

UNIVERSITÉ DE SHERBROOKE
École de gestion

La cyclicité de la politique budgétaire des pays d’Afrique

OMAR MOUSSA MOUMOUNI DJERMAKOYE

Mémoire présenté à l’École de gestion en vue de l’obtention grade de maître ès sciences (M.sc)

Dirigé par Mr **JEAN FRANÇOIS ROUILLARD**

Sherbrooke, Québec, Canada

Août 2019

©Moussa Moumouni Djermakoye Omar, 2019

REMERCIEMENTS

J'adresse mes sincères remerciements à tous(tes) ceux(elles) qui de près ou de loin ont eu à m'assister dans la réalisation de ce mémoire.

Tout d'abord, je tiens à remercier Mr Jean-François Rouillard, professeur agrégé à l'École de gestion de l'Université de Sherbrooke, qui en tant que mon directeur de recherche a eu à me prodiguer conseils et suggestions tout au long de ce travail. Je lui témoigne ma profonde gratitude et ma reconnaissance pour la qualité de son encadrement, sa patience, sa disponibilité et ses judicieux conseils et critiques qui ont contribué à enrichir ce travail.

Je remercie également Mr Jonathan Goyette et Mr Patrick Richard, professeurs agrégés à l'École de gestion de l'Université de Sherbrooke pour leurs disponibilités à faire partie du comité de lecture du présent travail, mais aussi pour la pertinence de leurs remarques, conseils et suggestions qui ont été d'un grand apport pour ce travail.

J'en profite aussi pour présenter, mes remerciements au Bureau de la Recherche (BRIO) de l'Université de Sherbrooke de leur soutien durant l'élaboration de ce mémoire.

Enfin, je ne peux conclure sans remercier les membres de ma famille qui m'ont soutenu durant tout mon parcours universitaire.

À tous ces intervenants, je vous présente mes sincères remerciements, et toute ma profonde gratitude.

SOMMAIRE

Les pays d’Afrique en général et ceux riches en matières premières en particulier ont pour la plupart adopté des politiques budgétaires procycliques. Autrement dit, ils optent pour une politique budgétaire restrictive en période de récession et une politique expansive en période d’expansion. Cette problématique constitue de nos jours un sujet d’actualité sur lequel la littérature économique tente d’apporter des réponses scientifiques pouvant permettre aux politiques publiques d’éradiquer ce biais procyclique.

C’est dans cette optique que nous entreprenons de mener une recherche théorique et empirique sur les déterminants de la cyclicité budgétaire, son impact sur l’activité économique ainsi que sur la pertinence du solde structurel vis-à-vis de la procyclicité des dépenses publiques. Pour ce faire, nous nous sommes inspirés des méthodologies de Fatas et Mihov (2003), de Fiess (2004), de Frankel (2011), de Frankel et al (2013), de Jeanneney et Tapsoba (2011), de Végh(2013), et de Bobbo (2016). Concernant les analyses empiriques, nous utilisons des variables instrumentales et des techniques d’estimation par panel en utilisant d’une part la méthode des effets fixes de Driscoll et Kraay (1998), et d’autre part les doubles moindres carrés ordinaires (2 SLS) et la méthode des moments généralisés en système de Blundell et Bond (1998) pour traiter les problèmes de variables omises et d’endogénéité. Les résultats de nos différentes investigations révèlent que les pays en développement d’Afrique et particulièrement ceux de la zone subsaharienne ont tendance à recourir à des orientations procycliques de leurs dépenses publiques. Ce constat s’explique par le fait qu’ils détiennent des structures budgétaires sensiblement plus faibles que celles des pays avancés. Les preuves empiriques suggèrent que l’appartenance à un régime de change fixe amplifie cette procyclicité, contrairement aux régimes de change flexibles. Elles prouvent par ailleurs que la volatilité budgétaire induite par la politique budgétaire discrétionnaire détermine négativement la croissance économique. Et que seule une orientation contracyclique des politiques budgétaires discrétionnaires peut stimuler positivement la croissance économique.

La construction d’un solde structurel pour six pays africains dont la méthodologie est issue du concept théorique chilien et dont le but est d’assurer une protection contre les chocs externes, de faciliter la conduite d’une politique budgétaire contracyclique et d’œuvrer pour

une meilleure planification budgétaire nous indique que la tendance déficitaire observée au niveau de certains de ces pays a été atténuée par la prise en compte des composantes structurelles des finances publiques. Cette analyse apporte également la preuve que la mesure du solde structurel est sujette à caution, car son évolution qui est fondée sur le calcul des niveaux potentiels du PIB réel et des prix des matières premières reste tout de même sensible à la méthodologie utilisée. Puisque des évolutions opposées peuvent être observées sur certaines périodes entraînant ainsi une certaine asymétrie au niveau de l'interprétation.

Mots clés : Politique budgétaire, solde structurel, dépenses publiques, recettes fiscales, procyclicité, contracyclicité.

ABSTRACT

African countries in general and those rich in commodities in particular have for the most part adopted pro-cyclical fiscal policies. In other words, they opt for a restrictive fiscal policy during a recession and an expansive policy in a period of expansion. This issue is nowadays a topical subject on which the economic literature tries to provide scientific answers that can allow public policies to eradicate this pro-cyclical bias. It is in this perspective that we undertake to conduct theoretical and empirical research on the determinants of fiscal cyclicity, its impact on economic activity and the relevance of the structural balance to the pro-cyclicity of public spending. To do this, we draw on the methodologies of Fatas and Mihov (2003), Fiess (2004), Frankel (2011), Frankel et al. (2013), Jeanneney and Tapsoba (2011), Végh (2013), and Bobbo (2016). For the empirical analyzes, we use instrumental variables and panel estimation techniques using firstly the fixed effects method of Driscoll and Kraay (1998), and secondly the two-stage ordinary least squares method (2SLS) and the generalized method of moments of Blundell and Bond (1998) in system to deal with problems of omitted variables and endogeneity. The results of our various investigations reveal that developing countries in Africa, and particularly those in the sub-Saharan region, tend to resort to pro-cyclical orientations of their public expenditures. This is explained by the fact that they hold significantly smaller budget structures than those of advanced countries. The empirical evidence suggests that membership in a fixed exchange rate amplifies this pro-cyclicity, unlike flexible exchange rate. They also prove that fiscal volatility induced by discretionary fiscal policy negatively influences economic growth. In addition, that only a counter-cyclical behaviour of discretionary fiscal policies can positively stimulate economic growth.

The construction of a structural balance for six African countries whose methodology is based on the Chilean theoretical concept and whose aim is to protect against external shocks, to facilitate the conduct of a counter-cyclical fiscal policy and to work for a better budgetary planning, indicates that the deficit trend observed in some of these countries has been attenuated by taking into account the structural components of public finances. This analysis also proves that the measurement of the structural balance is problematic because its

evolution, which is based on the calculation of the potential levels of real GDP and commodity prices, is still sensitive to the methodology used. Since opposing evolutions can be observed over certain periods thus leading to a certain asymmetry in the interpretation.

Key words: Fiscal policy, structural balance, public expenditure, tax revenue, procyclicality, counter-cyclicality.

TABLE DES MATIÈRES

REMERCIEMENTS	i
SOMMAIRE.....	ii
ABSTRACT	iv
TABLES DES MATIÈRES	vi
LISTES DES ABRÉVIATIONS ET DES ACRONYMES	viii
LISTES DES TABLEAUX	ix
LISTE DES FIGURES	x
I. INTRODUCTION	1
II. REVUE DE LA LITTÉRATURE	6
III. LA CONJONCTURE ÉCONOMIQUE ET MINIÈRE CHILIENNE	15
1. Le contexte économique et minier chilien	15
2. Les caractéristiques budgétaires chiliennes	18
IV. LE CADRE MACROÉCONOMIQUE DE LA ZONE SUBSAHARIENNE	22
V. VOLATILITÉ ET POLITIQUE BUDGÉTAIRE.....	25
1. La taille et la structure des agrégats budgétaires.....	26
2. Étude théorique de la volatilité macroéconomique et budgétaire	28
VI. MÉTHODOLOGIES D'ANALYSES ET RÉSULTATS DE LA CYCLICITÉ BUDGÉTAIRE	30
1. L'approche théorique	30
2. L'approche économétrique.....	37
2.1 L'approche classique.....	38
2.2 L'approche de Bobbo.....	56
2.3 L'approche de Fatas et Mihov	67

VII.	MÉTHODOLOGIE ET ANALYSE DES DONNÉES DU SOLDE STRUCTUREL	84
1.	Méthodologie du solde structurel	84
2.	Choix et définition des paramètres du solde structurel.....	85
3.	Construction et hypothèses d'un cadre d'analyse du solde structurel	87
VIII.	RÉSULTATS DU SOLDE STRUCTUREL.....	91
1.	Présentation des résultats du solde structurel	91
2.	Interprétation résultats du solde structurel	96
IX.	CONCLUSION	100
X.	RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES.....	105
XI.	ANNEXES	112

LISTE DES ABRÉVIATIONS, DES SIGLES ET DES ACRONYMES

BAD: BANQUE AFRICAINE DE DÉVELOPPEMENT

BCE : BANQUE CENTRALE EUROPÉENNE

BM : BANQUE MONDIALE

CAE : COMMUNAUTÉ DE L'AFRIQUE DE L'EST

CEDEAO : COMMUNAUTÉ ÉCONOMIQUE DES ÉTATS DE L'AFRIQUE DE L'OUEST

CEMAC : COMMUNAUTÉ ÉCONOMIQUE ET MONÉTAIRE DE L'AFRIQUE CENTRALE

FMI : FONDS MONÉTAIRE INTERNATIONAL

LAC : AMÉRIQUE LATINE ET LES CARAÏBES

MMG: MÉTHODE DES MOMENTS GÉNÉRALISÉS

OCDE : ORGANISATION DE COOPÉRATION ET DE DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUES

OMC: ORGANISATION MONDIALE DU COMMERCE

PED : PAYS EN DÉVELOPPEMENT

PIB : PRODUIT INTÉRIEUR BRUT

PNB : PRODUIT NATIONAL BRUT

SADC : COMMUNAUTÉ DE DÉVELOPPEMENT DE L'AFRIQUE AUSTRALE

SSA : AFRIQUE SUBSAHARIENNE

UEMOA : UNION ÉCONOMIQUE ET MONÉTAIRE OUEST-AFRICAINE

U.E : UNION EUROPÉENNE

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1 : Production et réserves minières de cuivre du Chili pour l'année 2017	17
Tableau 2 : Les exportations de cuivre (2016/2017 en millions de dollars US)	17
Tableau 3: Structure des recettes fiscales (OCDE et SSA) pour l'année 2016	27
Tableau 4 : Écarts types des variables macroéconomiques et budgétaires	29
Tableau 5 : Coefficients de corrélation entre les composantes cycliques des dépenses publiques, des soldes budgétaires hors dons et du PIB réel (Cas des pays d'Afrique)	32
Tableau 6 : Coefficients de corrélation entre les composantes cycliques des dépenses publiques, des soldes budgétaires hors dons et du PIB réel (Cas des pays de l'UE et de l'OCDE)	34
Tableau 7: La corrélation entre les composantes cycliques des dépenses et soldes publics et celles du PIB réel selon les phases du cycle économique (1990-2017)	36
Tableau 8 : Les tests économétriques des données de panel	48
Tableau 9 : Comportement cyclique de la politique budgétaire de l'échantillon des pays d'Afrique subsaharienne.....	54
Tableau 10 : Cyclicité de la politique budgétaire et distinction des phases de conjoncture de la région subsaharienne	55
Tableau 11: Cyclicité budgétaire selon les régimes de change	65
Tableau 12: Régime de change et les phases de la conjoncture	66
Tableau 13 : L'effet de la politique budgétaire sur la volatilité et la croissance du PIB.....	82
Tableau 14 : Croissance et pro-(contra) cyclicité budgétaire	83
Tableau 15 : Écarts-types des composantes cycliques du PIB réel, et des prix des matières premières	90
Tableau 16 : Comparaison des soldes budgétaires réels et structurels (en pourcentage du PIB)	95

LISTE DES FIGURES

Figure 1 : Composition sectorielle du PIB chilien (2016).....	17
Figure 2 : Politique budgétaire du Chili	20
Figure 3: Composition sectorielle du PIB subsaharien (2017)	24
Figure 4 : Dépenses publiques totales (OCDE et SSA)	26
Figure 5 : Volatilité du PIB réel et procyclicité des dépenses publiques	77
Figure 6 : Évolution des soldes structurels, par rapport aux soldes budgétaires réels (en pourcentage du PIB)	92

I. Introduction

La politique budgétaire, associée à la politique monétaire est l'un des principaux outils à la disposition des autorités publiques pour intervenir et influencer l'économie réelle. Du fait de, son rôle stabilisateur elle est généralement conçue pour être expansionniste pour les phases de récessions et restrictives pour les phases d'expansion.

