperfection », UCLA and Banco de la Repulica, Working Paper.

SARGAN, J. D. (1958), « The Estimation of Economic Relationships using Instrumental Variables », *Econometrica*, 26 : 393-415.

SHAMBAUGH, J. (2004), « The Effect of Fixed Exchange Rates on Monetary Policy », *Quarterly Journal of Economics*, 119(1) : 301-352.

TALVI, E. et C. VÉGH (2005), « Tax Base Variability and Procyclical Fiscal Policy in Developing Countries », *Journal of Development Economics*, 78 : 156-190.

TAVLAS, G., H. DELLAS et A. STOCKMAN (2008), « The Classification and Performance of Alternative Exchange-Rate Systems », *European Economic Review*, 52 : 941-963.

THORTON, J. (2008), « Explaining Procyclical Fiscal Policy in African Countries », *Journal of African Economies*, 17(3) : 451-464.

TORNELL, A. et P. LANE (1998), « Are Windfalls a Curse? A Nonrepresentative Agent Model of the Current Account and Fiscal Policy », *Journal of International Economics*, 44 : 83-112.

TORNELL, A. et P. LANE (1999), « The Voracity Effect », *American Economic Review*, 89 : 22-46.

TORNELL, A. et A. VELASCO (1998), « Fiscal Discipline and the Choice of a Nominal Anchor in Stabilization », *Journal of International Economics*, 46 : 1-30.

TORNELL, A. et A. VELASCO (2000), « Fixed versus Flexible Exchange Rates: Which Provides More Discipline? », *Journal of Monetary Economics*, 45 : 399-436.

WOO, J. (2009), « Why Do More Polarized Countries Run More Procyclical Fiscal Policy? », *The Review of Economics and Statistics*, 91(4) : 850-870.

WOO, J. (2011), « Growth, Income Distribution, and Fiscal Policy Volatility », *Journal of Development Economics*, 96 : 289-313.