Son étude remonte aux années 1930, au cours desquelles l'économiste John Maynard Keynes (1883-1946) a considéré l'État comme un acteur majeur dans la création de la croissance et la redistribution de la richesse¹. Cette théorie est perçue comme une politique de stabilisation pouvant servir non seulement à prévenir les crises économiques, mais aussi à freiner les poussées inflationnistes et promouvoir une forte croissance économique. Intuitivement, ces modèles impliquent que la politique budgétaire doit être contracyclique pour les périodes de récession c'est-à-dire que le gouvernement doit augmenter les dépenses publiques et réduire les impôts afin d'aider l'économie à sortir de la récession (Talvi et Végh, 2000).

Cette théorie keynésienne a été largement critiquée par les classiques qui en se basant sur la théorie de la main invisible d'Adam Smith privilégient le cantonnement de l'État à la fonction de simple régulateur². En outre, les modèles de lissage des taxes inspirés de Barro (1979) suggèrent que la politique budgétaire ne doit prendre en compte que les changements inattendus qui affectent la contrainte budgétaire du gouvernement, ce qui de surcroît le rend neutre au cycle économique³. Le rôle qu'a joué la politique budgétaire lors de la récente crise financière internationale de 2008, et le regain d'intérêt pour l'évaluation de son orientation ont remis au goût du jour les débats sur la cyclicité de la politique budgétaire.

En effet, de nombreuses études théoriques et empiriques se sont intéressées à étudier la réaction de la politique budgétaire au cycle économique. Celles-ci qualifient la politique

¹ Holmstrom et Tirole (1998) ont trouvé que l'intervention gouvernementale peut améliorer la production agrégée d'une économie sujette à des contraintes de crédit et à des chocs macroéconomiques.

² Lahlou, K. Conduite de la politique budgétaire. En ligne :

<https://revues.imist.ma/index.php?journal=CE&page=article&op=download&path%5B%5D=10288&path%5B%5D=5868%3Fjournal%3DCE>. Consulté le 28 mai 2019.

³ Les décideurs qui suivent cette prescription de Barro (1979) doivent observer des corrélations nulles entre les taux d'imposition, les dépenses publiques et le PIB. Alors que pour les keynésiens les taux d'imposition doivent être corrélés positivement au PIB, tandis que les dépenses publiques sont corrélées négativement au PIB.

budgétaire des pays en voie de développement comme sous-optimale du fait qu'ils adoptent dans leurs ensembles des politiques budgétaires procycliques. En d'autres mots, ces pays ont tendance à augmenter leurs dépenses publiques en période d'expansion et à les contracter en récession (Gavin et Perotti, 1997; Kaminsky et al,2004; Ilzetzki et Végh, 2008; Jeanneney et Tapsoba, 2011, etc....).

Tandis que la littérature observe que les pays avancés poursuivent quant à eux une politique plutôt contracyclique qui a la capacité de stabiliser ou de lisser le profil de l'activité économique. Contrairement aux politiques procycliques qui contribuent à l'amplification des phases d'expansion et de récession.

Toutefois, un certain nombre de travaux de recherche ont fourni des explications à la procyclicité de la politique budgétaire. L'une d'elles est relative à la capacité d'emprunt des gouvernements qui a tendance à augmenter en périodes de boom et à diminuer en phase de récession en raison notamment du renchérissement des coûts d'emprunt. Cette contrainte limite ainsi les marges des pays souffrant d'une conjoncture défavorable pour engager une politique budgétaire contracyclique, les amenant à réduire leurs dépenses publiques (El Mokri et al,2015).

La procyclicité est particulièrement prononcée dans les pays riches en ressources naturelles et où les recettes générées par l'exploitation de ces ressources tendent à impacter les fluctuations économiques (Frankel, 2011). Cuddington (1989) figure parmi ceux qui se concentrent sur la corrélation entre les booms des matières premières et celles des dépenses publiques. Son intuition est qu'une mauvaise gestion de cette manne financière entrainera des déséquilibres économiques internes et externes notamment l'apparition de déficit budgétaire et des problèmes de contrôle monétaire liés à l'afflux de capitaux.

En plus de ces arguments d'ordre économique, il existe également des explications plausibles qui ont davantage un aspect institutionnel et politique. Le problème de myopie des gouvernements constitue une des justifications politiques de la procyclicité des politiques budgétaires dans le sens où les gouvernements accordant une grande importance à la probabilité d'être réélus ont tendance à réduire les impôts et taxes ou à augmenter les dépenses négligeant ainsi dans une certaine mesure les effets négatifs sur la stabilité macroéconomique à moyen et à long terme (Rogoff et Siebert,1988; Rogoff,1990).

Le problème dit de « common pool » constitue une autre explication de la procyclicité des dépenses publiques dans la mesure où chaque groupe d'intérêt ou entité qui dépense voudrait maximiser sa propre utilité sans tenir compte des restrictions budgétaires générales ni de la multiplicité des demandes de dépenses émanant des autres entités concurrentes. En outre, en période d'expansion du cycle économique le problème du common pool se pose avec plus de vivacité, étant donné que la concurrence sur les ressources budgétaires en commun s'intensifie engendrant ainsi une progression importante des dépenses et du déficit. Il s'agit de l'effet de voracité budgétaire avancée par Tornell et Lane (1999).

Afin de juguler ce phénomène procyclique de la politique budgétaire des pays émergents comme le Chili a eu à instituer des mesures contracycliques au tout début des années 2000. Son gouvernement a mis en œuvre un indicateur budgétaire, fondé sur la détermination d'un solde structurel qui lui a permis de s'assurer une forte protection contre les évolutions défavorables de l'économie mondiale c'est-à-dire les chocs externes, en rendant possible une relance contracyclique substantielle sans perturber ses marchés financiers et en contribuant à relancer son activité économique.

En effet le solde structurel est également utilisé comme indicateur par les organismes internationaux comme l'OCDE et le FMI, qui le considère comme une mesure pertinente de l'orientation de la politique budgétaire que seule une action délibérée des pouvoirs publics peut corriger. Celui-ci leur permet d'anticiper les incidences économiques des finances publiques à moyen terme et d'en prévoir le comportement budgétaire. D'ailleurs les pays membres de l'UE ont eu à introduire en 2012, une règle d'équilibre structurel des budgets des administrations publiques dont le but est de ne pas excéder un déficit structurel corrigé des variations conjoncturelles de 0,5% du PIB.

Mais qu'en est-il des pays africains? Suivent-ils une orientation procyclique? La prise en compte d'un solde structurel serait-il un meilleur indicateur budgétaire pour ces pays?

Pour tenter de répondre à ces questions, nous nous proposons de fonder notre analyse sous plusieurs angles. La première concerne le caractère cyclique des pays africains ou dans quelle mesure les autorités budgétaires peuvent recourir à la hausse ou à la baisse des dépenses publiques. La deuxième est de vérifier l'impact de la volatilité des finances publiques sur la croissance économique. Ces deux premières approches s'appuient sur les travaux menés par

Fatas et Mihov (2003), de Talvi et Végh (2005), de Frankel (2011), Jeanneney et Tapsoba (2011), de Végh (2013) et Bobbo (2016).

En ce qui concerne la troisième, elle repose sur une modélisation théorique d'un solde structurel basé sur le modèle chilien présenté par Végh (2013), Fiess (2004) et Marcel et al (2001). Son but est d'éliminer les fluctuations conjoncturelles, de réduire le biais procyclique, d'assurer la viabilité et la stabilité des finances publiques et de minimiser les externalités négatives (Fiess, 2004). Cette dernière approche même en étant théorique est l'une des toutes premières s'intéressant au cas des pays de la région subsaharienne. Car comme nous l'avons précédemment souligné la plupart des études actuelles portent essentiellement sur l'analyse des soldes structurels des pays de l'OCDE et de l'Union européenne (Giorno et al, 1995; Fiess, 2004; Huart, 2013; etc....). À ce titre, nous pouvons dire que notre recherche est l'une des pionnières dans l'étude des variations structurelles des finances publiques de la région subsaharienne.

Les principales conclusions issues de ce mémoire rejoignent ceux présentés dans la littérature portant sur la cyclicité budgétaire. Nous observons que les pays en développement d'Afrique, particulièrement ceux de la région subsaharienne ont tendance à recourir à des orientations procycliques de leurs dépenses publiques, contrairement à ceux des pays riches de l'OCDE. Nous trouvons également que cette procyclicité serait liée à la nature même de leurs recettes et dépenses publiques qui sont sensiblement plus faibles que celle des pays avancés.

Une autre remarque importante est que les régimes de changes influent sur l'orientation cyclique des finances publiques. Ces régimes de change ont la capacité d'impacter positivement ou négativement le comportement budgétaire. Ainsi, les pays appartenant à un régime fixe voient leurs degrés de procyclicités augmentés, alors que ceux appartenant à un régime flexible observent une diminution de cette procyclicité.

De plus, nos résultats soulignent la présence d'une relation négative entre la volatilité de la politique budgétaire et la croissance économique. En effet, l'évidence stipule qu'une hausse de 1% de la variabilité budgétaire induit une diminution de 0,114% de la croissance économique. Cet effet causal est significatif au seuil de 5%⁴. Nous trouvons également que

⁴ Voir la cinquième colonne du tableau 13.

la procyclicité budgétaire réduit la croissance économique, alors que la contracyclicité des finances publiques la renforce.

Du côté de l'analyse du solde structurelle qui repose sur six pays d'Afrique subsaharienne à savoir :le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, le Ghana, le Mali, le Niger et la Zambie, nous avons constaté que la tendance déficitaire observée au niveau de ces pays a été atténuée par la prise en compte de l'évolution structurelle qui leur a permis d'alléger leurs charges fiscales. Même si les déficits structurels enregistrés nécessitent des efforts et des mesures spécifiques pour redresser la situation budgétaire. Ce solde reste également sensible à la méthodologie utilisée dans le calcul du niveau potentiel du PIB réel et des prix de matières premières. Puisque des évolutions opposées peuvent être observées sur certaines périodes ce qui rendrait son interprétation plus difficile.

La suite de notre travail se présente comme suit. La section suivante présente la revue de la littérature portant sur la cyclicité de la politique budgétaire. Elle permet de mettre en évidence, les principaux faits stylisés liés aux mouvements cycliques du PIB réel et des agrégats budgétaires. La troisième section présente une vue d'ensemble du cadre budgétaire chilien, notamment sur l'application de sa règle budgétaire structurelle dont nous nous sommes inspirés. La quatrième section fournit quelques détails sur la conjoncture économique et budgétaire, et la fiscalité minière de la région subsaharienne.

La cinquième section examine de manière descriptive et algébrique la relation entre la volatilité macroéconomique et la politique budgétaire, mais compare également la constitution des différents agrégats budgétaires des pays d'Afrique à ceux des régions développées. La sixième section élabore des modèles d'analyses théoriques et empiriques afin de pouvoir interpréter le comportement cyclique de la politique budgétaire des pays d'Afrique. La septième section est consacrée à la méthodologie d'analyse et des données du solde structurel. La huitième section illustre les différents résultats et discussions inhérentes à la méthodologie du solde structurel. Et enfin, la neuvième section conclut.

II. Revue de la littérature

Dans cette revue de littérature, nous rappelons brièvement les principales conclusions issues des études théoriques et empiriques de la cyclicité de la politique budgétaire. En effet, l'étude sur la gestion cyclique de la politique budgétaire indique que des facteurs liés, aux contraintes de financements, à la soutenabilité de la dette publique, la qualité des institutions, aux inégalités de revenu, à la volatilité macroéconomique plus particulièrement celle de l'assiette fiscale et à l'adoption d'une règle budgétaire peuvent être à l'origine de l'adoption d'une politique budgétaire contracyclique, acyclique ou procyclique.

Tout d'abord, nous débutons par les déterminants financiers de la cyclicité budgétaire. Ces déterminants regroupent l'ensemble des contraintes de financement externes et internes qui limitent l'accès aux ressources financières substantielles et réduisent en conséquence les marges de manœuvre des gouvernements pendant les périodes de basse conjoncture. Ils découlent essentiellement de l'imperfection des marchés de capitaux. L'une des caractéristiques des pays en développement particulièrement ceux d'Amérique latine et de la région subsaharienne est qu'ils sont de manière structurelle à la recherche de capitaux. Ce qui contribue considérablement au creusement de ce déficit de capitaux, qui tend à être plus prononcé pour les périodes de ralentissement 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.

Dans cette perspective, Gavin et Perotti (1997), Kaminsky et al (2004) fondent leurs études empiriques sur les contraintes de financement externes. Leurs résultats prouvent que ce sont les contraintes financières qui sont à l'origine de la procyclicité de la politique budgétaire. Ils soulignent également que les faibles possibilités offertes aux PED pour accéder aux marchés de capitaux internationaux expliquent en grande partie la conduite de la politique budgétaire procyclique en période de récession. S'inscrivant dans cette même optique Demirel (2010) explicite la présence d'une forme particulière d'imperfection des marchés de capitaux qui selon lui justifie simultanément les politiques budgétaires et les flux de capitaux procycliques observés dans les PED. L'explication sous-jacente à ce phénomène est qu'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 gouvernements se traduisent par des politiques budgétaires et monétaires procycliques ainsi qu'une orientation procyclique des flux de capitaux.

À l'opposé Riascos et Végh (2003) et Caballero et Krishnamurthy (2004) effectuent leurs analyses sur les contraintes de financement internes en se focalisant sur une variable de profondeur financière. Ils observent que les pays manquant de ressources financières rencontrent également des difficultés pour mobiliser les capitaux à un niveau local. Pour ces derniers, les difficultés constatées ne permettent pas aux pays en développement de contrecarrer les effets d'un ralentissement de l'activité économique, ce qui entrainera ainsi la mise en œuvre d'une politique budgétaire procyclique.

Ensuite, nous abordons les études analysant la relation entre l'endettement et la cyclicité budgétaire. En effet, Ballabriga et Martinez (2002), Alberola et Montero(2006) prouvent respectivement que le caractère procyclique des pays est étroitement lié à la perception de la soutenabilité de la dette. En outre, le FMI⁵ mena une étude en 2009 sur les pays de la région subsaharienne. Cette étude révèle que la politique budgétaire tend à être procyclique dans les pays les plus endettés. Elle signale par ailleurs que les résultats concernant la profondeur du système financier sont moins concluants. Elle explique ce fait en démontrant que les pays dotés d'un marché financier plus profond peuvent être confrontés à la volatilité des marchés de capitaux internationaux et par conséquent seraient donc contraints d'appliquer des politiques budgétaires procycliques.

Combes et al (2017) examinent cette relation, en développant une série de méthode économétrique (estimateur MMG, les moindres carrés gaussiens pondérés localement ...) sur panel de 56 pays, montrent que la marge de manœuvre pour une politique budgétaire contracyclique est fortement réduite par l'encours de la dette mesurée par le ratio dette publique/PIB. Leurs intuitions sont qu'en période de récession économique, la contrainte budgétaire des États se resserre avec la réduction de l'espace budgétaire. Ceci rendrait, le service de la dette plus coûteux, et indiquerait un risque de défaillance. De plus, ils ajoutent

⁵ FMI (2009),P :38.

que lorsqu'un pays fait un défaut sur le paiement de sa dette, l'écart entre les débiteurs défaillants augmente fortement et les nouveaux acheteurs d'obligations seront dans l'obligation de demander un taux d'intérêt plus élevé pour couvrir le risque associé à un nouvel épisode de défaut de non-paiement. Dans de telles circonstances, les gouvernements peuvent au-delà de leur contrôle, s'abstenir de mener des politiques budgétaires contracycliques. De ce fait, les décideurs budgétaires ont les mains liées lorsqu'ils entreprennent des actions pour stimuler la demande globale étant donné que le déficit et l'accumulation de la dette deviennent plus coûteux.

Les déterminants financiers et la soutenabilité de la dette publique se sont révélés limités pour expliquer l'ampleur de la cyclicité de la politique budgétaire, d'où l'émergence de la littérature traitant des déterminants sociopolitiques des mouvements cycliques des politiques budgétaires. Cette littérature emprunte des éléments d'économie politique pour justifier les incitations des autorités politiques à accroître leurs dépenses publiques pendant les périodes de boom économique.

Les contributions pionnières à cette étude 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 publiques. Ces auteurs montrent que les systèmes politiques, dans lesquels le pouvoir est réparti entre un nombre important de groupe 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 de telles configurations, et en l'absence d'obstacles institutionnels à la redistribution discrétionnaire des recettes budgétaires, il se manifestera donc un effet de voracité (ou loi de Wagner)⁶ de la part des différents protagonistes qui pousse chaque groupe à tenter de s'accaparer une plus grande part des richesses nationales en exigeant davantage de transferts.

Cet effet a été analysé empiriquement par Akitoby et al (2006) sur un échantillon de 51 pays en développement sur la période 1970-2002. Cette évaluation empirique a été enrichie par Talvi et Végh (2005) qui en plus des distorsions politiques mettent également en avant la

⁶ Il s'agit de l'augmentation plus que proportionnelle de la redistribution discrétionnaire de la part des autorités publiques en réponse à une expansion de l'activité économique.

volatilité du PIB induite par la très grande volatilité 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. Ces résultats sur la variabilité de l'assiette fiscale corroborent avec les conclusions de Arezki et Brückner (2012), et Konuki et Villafuerte (2016), qui en analysant la volatilité des recettes fiscales des pays d'Afrique trouvent que celle-ci est induite par la volatilité des prix des matières premières détenues par la plupart de ces pays. Ce qui d'après eux, incite les autorités publiques à accroître leurs dépenses publiques sur les périodes de hautes conjonctures. En contribuant à cette littérature, Ramey et Ramey (1994) et Fatas (2002) trouvent à leurs tours que les pays présentant une plus forte volatilité macroéconomique ont une croissance plus faible. Car la volatilité induite par les dépenses publiques est associée négativement à la croissance économique. Ils soulignent également que l'effet des cycles conjoncturels sur la croissance est beaucoup plus important pour les pays pauvres ou les pays détenant un faible degré de développement financier.

Diallo (2009) et Ilzetzki (2011) contribuent également à la littérature axée sur les déterminants sociopolitiques de la cyclicité budgétaire. Leurs études prouvent 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 source de procyclicité budgétaire. Selon ces auteurs, la divergence des préférences des partis politiques qui s'alternent au pouvoir dans la gestion des affaires publiques génère aussi des distorsions. Ces distorsions 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. Celui-ci 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 sont souvent utilisés pour sanctionner les gouvernements qui n'honorent pas leurs engagements. C'est le cadre choisi par Alesina et al (2008), qui montrent l'existence d'une forte relation entre la corruption et la cyclicité budgétaire. Ils soulignent que les pays dont les gouvernements sont démocratiques et moins corrompus peuvent adopter une politique budgétaire contracyclique. Intuitivement, ils trouvent qu'en situation d'information imparfaite c'est-à-dire lorsque les électeurs observent l'état de l'économie, mais ne sont pas informés quant à la structure des emprunts publics, les électeurs ont tendance à croire que toute recette supplémentaire sera dilapidée en distribuant des faveurs spéciales à des groupes proches du gouvernement ou sera consacrée 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. En outre, comme le souligne Stokey (2002), tous les gouvernements ne sont pas aussi bienveillants et intelligents qu'un gouvernement de Ramsey. Des politiciens incompetents et cupides peuvent générer une volatilité importante des instruments de politique budgétaire.

D'autres analyses vérifient dans quelle mesure les différents régimes de change peuvent impacter la discipline budgétaire. En effet, dans cette perspective deux théories s'affrontent, il s'agit de celle de Giavazzi et Pagano (1988) et de Tornell et Vélasco (1988,2000). La première théorie prouve que la discipline budgétaire est renforcée par l'unification monétaire. La seconde en revanche établit que c'est le régime de change flexible qui génère une plus grande discipline budgétaire.

Bobbo (2016) enrichit cette littérature en apportant des preuves empiriques supplémentaires à celle de Tornell et Vélasco (1988,2000). Il montre qu'en utilisant la classification de facto

de Reinhart et Rogoff (2004), la procyclicité budgétaire devient encore plus aiguë pour les pays appartenant à un régime de change fixe et intermédiaire, alors que les régimes de change flexible poussent plutôt à la baisse de l'ampleur de la procyclicité budgétaire. Cela suggère donc que les pays membres des régimes flexibles ont la possibilité d'utiliser conjointement les instruments monétaire et budgétaire pour stabiliser leur économie. Ce qui rendrait facile l'utilisation de la politique budgétaire pour réduire les fluctuations conjoncturelles des économies.

S'agissant des politiques budgétaires mises en œuvre dans le cas des unions monétaires, Bénétrix et Lane (2013) trouvent que les risques d'exacerbation de la procyclicité budgétaire sont bien réels. Ils établissent que le comportement des politiques budgétaires des pays membres de l'UEM⁷ est intimement lié aux différentes phases de leur intégration économique. Ils prouvent que les différentes contraintes imposées aux pays candidats à l'unification se sont traduites par de réels efforts de stabilisation, ce qui a abouti à la mise en place des politiques budgétaires contracycliques.

Ils constatent également que la stabilité offerte aux différents pays adhérents s'est traduite par un relâchement des efforts déployés antérieurement de la part des autorités qui s'est finalement soldé par la mise en place de politiques procycliques.

Pour Huart (2011), un pays participant à une union monétaire doit impérativement adopter une politique budgétaire discrétionnaire⁸ contracyclique au niveau national afin de pouvoir stabiliser ses fluctuations économiques conjoncturelles, surtout lorsqu'il existe des rigidités nominales ou réelles dans l'économie ou lorsqu'il manque des mécanismes d'ajustement alternatifs c'est-à-dire une flexibilité des prix et des salaires, une mobilité du travail et du capital, et enfin une intégration financière et budgétaire.

Dans l'optique de vérifier l'hypothèse selon laquelle la polarisation sociale⁹ est un facteur de la cyclicité budgétaire. Woo (2009) étudie de manière théorique et empirique le comportement de la politique budgétaire. Ses preuves empiriques présentent la polarisation

⁷ Union économique et monétaire européenne.

⁸ Voir Kydland et Prescott (1977) pour la définition de la politique discrétionnaire.

⁹ Il s'agit de la division de la société en plusieurs groupes opposés.

sociale mesurée par l'inégalité des revenus et l'inégalité éducative est associée de manière constante et positive à la procyclicité budgétaire. Il constate également un fort impact négatif de la procyclicité budgétaire sur la croissance économique. À cet effet, il fournit donc un nouveau canal budgétaire en prouvant l'existence d'un lien négatif entre l'inégalité et la croissance économique. Il suggère donc de limiter le nombre de réactions procycliques en réaction aux cycles conjoncturels, aux gains inattendus tels que les booms des matières premières pour pouvoir renforcer la croissance à long terme.

Outre les facteurs liés aux contraintes de financements, à la situation sociopolitique, à l'adhésion d'une union monétaire, à l'appartenance à un régime de change, etc. Une vaste littérature s'est penchée sur l'effet des règles budgétaires sur la cyclicité de la politique budgétaire.

Cette littérature se sépare en deux approches. Une première approche qui est plutôt institutionnelle, traitant des dispositifs de limitation des déficits et des dettes publics, permettant de les justifier et d'encadrer les pratiques budgétaires.

Et une seconde approche, qui elle est exclusivement empirique et qui vise à décrire le comportement budgétaire des États en estimant leurs déterminants économiques.

C'est dans ce cadre que Fiess (2004), Martner (2006), ainsi que Gutierrez et Revilla (2010) fondent leurs analyses sur les règles budgétaires en Amérique latine. Ces derniers trouvent que seule la règle budgétaire chilienne arrive à juguler les effets cycliques de la conjoncture. Car d'après eux, cette règle permet aux gouvernements d'ancrer d'une part les anticipations de long terme sur leur budget, et d'autre part de permettre aux stabilisateurs automatiques de jouer pleinement un rôle contracyclique. Ils dénotent également que cette politique a permis aux autorités budgétaires chiliennes de renforcer la crédibilité de leurs institutions budgétaires, en réduisant le caractère procyclique de leurs politiques.

Cette affirmation a été également soulignée par Gill et Ilahi (2000) qui considèrent les règles budgétaires comme une mesure de protection vis-à-vis des risques macroéconomiques. Puisque le fait d'imposer une discipline budgétaire à l'économie peut considérablement aider les pays à se prémunir des crises fiscales et à réduire les coûts de financement externe.

Pour sa part, Manasse (2006) trouve à travers des estimations paramétriques et non paramétriques¹⁰ que la présence des règles budgétaires réduit en moyenne le déficit budgétaire, et permet une gestion saine des finances publiques. Cela signifie donc que des cadres budgétaires appropriés peuvent améliorer la viabilité à long terme de la politique budgétaire sans compromettre son efficacité en matière de stabilisation à court terme.

Selon cet auteur, l'interaction entre les règles budgétaires et les institutions solides réduit considérablement le biais de déficit, même si les effets de la qualité institutionnelle apparaissent également soumis à des rendements décroissants, mais qui se stabilisent lorsque les institutions sont suffisamment fortes.

Bergman et Hutchison (2015) construisent un indice mesurant le seuil minimum d'efficacité requis pour les gouvernements, et constatent que les règles budgétaires strictes, c'est-à-dire non flexibles, combinées à une efficacité administrative élevée des gouvernements contribuent à créer un environnement institutionnel stable dans lequel les gouvernements sont en mesure de suivre une politique budgétaire contracyclique. Par ailleurs, Nerlich et Reuter (2013), Maltritz et Wuste (2015) soulignent que la surveillance des politiques budgétaires peut être renforcée par la mise en place de comités indépendants, notamment lorsque la nomination des membres de ces comités et les ressources dont ils disposent ne dépendent pas du gouvernement.

En conformité avec la littérature antérieure, et en utilisant une approche empirique de mesure de la variabilité de la politique budgétaire. Brzozowski et Siwinska-Gorzela (2010) soutiennent que les règles budgétaires ont un impact significatif sur la volatilité des instruments budgétaires. Mais qu'en fonction de l'objectif visé, les règles en matière de dette publique ou de solde budgétaire augmenteront ou diminueront la volatilité des politiques. Leurs analyses leur permettent de déduire que seules les règles budgétaires limitant la valeur de la dette publique stabilisent la politique budgétaire. Tandis que celles limitant le déficit public ont un effet déstabilisateur. Pour solutionner ce problème soulevé par ces auteurs,

¹⁰ Cet auteur fonde son analyse en utilisant l'approche MARS (Multiple adaptive regression splines) de Friedman(1991).

Baldacci et al (2009) proposent la combinaison de deux ou de plusieurs règles budgétaires, car cette combinaison permettrait de combler leurs lacunes sous-jacentes.

Une fois la revue de littérature terminée, nous présentons respectivement dans la section suivante la conjoncture économique, et les différentes mesures budgétaires appliquées au Chili. Cette présentation traite du contexte économique chilien, l'importance de son secteur minier ainsi que de sa gestion budgétaire. Nous détaillons sa politique budgétaire, car nous lui empruntons sa règle budgétaire dite structurelle dont le but est de rendre les dépenses publiques des pays en développement en général et ceux riches en ressources naturelles et en produits agricoles en particulier moins volatiles c'est-à-dire contracycliques.

III. La conjoncture économique et budgétaire chilienne

1. Le contexte économique et minier chilien

Avec une superficie de 756102 km², le Chili se présente comme l'économie la plus performante des grands pays d'Amérique latine avec un PIB de 529 milliards de dollars US en 2017. Depuis une vingtaine d'années, le pays connaît une forte croissance économique (croissance moyenne du PIB réel de 4,5% entre 2001 et 2013). Quatrième économie sud-américaine derrière le Brésil, l'Argentine et la Colombie, son PIB par habitant est l'un des plus élevés de la région (23 500 USD/habitant en ppa¹¹).

Étant plus développé que les autres, il est considéré par les investisseurs étrangers comme un modèle de stabilité économique. Le Chili possède des réserves de minerais extrêmement significatives, dont il en est aujourd'hui un producteur majeur. Surtout reconnu pour son activité liée au cuivre, le Chili est aussi le détenteur de minerais le plus stratégiques (Paillard, 2011). Il est le plus grand producteur et exportateur de cuivre au monde avec une production de près de 5,5 millions de tonnes métriques en 2017 (tableau 1). Il détient de surcroît 28% de la production et 29% des réserves mondiales devançant ainsi le Pérou, la Chine et l'Australie. Sa seule mine d'Escondida produisait 24% de cuivre chilien en 2011. Sur les deux derniers exercices, le cuivre s'est fortement réapprécié de l'ordre de +17% pour l'année 2016 et de +22% en 2017.

En effet, le cuivre représente environ 16 % des recettes budgétaires du Chili sur la décennie 2000 : quelque 10 % proviennent des recettes de l'entreprise publique Codelco¹², et le reste des recettes fiscales provenant d'entreprises minières privées¹³. Le fait que le chiffre ne soit que de 16 % montre à quel point l'emploi des recettes d'exportation issues du cuivre n'a pas empêché le Chili de diversifier son économie. Cela dit, ce chiffre sous-estime la sensibilité du budget au cours du cuivre. En 2017, les exportations de minerais chiliens se sont élevées à 38 milliards de dollars US, grâce à la hausse de 22% du cours du cuivre. Quant aux ventes

¹¹ Le sigle PPA signifie : Parité de pouvoir d'achat. On parle de parité du pouvoir d'achat lorsque le pouvoir d'achat des résidents domestiques est constant par rapport à celui du reste du monde.

¹² CODELCO : Corporación Nacional del Cobre, Chile.

¹³ Rodriguez (2007, p. 8).

de cuivres, elles représentaient 92% des exportations du secteur minier et d'environ 50,4% des exportations totales du Chili (tableau 2).

Les bénéfices tirés du cuivre sont beaucoup plus volatiles que le reste du PIB. En outre, le secteur minier tend à avoir un effet multiplicateur sur le reste du PIB. Selon Madrid-Aris et Villena (2005) l'économie du Chili est tributaire des cours du cuivre¹⁴.

Les finances saines du Chili, qui s'expliquent par la manne du cuivre, ont contribué à réduire sa dette extérieure et à accumuler un excédent fiscal de plus de 34,32 milliards de dollars US. Ces ressources importantes lui ont permis de faire face, à la crise internationale lors de laquelle l'économie chilienne a essuyé une contraction de son PIB de 2009, au tremblement de terre du 27 février 2010, mais aussi au creusement de son déficit public qui était de -2,9% en 2016. La dette publique a atteint 2,4% du PIB en 2016, mais reste la plus faible du continent latino-américain avec notamment les avoirs cumulés dans les fonds de stabilisation alimentés par les recettes du cuivre. Quant à la dette extérieure publique, elle représentait 26% du PIB en 2017. Ces événements n'ont pas empêché le Chili de retrouver rapidement des taux de croissance élevés (5,6% en 2012, 4,9% en 2013, 1,7% en 2017 et un rebond net de 3,4% en 2018).

Le Chili a d'ailleurs pu intégrer l'OCDE en 2010, grâce au sérieux de ses politiques publiques, devenant ainsi le premier pays d'Amérique du Sud et le 2^e d'Amérique latine après le Mexique à faire partie de ce club de bonnes pratiques des pays industrialisés. Les principaux secteurs d'activités chiliens sont l'exploitation minière (cuivre, or et argent), le secteur agroalimentaire (vignobles, produits de la mer et fruits), le secteur forestier (bois et papier), le secteur économique du bâtiment et des travaux publics (BTP) et l'industrie chimique. Le secteur agricole contribue à 3 % du PIB, le secteur industriel à 26% du PIB (dont 11% pour l'industrie extractive), la manufacture à 9% et les services à hauteur de 51% (figure 1).

¹⁴ Leur dispositif économétrique est constitué de tests de cointégration tests et leur théorie relève essentiellement de l'hypothèse classique du syndrome néerlandais : une augmentation des cours du cuivre se transmet au secteur des biens non échangeables par le biais de l'appréciation de la monnaie.

Figure 1 : Composition sectorielle du PIB chilien (2016)

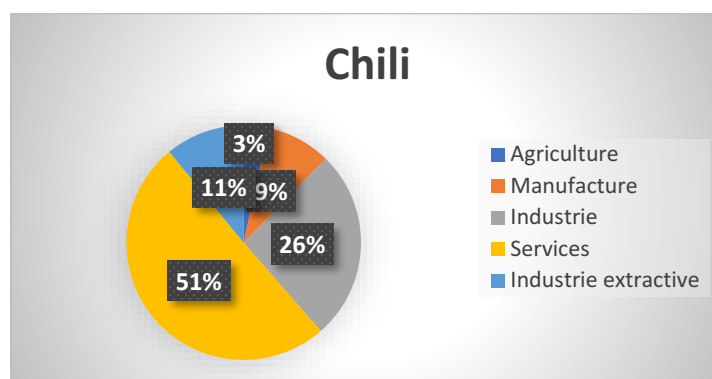


Tableau 1: Production et réserves minières de cuivre du Chili pour l'année 2017

Minerais	Production chilienne (TM) ¹⁵	Participation production mondiale (%)	Classement production mondiale	Participation réserves mondiales (%)
Cuivre	5,5 millions	28	1	29 (N°1)

Source : Consejo Minero chileno.

Tableau 2 : Les exportations de cuivre (2016/2017 en millions de dollars US)

Produit	2016	%	2017	%
Secteur minier	30844	100	37957	100
Cuivre	28073	91	34888	92

Source : Banque centrale chilienne

¹⁵ TM : Tonnes métriques.

2. Les caractéristiques budgétaires chiliennes

Depuis 2000, la politique budgétaire du Chili s'appuie sur une règle budgétaire robuste visant à relier les dépenses publiques aux recettes de l'État à long terme. Cette initiative a été instituée par le gouvernement du président Ricardo Lagos, qui a introduit une discipline budgétaire fondée sur le calcul d'un solde structurel¹⁶ dont l'excédent était de 1% du PIB. Elle plafonne les dépenses publiques à un niveau inférieur de 1% à celui des recettes corrigées des fluctuations conjoncturelles. Alors que les recettes publiques sont sujettes à des mouvements conjoncturels, cette règle empêche ceux-ci de se transmettre aux dépenses publiques. Elle a également permis au gouvernement chilien de réaffirmer et d'intensifier son engagement en matière de responsabilité fiscale.

Cette règle est appliquée chaque année au moment de l'élaboration de la loi des finances, pendant le trimestre qui précède l'exercice budgétaire. Son application repose sur deux panels d'experts indépendants qui établissent les estimations du PIB potentiel, du prix à long terme du cuivre et depuis une date récente du prix du molybdène¹⁷.

Ces groupes d'experts sont respectivement composés de 9 à 17 membres, représentant d'une part le milieu universitaire, et d'autre part les secteurs financiers et miniers. Chaque membre soumet individuellement par écrit ses propres estimations, à la suite desquelles une moyenne simple est établie après l'élimination des valeurs extrêmes.

Pour le cuivre et le molybdène, leurs prix à long terme doivent être soumis pour les dix années à venir. Ainsi, les recettes publiques non tirées du cuivre sont ajustées au moyen d'élasticités types, qui traduisent les déviations du PIB par rapport à leurs tendances, et les déviations des recettes publiques réelles par rapport à leur niveau de long terme. Les recettes prélevées sur la société minière publique CODELCO et celles provenant des sociétés minières privées sont ajustées en fonction de l'écart entre le prix effectif (c'est-à-dire réel) du cuivre et son prix à

¹⁶ Le solde structurel est le solde public corrigé des effets du cycle économique.

¹⁷ Le Chili en produit 16% de la production mondiale et détient 17% des réserves mondiales pour l'année 2016 (World Mining Data, 2016; US Geological Survey, 2016).

long terme. On procède à des corrections analogues pour tenir compte des variations conjoncturelles du prix du molybdène.

Conformément à cette règle, les autorités ont pour objectif d'atteindre un équilibre budgétaire ou légèrement excédentaire excluant les variations conjoncturelles du PIB, du prix du cuivre et du prix du molybdène. Les excédents qui dépassent l'objectif d'équilibre structurel sont accumulés dans plusieurs fonds souverains. Ces actifs sont par la suite utilisés pour financer les déficits des périodes de crise. L'un des objectifs de cette règle est l'atteinte d'un excédent budgétaire global de 1% du PIB, ce choix s'explique pour trois raisons : la recapitalisation de la banque centrale qui a hérité d'une valeur nette négative du fait du sauvetage du système bancaire privé dans les années 80 et d'une certaine stabilisation des entrées de capitaux dans les années 90, le préfinancement de certains passifs au titre de pensions et enfin le service de la dette extérieure net en dollars (Rodriguez, Tokman et Vega 2007, p.5, 21). Cet objectif a été abaissé à 0,5 % du PIB en 2007, et à zéro en 2009, car il a été déterminé que la dette avait été essentiellement payée en totalité et qu'un budget structurellement équilibré serait approprié¹⁸.

Par la suite, ce cadre solide s'est vu encore renforcé récemment avec la création d'un conseil budgétaire indépendant, conformément aux recommandations formulées dans les précédentes études, et l'amélioration de plusieurs mécanismes. Nous notons aussi la mise en place d'un fonds de stabilisation économique et sociale en vue de remplacer le fonds souverain préexistant, son but essentiel est de protéger l'économie contre les chocs de prix de manière contracyclique au cours des périodes où les prix des matières sont élevés. En 2006, la politique de budget structurel a déjà clairement montré ses avantages. Entre 2000 et 2005, l'épargne publique a progressé de 2,5 % du PIB à 7,9 %, ce qui a permis à l'épargne nationale de passer de 21 % à 24 %.

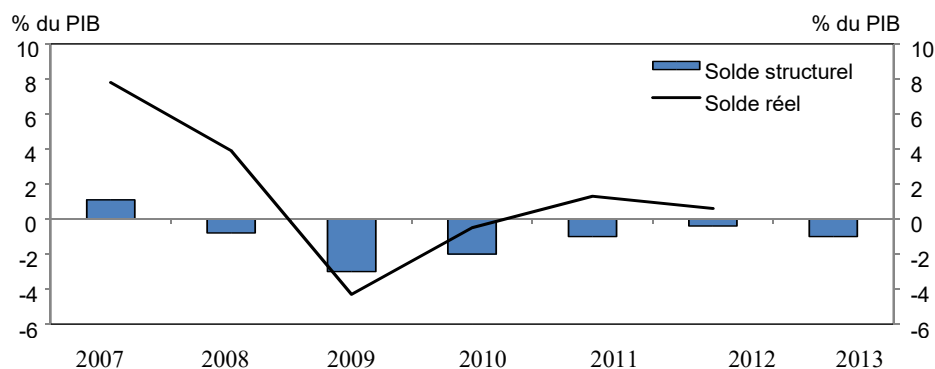
La dette de l'administration centrale a ainsi pu être considérablement réduite en pourcentage du PIB (notamment la dette liée à la banque centrale) et les écarts de taux souverains se sont

¹⁸ Une équipe de trois économistes nommés par le ministre des finances, Andres Velasco a recommandé d'abaisser l'objectif budgétaire structurel.

progressivement rétrécis¹⁹. Les dépenses publiques ont beaucoup, moins fluctué que durant les décennies passées, et moins que les recettes publiques, ce qui a contribué à stabiliser le cycle conjoncturel. D'après une estimation, la politique de solde structurel a permis de réduire la volatilité du PIB d'un tiers en 2001-2005 (Larrain et Parro,2006). Il ressort de cela que cette politique peut virtuellement supprimer l'effet des fluctuations des cours du cuivre sur l'économie réelle (Medina et Soto, 2007).

Cette politique budgétaire a contribué à réduire le déficit structurel dû à la crise financière de 2008 et aux catastrophes naturelles de 2010 (figure 2). D'après les estimations officielles, le déficit structurel se situait à 1 % du PIB en 2013 et le gouvernement a soumis au Congrès un projet de budget qui vise à le maintenir à ce niveau en 2014. Cette solide position a permis au Chili de bénéficier des plus faibles écarts de rendement des obligations souveraines dans la région.

Figure 2: Politique budgétaire du Chili ²⁰



Sources : Dirección de Presupuestos - gouvernement du Chili, Datastream et Cochilco.

¹⁹ Ibid. (p.29-30).

²⁰ Le solde réel se définit comme la différence entre les recettes totales (dons compris) et les dépenses totales et prêts nets.

Une fois la présentation de la situation économique et budgétaire chilienne terminée. Nous présentons dans la section suivante la conjoncture économique et budgétaire de la zone subsaharienne . Nous survolons ainsi le cadre macroéconomique et les différentes politiques budgétaires en vigueur. De plus, nous illustrons sa fiscalité minière particulièrement le cas des redevances qui sont des paiements dû à un titulaire de brevet , d'un droit d'exploitation d'une mine ou d'autres droits semblables, et proportionnels à l'utilisation faite par la personne à qui le droit est conféré (Gonthier, 2003).

IV. Le cadre macroéconomique de la zone subsaharienne

L'Afrique subsaharienne s'étend sur une superficie comprise entre 22431000 km² et 24265000km², et est composée de 48 pays. Cette zone est subdivisée en plusieurs Unions Monétaires et Économiques²¹ à savoir : UEMOA, CEDEAO, CEMAC, CMA, ZMAO, SADC, CAE, COMESA. Selon les données publiées par la Banque mondiale, l'Afrique subsaharienne détenait un PIB nominal de 1,649 milliards de dollars US en 2017. Son taux de croissance passa de 2,6% en 2017 à 2,7% en 2018, soit une hausse de 0,1%.

Sur le plan minier, elle détient la plupart des ressources naturelles²² du continent africain. À l'échelle mondiale, elle produit environ 19% d'or²³, 9% de bauxite, 39% de chrome, 28% de manganèse et 68 % de cobalt, 10% de cuivre, 15,2% d'uranium, 6% de pétrole (Chaponnière, 2013; Centre africain des ressources naturelles, 2016; US Geological Survey, 2014-2016). Pour sa part, le FMI trouve en 2012 que plus de la moitié des pays de la zone subsaharienne sont producteurs de ressources naturelles. Ces pays génèrent collectivement plus de 60% du PIB de la région, dont un quart est issu du secteur minier (Africa Progress Report, 2003). Pour l'année 2017, son secteur industriel représentait 22% de son PIB, celui de l'industrie extractive de 8%, le secteur des services de 45%, le secteur manufacturier de 9% et enfin le secteur agricole de 16% (figure 3).

En ce qui concerne sa fiscalité minière, les pays membres de cette région ont mis en place dans les années 80 des réformes sur leurs codes miniers, en vue d'améliorer les rendements des industries extractives, et pour inciter l'attrait de capitaux étrangers dans l'optique de stabiliser leurs secteurs miniers. Ces réformes limitaient souvent le rôle de l'État, le faisant passer de propriétaire exploitant unique à facilitateur de l'investissement du secteur privé²⁴.

²¹ Voir la section Annexe J pour plus de détails.

²² Les ressources naturelles se définissent comme étant les stocks de matières premières présentes dans le milieu naturel qui sont à la fois rares et économiquement utiles pour la production ou la consommation, soit à l'état brut, soit après un minimum de transformation (OMC, 2010).

²³ L'or représente 20,5 % des exportations totales de l'UEMOA en 2012, devançant le pétrole et le cacao, contre 20,1 % en 2011 et 15,8 % en 2010 (BCEAO) (Laporte et al., 2015).

²⁴ Nous constatons que l'ensemble des taxes minières (redevances, taxes sur les sociétés, etc.) ont été réduites, voire même éliminées.

Ainsi, la SADC, la CEDEAO, la CAE ont établi respectivement des mesures leur permettant d'harmoniser leurs politiques fiscales, leurs législations et règlements nationaux afin de définir des normes communautaires visant à uniformiser l'environnement d'affaires proposé aux investisseurs miniers (UNECA,2011).

À titre d'exemple, nous porterons notre attention sur les pays de l'Afrique de l'ouest de la CEDEAO et de l'UEMOA, qui ont adopté en 2009 la Directive C/DIR3/05/09 sur l'harmonisation des principes directeurs et des politiques dans le secteur minier (Directive de la CEDEAO). Cet objectif repose essentiellement sur une approche participative, sur le développement socio-économique durable, de la bonne gouvernance, etc. (Mballo,2012). Cette directive a pour but de créer un environnement favorable au développement macroéconomique durable, de mettre en place une gestion minière transparente et efficace en vue de renforcer les capacités des communautés minières.

Quant à l'UEMOA, elle a établi une politique minière en 2000. Elle cherche d'une part à favoriser un climat propice aux firmes privées étrangères, d'autre part à une diversification de la production minière, mais aussi à favoriser la coexistence des industrielles minières et de l'artisanat minier (Politique minière commune de l'UEMOA, 2000). Au sein de cette union, l'attribution des permis de recherche est ainsi passée de 5 en 2002 à 25 en 2003, puis à une moyenne de 65 par an entre 2004 et 2010. Au titre de la seule année 2011, environ 200 permis ont été délivrés dans l'UEMOA (BCEAO,2011).

Sur le plan des finances publiques, la crise économique et financière des années 1980, qui a touché la plupart des États membres de cette zone révèle des conséquences liées à un mauvais usage des instruments de régulation budgétaire. Même si, les origines de cette crise peuvent être imputées à des facteurs exogènes tels que la dégradation des termes de l'échange ou la chute du dollar (BCEAO ,2001; Fielding et Shields,2001; Talvi et Végh, 2005; Houssa,2008, et Perry,2009).

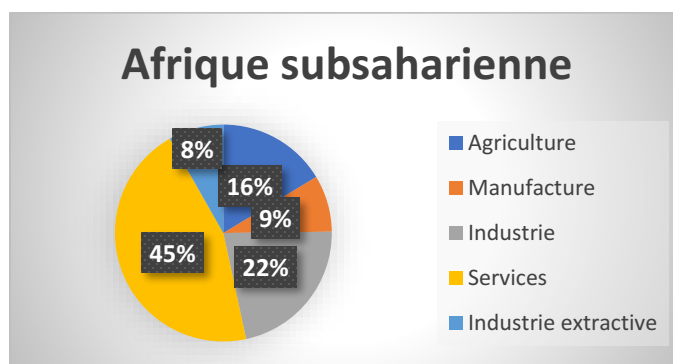
Des études récentes (Ly 2011; Tanimoune et al., 2008; Jeanneney et al.,2011; Bobbo ,2016; etc....) ont démontré que ce sont surtout les politiques budgétaires expansionnistes menées par les États qui ont contribué à la persistance des effets de cette crise. Alors même qu'ils

disposaient d'un système financier très limité, les pays de cette zone ont opté pour des politiques économiques visant à développer des modèles de croissance rapide. Ceux-ci se traduisent par des dépenses gouvernementales plus élevées, et les recettes budgétaires étaient insuffisantes conduisant donc à l'adoption de politique budgétaire procyclique.

Cette augmentation des dépenses publiques avait entraîné une augmentation des déficits budgétaires par rapport au PIB. En outre, la faiblesse du financement intérieur de ces dépenses du fait de l'étroitesse de l'assiette fiscale a conduit la plupart de ces États à recourir aux modes de financement externes contribuant ainsi à creuser leurs dettes extérieures.

Mais on remarque qu'avec l'adoption de certaines règles supranationales, une partie de ces pays ont pu adopter des politiques budgétaires contracycliques. Ainsi, Santiago et al (2016) trouvent que seulement 20% des pays de la région subsaharienne ont pu mettre en place des politiques budgétaires contracycliques.

Figure 3 : Composition sectorielle du PIB subsaharien (2017)



Après avoir survolé le système budgétaire et minier de la région subsaharienne. Nous entamons à la cinquième section l'analyse descriptive et algébrique de la politique budgétaire.

V. Volatilité et politique budgétaire

Cette cinquième section est purement descriptive. Ces descriptions servent à diagnostiquer et à mettre en lumière les défis particuliers de la gestion budgétaire des pouvoirs publics qui résultent non seulement de la conjoncture du secteur public, mais aussi des caractéristiques de l'environnement macroéconomique.

Elles nous permettent également d'appliquer toute une série d'analyses théoriques et empiriques en vue de mieux examiner l'orientation cyclique de la politique budgétaire conduite en Afrique notamment dans la zone subsaharienne.

De plus, nous menons quelques analyses sur les pays membres de l'OCDE et de l'Union européenne, afin de comparer leurs comportements budgétaires à ceux des pays d'Afrique.

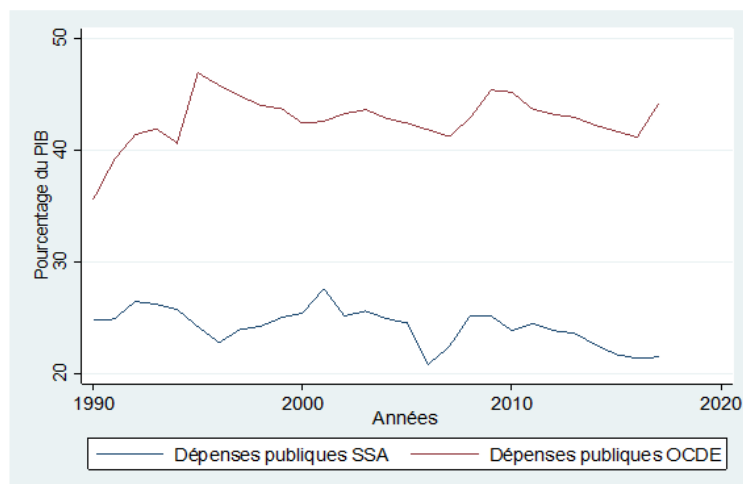
La suite de notre étude se focalisera essentiellement sur les deux principales analyses suivantes :

- ❖ L'analyse de la taille et la structure des agrégats budgétaires
- ❖ L'étude théorique de la volatilité macroéconomique et budgétaire

1. La taille et la structure des agrégats budgétaires (OCDE et SSA)

Lorsque nous analysons l'évolution de ces dépenses publiques, nous observons que la taille de ces dépenses est la première différence et peut-être la plus évidente entre les pouvoirs publics des pays d'Afrique subsaharienne et ceux de l'OCDE.

Figure 4 : Dépenses publiques totales



Dans un pays d'Afrique subsaharienne typique, le secteur public dépense environ 27% du PIB soit près de la moitié des dépenses enregistrées pour les pays de l'OCDE dont les dépenses avoisinent les 48% du PIB. Les données affichent également qu'en Afrique subsaharienne, la taille des dépenses publiques a en moyenne augmenté autour de l'année 1991. Cette hausse est sûrement liée à la mise des programmes d'ajustement structurel du FMI et de la Banque mondiale, ainsi qu'à la restructuration des entreprises publiques dans toute la région. Alors que les dépenses publiques des pays de l'OCDE connaissent une évolution spectaculaire vers 1993-1994, avec l'atteinte d'une valeur de près de 48% du PIB.

On constate également que malgré cette hausse qu'aient connue les pays de la zone subsaharienne, ils connaîtront une baisse au milieu des années 90 jusqu'à atteindre une valeur approximative de 22% du PIB. Cette baisse sera encore plus drastique entre fin 2008 et début 2009, avec une valeur de près de 20,5% du PIB.

Tableau 3: Structure des recettes fiscales (OCDE et SSA) pour l'année 2016

	SSA	OCDE
Recettes fiscales (% du PIB)	17,26	34,3
Impôt sur les biens et services ²⁵ (% des recettes fiscales)	57,16	32,4
Impôt sur le revenu et les bénéfices (% des recettes fiscales)	33,6	34,1
Cotisations sociales (% des recettes fiscales)	5,61	25,8
Taxes commerciales (% des recettes fiscales)	13,3	1,17

Note : Nous utilisons 35 pays d'Afrique subsaharienne (SSA) pour cette analyse et tous les pays membres de l'OCDE. Les données utilisées proviennent des données de la banque mondiale (WDI 2017) et de celles de l'OCDE (2019) pour les pays industrialisés. Les valeurs en question représentent les moyennes pondérées par la population de chaque échantillon.

À travers le tableau 3, nous constatons que les recettes fiscales des pays de l'OCDE sont plus élevées que celles des pays de la zone subsaharienne. Ceci nous permet d'affirmer que les pays d'Afrique subsaharienne détiennent une capacité budgétaire limitée, puisqu'elle ne leur permet pas de collecter les recettes nécessaires pour leurs dépenses publiques. Ce constat est sans doute lié à la place qu'occupe le secteur informel dans cette région.

Au niveau de la structure des recettes fiscales de la zone subsaharienne, nous observons également que ces pays recourent fortement à l'impôt indirect (par exemple les taxes commerciales). En revanche, ils recourent moins à la taxation directe (impôt sur le revenu et sur les bénéfices, et les cotisations sociales) que les pays de l'OCDE.

En somme, nous pouvons en déduire que la structure fiscale des pays d'Afrique subsaharienne est loin de faciliter une gestion saine de la politique budgétaire, car les impôts

²⁵ Les impôts sur les biens et services représente désigne l'impôt indirect c'est-à-dire l'ensemble des impôts prélevés sur la production, l'extraction, la vente, le transfert, la location, etc. En un mots, ils représentent les taxes sur la valeur ajoutée et sur le chiffre d'affaires. Voir OCDE (2019), impôt sur les biens et services(indicateur).

indirects sont des sources de revenus particulièrement volatiles, liés à leurs instabilités. Cette structure expose donc les budgets nationaux de cette zone à des chocs budgétaires plus forts que si la structure était proche de celle des pays de l'OCDE.

Après avoir analysé les agrégats budgétaires de ces deux zones, nous passerons à l'étude de la volatilité macroéconomique. Celle-ci représente le degré des fluctuations économiques auquel les pays de ces deux régions font face.

2. Étude théorique de la volatilité macroéconomique et budgétaire:

Nous examinons la volatilité de certaines variables macroéconomiques (PIB réel, PIB réel/hab, recettes et dépenses publiques, et les termes de l'échange)²⁶. Nous définissons la volatilité macroéconomique à partir de l'écart-type de nos différentes variables macroéconomiques. Cette volatilité mesure l'ampleur de la dispersion d'une variable donnée autour de sa valeur moyenne sur une période donnée. Ainsi, plus les fluctuations de la variable sont prononcées plus la variable est censée être volatile et vice versa. Nos résultats d'analyse montrent que les économies subsahariennes se distinguent par leur volatilité macroéconomique, qui se reflète dans la volatilité du PIB réel (et du PIB réel/hab) et des autres variables macroéconomiques à savoir les agrégats budgétaires (voir tableau 4). Car les valeurs affectées à ces différentes variables sont respectivement plus élevées que celles des pays industrialisés de l'OCDE. À titre d'exemple, nous observons que la volatilité des termes de l'échange est cinq (trois)²⁷ fois supérieure à celle des pays membres de l'OCDE.

La volatilité des recettes publiques est également frappante avec des degrés de volatilité hautement prononcés pour les pays d'Afrique subsaharienne. L'intuition économique sous-jacente à la volatilité des recettes publiques, peut-être liée à la variation des termes de l'échange (Easterly et al ,1993). Une amélioration de ces termes se traduit par une augmentation directe des recettes non fiscales si les exportations de ressources naturelles relèvent du secteur public, et affecte indirectement les impôts sur le revenu et les bénéfices lorsque les exportations de matières premières relèvent du privé.

²⁶ Les données utilisées pour cette analyse sont tirées des données de la base WDI (2017), et complétées par celle de l'OCDE (2019).

²⁷ Respectivement en pourcentage du PIB réel, et du PIB réel par habitant.

S’inscrivant dans cette même vision, Frankel (2011), Uribe et al (2017), Melina et Portillo (2018) expliquent cette volatilité des pays d’Afrique subsaharienne comme révélatrice de chocs important et de l’absence de mécanismes (lié à la mauvaise conception des politiques économiques : politique monétaire et budgétaire procyclique) permettant d’atténuer les effets de ces chocs, notamment l’absence de diversification économique, de développement du secteur financier, ainsi que de la faiblesse de leurs institutions.

Tableau 4 : Écarts-types des variables macroéconomiques et budgétaires

Écarts-types en % (paramètre de lissage $\lambda = 6,25$)	SSA	OCDE
σ_y	8,64	8,59
σ_{yhabs}	4,06	2,48
σ_g / σ_y	0,58	0,41
$\sigma_g / \sigma_{yhabs}$	1,43	1,15
σ_r / σ_y	0,53	0,20
$\sigma_r / \sigma_{yhabs}$	1,14	0,70
σ_{te} / σ_y	0,69	0,13
$\sigma_{te} / \sigma_{yhabs}$	1,47	0,45

Note : les variables y, yhabs, g, r, te représentent respectivement le PIB réel, le PIB réel par habitant, les dépenses publiques, les recettes publiques, et les termes de l’échange. Elles ont été lissées par le filtre HP afin d’obtenir leurs déviations en % d’écart par rapport à leurs tendances potentielles. L’échantillon comprend trente-cinq pays d’Afrique subsaharienne et tous les pays de l’OCDE et couvre en moyenne la période de 1990-2017 à une fréquence annuelle.

La présentation de la volatilité des variables macroéconomiques entre pays d’Afrique subsaharienne et ceux de l’OCDE, qui vient d’être faite donne une vue d’ensemble sur l’intensité des fluctuations économiques auxquelles sont confrontés les pays de ces deux régions. La section suivante confronte les dépenses et soldes publics au PIB réel à travers des méthodologies théoriques et économétriques en vue d’apprécier non seulement le niveau de corrélation possible, mais également d’analyser empiriquement le lien entre la volatilité budgétaire et la croissance économique.

VI. Méthodologies d'analyses et résultats de la cyclicité budgétaire

Conformément, à la littérature empirique sur les propriétés cycliques de la politique budgétaire, nous analysons la cyclicité budgétaire sous trois approches. La première approche théorique consiste à analyser la corrélation entre la composante cyclique des différents agrégats budgétaires à celle du PIB réel. La deuxième se base sur l'examen de l'amplitude du cycle de la politique budgétaire, c'est-à-dire les écarts entre les cycles de nos différentes variables budgétaires en période d'expansion et leurs cycles en période de récession. Quant à la dernière, elle est empirique et consiste à estimer une fonction de réaction budgétaire, qui traitera non seulement de l'orientation cyclique de la politique budgétaire, mais également de sa volatilité.

1. L'approche théorique

La méthodologie abordée est issue de celle adoptée par Kaminsky et al (2004), de Talvi et Végh (2005) et de Végh (2013). Ils proposent une méthode qui se base sur l'étude de la corrélation entre les dépenses publiques, le taux d'imposition et le cycle économique. En outre, ils présentent un cadre théorique des corrélations entre les indicateurs budgétaires et le cycle économique (Baddi, 2015). En d'autres termes, ces auteurs mesurent la cyclicité de la politique budgétaire comme étant la corrélation²⁸ entre les mouvements cycliques des variables budgétaires et du PIB réel. Ils définissent donc les propriétés cycliques de ses variables en observant le signe du coefficient de corrélation et de leurs niveaux de significativité.

Cependant, leurs interprétations restent intimement liées à la variable budgétaire étudiée. Ainsi, les dépenses publiques seront dites procycliques lorsque la corrélation entre les composantes cycliques des dépenses publiques et du PIB réel est positive et significative. Elles seront par ailleurs dites contracycliques, lorsque la corrélation est négative et significative, et enfin neutres lorsqu'elle est nulle ou non significative. Quant aux soldes budgétaires (hors dons), ils sont dits procycliques lorsque la corrélation est négative et

²⁸ Il s'agit du coefficient de corrélation linéaire simple de Pearson, qui est une normalisation de la covariance par le produit des écarts-type des variables.

significative, sont contracycliques lorsque la corrélation est positive et significative et neutres lorsque la corrélation est nulle ou non significative²⁹.

Dans le cadre de notre étude, nous analysons spécifiquement l'orientation budgétaire des dépenses publiques et des soldes publics (hors dons) par rapport aux fluctuations économiques. Cette analyse nous permet également de mesurer de manière descriptive la robustesse de l'association linéaire entre nos variables d'études. Nous l'appréhendons premièrement sur l'ensemble des pays d'Afrique (sauf pour la Somalie, le Soudan et le Soudan du Sud)³⁰. Nous étudions deuxièmement, la gestion cyclique de la politique budgétaire des pays membres de l'OCDE et de l'Union européenne. Nous définissons les dépenses publiques réelles comme les dépenses du gouvernement central déflatées par le déflateur du PIB.

Pour sa part, les soldes publics (hors dons) sont exprimés en pourcentage du PIB réel. Les données utilisées sont des données annuelles et couvrent la période 1990-2017. Elles proviennent des séries de données du Fonds monétaire international (WEO-IMF, 2018)³¹, de la Banque mondiale (WDI, 2017)³² et de la Banque africaine de développement (BAD).

²⁹ Il en est de même pour les recettes publiques, voir tableau 1 de la section cyclicité budgétaire.

³⁰ Nous décidons de ne pas inclure ces pays dans l'analyse due à leurs manques de données.

³¹ World Economic Outlook 2018.

³² World Development Indicators 2017.

Tableau 5 : Coefficients de corrélation entre les composantes cycliques des dépenses publiques, des soldes budgétaires hors dons et du PIB réel (Cas des pays d’Afrique)

Pays	Dépenses publiques	Solde budgétaire ³³ hors dons	Pays	Dépenses publiques	Solde budgétaire hors dons
	1990-2017	1990-2017		1990-2017	1990-2017
Afrique subsaharienne	0,24*	0,07	Lesotho	0,58*	-0,32*
Afrique du Sud	-0,30*	0,74*	Liberia	0,87*	-0,32*
Algérie	-0,09	-0,03	Libye	0,81*	0,20*
Angola	0,59*	-0,42*	Madagascar	0,62*	-0,06
Bénin	0,11	0,21*	Mali	0,42*	-0,01
Botswana	0,01	0,12	Malawi	0,79*	-0,14*
Burkina Faso	0,58*	-0,21*	Mozambique	0,03	0,17*
Burundi	0,60*	0,00	Maroc	0,57*	0,05
Cameroun	0,25*	-0,15*	Maurice	0,74*	0,06
Cap-Vert	0,90*	0,11	Mauritanie	0,65*	0,02
Centrafrique	0,84*	0,18*	Namibie	0,57*	-0,37*
Congo RDC	0,32*	-0,13	Niger	0,33*	0,23*
Congo Brazza	0,74*	0,08	Nigeria	-0,24	-0,02
Comores	0,83*	-0,28*	Ouganda	-0,08	0,13
Côte d'Ivoire	0,60*	0,38*	Rwanda	0,71*	0,14*
Djibouti	0,85*	-0,04	Sao Tomé Principe	0,14*	0,03
Égypt.	0,80*	0,35*	Sénégal	0,26*	0,15*
Érythrée	0,86*	0,20*	Seychelles	0,37*	-0,07
Éthiopie	0,68*	0,22*	Sierra Leone	0,61*	0,41*
Gabon	0,56*	0,06	Swaziland	0,47*	0,21*
Gambie	0,39*	-0,18*	Tanzanie	0,01	0,04
Ghana	0,48*	-0,14*	Tchad	0,11	-0,31*
Guinée	-0,30*	0,66*	Togo	0,31*	0,01
Guinée Équatoriale	0,42*	-0,05	Tunisie	0,29*	0,08
Guinée Bissau	0,62*	0,01	Zambie	0,21*	0,00
Kenya	0,01	0,11	Zimbabwe	0,64*	0,30*

Note : Une corrélation positive indique une politique budgétaire procyclique pour les dépenses, tandis qu’elle est négative pour les soldes budgétaires hors dons. Les valeurs en gras sont les moyennes régionales³⁴. L’astérisque (*) indique une significativité statistique au seuil de 10%. Les données utilisées du PIB réel, des dépenses publiques et des soldes publics hors dons sont issues des séries de données annuelles du Fonds Monétaire international (WEO-IMF, 2018)³⁵, de la Banque Mondiale (WDI, 2017)³⁶ et de la Banque africaine de développement (BAD). Nous utilisons par la suite un filtre HP avec un paramètre de lissage de 6,25 afin d’obtenir les cycles de nos variables.

³³ Le solde budgétaire (hors dons) est la différence entre les recettes et les dépenses gouvernementales hors dons.

³⁴ Il s’agit de la valeur moyenne des pays d’Afrique subsaharienne.

³⁵ World Economic Outlook 2018.

³⁶ World Development Indicators 2017.

À travers l'analyse du tableau 5, nous remarquons que la plupart des pays d'Afrique présentent en moyenne une orientation procyclique des dépenses publiques. Cette constatation s'inscrit dans la logique des précédentes remarques suggérées par la littérature. En effet, la littérature économique trouve que les dépenses publiques des pays en développement sont de natures procycliques comparativement à ceux des pays riches qui sont contracycliques et neutres (Kaminsky et al, 2004; Talvi et Végh, 2005; Dufrénot et al, 2007; Végh et Vuletin, 2012; Végh, 2013).

En revanche, nous observons également une certaine alternance de l'orientation budgétaire des soldes publics hors dons, car la majorité des pays ont tendance à recourir à une gestion contracyclique ou même neutre de la politique budgétaire. Même si la neutralité observée est de nature faible, car sensiblement proche de zéro pour certains pays (cas du Togo, de la Zambie, etc.).

Quant à la zone subsaharienne, elle détient globalement un comportement procyclique des dépenses avec une corrélation avoisinante 0,24, alors qu'elle présente une politique neutre pour les soldes budgétaires hors dons. Ce constat sur la neutralité des soldes publics hors dons, est peut-être le fruit de la mise en place de certaines règles communes appliquées dans les zones économiques africaines. À titre d'exemple, nous pouvons citer le cas des pays membres de l'UEMOA où le déficit budgétaire global (dons inclus) devrait rester inférieur à 3% du PIB.

Lorsqu'on y effectue une analyse individuelle, on s'en rend compte que la gestion cyclique de la politique budgétaire varie fortement d'un pays à l'autre. À l'exception des pays comme le Burkina Faso, le Ghana et la Namibie qui présentent des politiques budgétaires procycliques à la fois sur les soldes et les dépenses publiques.

Tableau 6 : Coefficients de corrélation entre les composantes cycliques des dépenses publiques, des soldes budgétaires hors dons et du PIB réel (Cas des pays de l'UE et de l'OCDE)

Pays	Dépenses publiques	Solde budgétaire ³⁷ hors dons	Pays	Dépenses publiques	Solde budgétaire hors dons
	1990-2017	1990-2017		1990-2017	1990-2017
Autriche	-0,09	0,54*	Pays-Bas	-0,51*	0,55*
Allemagne	-0,19*	0,12	Pologne	0,05	0,07
Belgique	-0,41*	0,15*	Portugal	-0,2	0,45*
Bulgarie	0,03	0,18*	Tchèque.R	0,06	0,20*
Chypre	0,54*	0,52*	Roumanie	0,11	0,75*
Croatie	0,07	0,34*	Royaume-Uni	-0,32*	0,17*
Danemark	-0,18*	0,13	Slovaquie	0,08	0,20*
Espagne	0,06	0,18*	Slovénie	-0,03	0,06
Estonie	0,02	-0,49*	Suède	-0,58*	0,04
Finlande	0,12	0,64*	U. E	-0,31*	0,16*
France	-0,21*	0,12	OCDE	-0,38*	0,35*
Grèce	0,22*	-0,31*	Canada	-0,64*	0,62*
Hongrie	0,36*	-0,05	Chine	-0,38*	0,34*
Irlande	-0,04	0,11	Chili	-0,55*	0,70*
Italie	0,02	0,08	Corée du Sud	0,21*	0,08
Lettonie	0,03	0,75*	Israël	0,46*	0,11
Lituanie	-0,33*	-0,46*	Japon	-0,32*	0,52*
Luxembourg	0,06	0,51*	Russie	0,00	-0,01
Malte	0,14*	0,23*	USA	-0,54*	0,72*

Note : Une corrélation positive indique une politique budgétaire procyclique pour les dépenses, tandis qu'elle est négative pour les soldes budgétaires hors dons. Les valeurs en gras sont les moyennes régionales. L'astérisque (*) indique une significativité statistique au seuil de 10%. Les données utilisées du PIB réel, des dépenses publiques et des soldes publics hors dons sont issues des séries de données annuelles du Fonds Monétaire international (WEO-IMF, 2018)³⁸, de la Banque Mondiale (WDI, 2017)³⁹, et de l'OCDE (2019). Nous utilisons par la suite un filtre HP avec un paramètre de lissage de 6,25 afin d'obtenir les cycles de nos variables.

³⁷ Le solde budgétaire (hors dons) est la différence entre les recettes et les dépenses gouvernementales hors subventions.

³⁸ World Economic Outlook 2018.

³⁹ World Development Indicators 2017.

Dans le tableau 6, il apparaît que l'orientation budgétaire de la zone euro était contracyclique à la fois sur les dépenses gouvernementales que sur les soldes budgétaires (hors dons). Nous rejoignons ainsi, les conclusions de Gali et Perotti (2003) et d'Huart (2011), qui en analysant la politique budgétaire des pays membres de la zone euro, trouve que l'orientation budgétaire est devenue contracyclique, et sans doute encore plus prononcée après la période dite de Maastricht (c'est-à-dire après 1992), en vue de pouvoir stabiliser la croissance.

Nous remarquons aussi que certains pays membres de l'Union européenne comme l'Italie, l'Irlande détiennent des comportements neutres au cycle, avec des corrélations relativement faibles et non significatives⁴⁰. Ceci dénote l'absence de relation entre les fluctuations économiques et les dépenses publiques. L'intuition économique découlant de cette remarque est que ces pays ont maintenu leurs politiques budgétaires stables afin de pouvoir soutenir leurs secteurs bancaires et immobiliers en crise au cours de l'année 2008.

Au niveau de l'OCDE, nous observons globalement un comportement contracyclique de la politique budgétaire, avec une valeur moyenne de près de -0,38 pour les dépenses publiques. Talvi et Végh (2005), ainsi que Frankel et al (2011), et Végh (2013) trouvent aussi une corrélation négative très forte entre les mouvements cycliques des dépenses publiques et du PIB réel. Ils concluent que la gestion cyclique de la politique budgétaire des pays membres de l'OCDE est de nature contracyclique comparativement à celle des autres pays non membres de l'OCDE.

Dans les pays hors zone euro, on peut aussi observer une orientation contracyclique de nos deux variables budgétaires plus prononcée aux États-Unis, au Canada, au Japon, en Chine et au Chili. En revanche, elle est procyclique dans les dépenses pour l'Israël, la Corée du Sud et neutre pour les soldes hors dons. Quant à la Russie, elle présente une certaine neutralité pour ces deux variables.

Concernant l'étude de l'orientation des variables budgétaires sur les phases de la conjoncture, il s'avère que la politique budgétaire des pays d'Afrique subsaharienne surtout en matière de

⁴⁰ Voir la corrélation entre les fluctuations cycliques des dépenses et du PIB réel de ces différents pays.

dépenses publiques a le même type de comportement procyclique dans les phases d'expansion et de récession (tableau 7, colonne 1).

Pour les pays membres de l'OCDE et de l'UE, leurs dépenses gouvernementales tendent plus vers une certaine contracyclité sur les deux périodes de la conjoncture.

Du côté des soldes publics hors dons, il apparait que la réaction des autorités budgétaires diffère d'une région à une autre, alors que les soldes publics adoptent un comportement neutre en expansion et contracyclique en récession pour la zone subsaharienne et des pays de l'OCDE.

Celle-ci suit plus une situation inverse pour les pays de l'UE, car leurs soldes budgétaires hors dons tendent vers une orientation procyclique sur les périodes d'expansion, et neutre sur les périodes de récession (tableau 7, colonne 3).

Tableau 7: La corrélation entre les composantes cycliques des dépenses et soldes publics et celles du PIB réel selon les phases du cycle économique (1990-2017)

Variables	Phases du cycle économique	SSA	OCDE	UE
Dépenses publiques	Expansion	0,35*	-0,64*	-0,65*
	Récession	0,43*	-0,78*	-0,79*
Soldes publics(hors dons)	Expansion	0,07	0,1	-0,14*
	Récession	0,41*	0,18*	0,02

Note : Une corrélation positive indique une politique budgétaire procyclique pour les dépenses, tandis qu'elle est négative pour les soldes budgétaires hors dons. L'astérisque (*) indique une significativité statistique au seuil de 10%. Les données utilisées du PIB réel, des dépenses publiques et des soldes publics hors dons sont issues des séries de données annuelles du Fonds Monétaire international (WEO-IMF, 2018)⁴¹, de la Banque Mondiale (WDI, 2017)⁴², de l'OCDE (2019) et de la Banque africaine de développement (BAD). Nous utilisons par la suite un filtre HP avec un paramètre de lissage de 6,25 afin d'obtenir les cycles de nos variables.

À travers ces résultats, il apparait que la région subsaharienne est celle qui adopte en moyenne des dépenses publiques procycliques. Ainsi, nous pouvons dire que les autorités publiques de cette région recourent donc à l'augmentation de leurs dépenses, ce qui produit un renforcement du cycle économique. Tandis que celles des pays de l'UE et de l'OCDE optent pour une stabilisation de leurs conjonctures en appliquant des politiques contracycliques.

À partir de ces résultats, la question principale qui se pose est celle d'établir une démarche empirique en vue d'estimer la fonction de réaction des autorités budgétaires en présence de certains facteurs pouvant influencer leurs décisions budgétaires.

⁴¹ World Economic Outlook 2018.

⁴²World Development Indicators 2017.

2. L'approche économétrique

La littérature sur l'étude de la cyclicité budgétaire a été prolifique ces dernières années. La plupart des études ont été basées sur des analyses empiriques d'un pays ou d'un panel de pays. Ces analyses estiment d'une part la relation entre les différents agrégats budgétaires et le cycle économique, mais également le lien entre la volatilité budgétaire, les mouvements cycliques budgétaires, la croissance économique et la volatilité du PIB réel d'autre part.

Le but de notre démarche économétrique est d'étudier ces différentes fonctions de réaction et d'en vérifier leurs robustesses sur un échantillon de trente-neuf pays d'Afrique et de la région subsaharienne. Pour cela, nous nous inspirons premièrement des tests de racine unitaire des données de panel réalisé par Hurlin et Mignon (2005), des divers tests intrinsèques aux données de panel présentés par Torres-Reyna (2007), et deuxièmement des méthodologies d'estimation de Jeanneney et Tapsoba (2011), de Bobbo (2016) et de Fatas et Mihov(2003). La méthodologie de Jeanneney et Tapsoba (2011) sera désignée comme étant une approche classique, celle de Bobbo (2016) l'approche de Bobbo et la dernière l'approche de Fatas et Mihov . En ce qui concerne, les deux premières approches même en étant des approches complémentaires, elles sont analysées séparément puisque ces auteurs utilisent différentes méthodes d'obtention du cycle du PIB réel.

Nous présentons successivement, les modèles de nos différentes approches, leurs méthodologies d'estimations, les données utilisées à travers un calcul des variables choisies pour la circonstance, les résultats et enfin les tests inhérents à nos estimations économétriques.

2.1 L'approche classique

Cette approche examine dans quelle mesure la politique budgétaire a exercé une influence stabilisatrice ou déstabilisatrice sur l'activité économique de la zone subsaharienne, et étudie également quelques-uns des facteurs économiques qui ont pu conduire aux résultats observés. Cette analyse est motivée par le fait que des interventions budgétaires discrétionnaires peuvent s'avérer procycliques, c'est le cas en particulier d'un resserrement budgétaire en phase de récession. Ceci peut résulter d'un endettement public trop élevé pour être soutenable. Mais la procyclicité peut aussi être due à des problèmes de mise en œuvre ou au cadre institutionnel dans lequel s'inscrivent l'élaboration et l'application des politiques budgétaires⁴³.

Sur le plan économique, Thornton (2008) a montré pour trente-sept pays africains que les dépenses publiques sont hautement procycliques, car réagissant plus que proportionnellement aux fluctuations du PIB. En outre il suggère que les dépenses publiques sont plus procycliques pour les pays dépendants de l'aide étrangère et moins pour les pays les plus démocratiques.

Dans notre contexte, nous évaluons dans quelle mesure l'orientation de la politique budgétaire a été procyclique ou contracyclique sur un panel de trente-cinq pays d'Afrique subsaharienne au cours de la période 1990-2017. Les phases procycliques sont définies comme les périodes durant lesquelles les fluctuations des agrégats budgétaires accentuent celles du PIB réel.

Notre investigation empirique s'appuie sur quatre équations. Ces équations présentées ci-dessous, nous permettent d'analyser d'une part les fluctuations cycliques du PIB réel sur les différents agrégats budgétaires, mais également sur les différentes phases de la conjoncture économique tout en contrôlant pour les autres facteurs pouvant influencer la politique budgétaire. La technique utilisée est empruntée de Jeanneney et Tapsoba (2011).

⁴³ « IV. Cyclicité de la politique budgétaire : le rôle de la dette, des institutions et des contraintes budgétaires », Perspectives économiques de l'OCDE, 2003/2 (no 74), p. 153-172.

➤ **1^{re} équation :**

$$\left[\frac{G}{PIB^*} \right]_{it} = \beta_0 + \beta_1 \left[\frac{G}{PIB^*} \right]_{it-1} + \beta_2 CycleÉconomique_{it} + \beta_3 X_{it} + \varepsilon_{it}$$

➤ **2^e équation :**

$$\left[\frac{SB}{PIB^*} \right]_{it} = \beta_0 + \beta_1 \left[\frac{SB}{PIB^*} \right]_{it-1} + \beta_2 CycleÉconomique_{it} + \beta_3 X_{it} + \varepsilon_{it}$$

➤ **3^e équation :**

$$\left[\frac{G}{PIB^*} \right]_{it} = \delta_0 + \delta_1 \left[\frac{G}{PIB^*} \right]_{it-1} + \delta_2 Expansion_{it} + \delta_3 Récession_{it} + \delta_4 X_{it} + \varepsilon_{it}$$

➤ **4^e équation**

$$\left[\frac{SB}{PIB^*} \right]_{it} = \delta_0 + \delta_1 \left[\frac{SB}{PIB^*} \right]_{it-1} + \delta_2 Expansion_{it} + \delta_3 Récession_{it} + \delta_4 X_{it} + \varepsilon_{it}$$

❖ **Données et construction des variables**

Contrairement à Jeanneney et Tapsoba (2011) qui utilisent les agrégats budgétaires que sont les dépenses, les recettes publiques et les soldes publics en termes réels pour effectuer leurs analyses empiriques. Nous nous focalisons essentiellement sur les dépenses publiques et les soldes publics hors dons. A cet effet, nous nous permettons également de définir, le solde budgétaire hors don comme étant la différence entre les recettes et les dépenses publiques hors subventions.

Les variables utilisées dans notre analyse empirique sont issues des bases de données de la Banque mondiale (WDI, 2017), du Fonds monétaire international (WEO-IMF, 2018), de la Banque africaine de développement ainsi que de l'Université de Maryland notamment celle du projet Polity IV. Nous nous permettons de réduire une partie de la simultanéité en rapportant les variables budgétaires d'études à un PIB tendanciel exprimé en terme réel. Cependant, nous générons le PIB tendanciel en utilisant le filtre de Hodrick et Prescott (1997) en choisissant 6,25 comme valeur du paramètre de lissage λ . Par la suite, nous présentons successivement les calculs de nos différentes variables d'analyses.

Nous débutons en premier lieu, par les variables dépendantes $\left[\frac{G}{PIB^*} \right]_{it}$ et $\left[\frac{SB}{PIB^*} \right]_{it}$. Ces deux variables expliquées représentent respectivement les dépenses budgétaires et les soldes budgétaires hors dons du pays i à l'année t . Elles sont toutes deux rapportées à un PIB tendanciel et sont exprimées en monnaie constante.

En second lieu, nous avons les variables explicatives⁴⁴ antérieures (ou plus précisément retardées d'une période) à savoir : celle des dépenses publiques $\left[\frac{G}{PIB^*} \right]_{it-1}$ et celle des soldes publics hors dons $\left[\frac{SB}{PIB^*} \right]_{it-1}$. Celles-ci sont exprimées en pourcentage du PIB tendanciel. Elles

nous permettent de mesurer le degré d'inertie des variables budgétaires due aux délais de mise en place d'une nouvelle politique budgétaire, elles reflètent respectivement donc l'influence des conditions budgétaires initiales sur les décisions budgétaires d'une période donnée (Gali et Perotti, 2003; Cimadomo, 2005; Adedeji et Williams, 2007; Huart, 2011). Cela revient donc à estimer la variation des variables budgétaires qui représente la politique conjoncturelle alors que leur niveau a une composante structurelle. Leurs coefficients β_1 et δ_1 respectifs attendus doivent être positifs et inférieurs à l'unité. Ces coefficients expriment l'existence d'une contrainte budgétaire d'équilibre à long terme qui implique un retour progressif à l'équilibre. Ceci stipule que ces variables budgétaires sont donc stationnaires⁴⁵.

Pour Claves (2006), ces variables antérieures permettent de s'attaquer à un biais d'omission de variable possible dans un modèle statique.

Nous nous intéressons en troisième lieu, à notre variable d'intérêt intitulée $Cycle\acute{E}conomique_{it}$, cette variable représente les composantes cycliques du PIB réel (exprimée en monnaie constante). Elle est calculée comme la déviation du PIB réel par rapport à son niveau

tendanciel sous cette forme $\left(Cycle\acute{E}conomique_{it} = \frac{PIB_{it} - PIB_{it}^{tendanciel}}{PIB_{it}^{tendanciel}} \right)$. Comme nous

⁴⁴ Il s'agit des variables budgétaires antérieures.

⁴⁵ Il s'agit d'une hypothèse de la stabilité des modèles dynamiques où la condition de stabilité est $|\beta_1|$ et $|\delta_1|$ sont respectivement inférieurs à 1.

l'avons précédemment décrit, le PIB tendanciel est une fois de plus obtenu avec le filtre de Hodrick et Prescott (1997) en gardant toujours 6,25 comme valeur du paramètre de lissage⁴⁶. Lorsque son écart est positif, nous pouvons dire que le cycle se trouve en expansion (ou en haute conjoncture), et lorsqu'il est négatif en récession (ou en basse conjoncture). En outre, nous mesurons la cyclicité de la politique budgétaire en analysant son coefficient c'est-à-dire β_2 . Ainsi, nous dirons que les dépenses publiques sont procycliques lorsque son coefficient est statistiquement significatif et positivement corrélé à la conjoncture. En revanche, elles seront dites contracycliques lorsque son coefficient affecte négativement et de façon significative la conjoncture économique. Elles seront finalement dites acycliques, lorsque son coefficient est non significatif.

Pour le cas des soldes publics hors dons (équation 2), ils seront dits procycliques, si et seulement si le signe du coefficient β_2 est de signe négatif et statistiquement significatif. Cependant, ils seront dits contracycliques, lorsque ce coefficient impacte positivement le cycle économique tout en étant significatif. Et enfin, ils seront acycliques lorsque le coefficient est non significatif.

En quatrième lieu, nous nous focalisons sur la variable X_{it} . Cette variable représente les variables de contrôle qui influencent la politique budgétaire indépendamment de l'évolution du cycle économique. Nous avons donc retenu, les principales variables suggérées par la littérature économique auxquelles, nous avons ajouté la variable « taux d'inflation » en vue de tester la robustesse de nos différentes estimations.

Dans notre exemple, nous avons retenu comme variables : les fluctuations des termes de l'échange, la nature du régime politique, la dette publique, l'aide publique au développement versée aux pays et enfin l'inflation.

Premièrement, nous utilisons la variable des termes de l'échange. Elle est mesurée par le rapport de l'indice de la valeur unitaire des exportations sur celui de la valeur unitaire des

⁴⁶ Nous effectuons un test de robustesse, suivant Ravn et Uhlig (2002), nous fixons le paramètre de lissage du filtre de Hodrick et Prescott (1997) à 100. Voir annexe section I (Analyse de robustesse).

importations, calculée sur l'année de référence 2000. Nous lui appliquons un filtre HP de paramètre 6,25 afin de pouvoir analyser ses fluctuations cycliques. Ces fluctuations sont donc représentées par l'écart relatif du niveau des termes de l'échange réel à leur niveau tendanciel.

La formule utilisée pour ce calcul est la suivante :

$$\left(\text{CycleTermesd'échanges}_{it} = \frac{\text{Termesd'échanges}_{it} - \text{Termesd'échanges}_{it}^{\text{tendanciel}}}{\text{Termesd'échanges}_{it}^{\text{tendanciel}}} \right).$$

Cette variable a été utilisée dans la littérature par (Gavin et Perotti, 1997; Doré et Masson,2002; Catão et Sutton,2002; Adedeji et Williams, 2007; et Alesina et al.,2007). L'idée sous-jacente à cette variable est qu'elle est la principale source de chocs exogènes sur les recettes et dépense publique.

Par ailleurs, la spécification faite sur sa modélisation, suppose qu'une seule variation non anticipée des termes de l'échange, c'est-à-dire une quelconque déviation par rapport à sa tendance affectera la politique budgétaire. En dehors du fait que cette variable nous permet de capter les effets des chocs extérieurs auxquels sont confrontées les économies africaines exportatrices de matières premières(or, pétrole, charbon, cuivre, uranium...) et de produits agricoles (café, cacao, coton, arachide...),son introduction nous permet également de contrôler partiellement pour l'existence des stabilisateurs automatiques.

Deuxièmement, nous utilisons la variable nature du régime politique. Elle combine le degré d'ouverture politique, le mode électoral, les contraintes institutionnelles auxquelles doivent faire face le chef de l'exécutif ainsi que la participation aux élections. Elle se présente comme un indicateur qui note les différents pays sur une échelle allant de -10 à 10, avec la valeur 10 représentant un pays démocratique et la valeur -10 un pays autocratique. Elle se résume donc à la situation démocratique et autocratique d'un pays. Nous l'introduisons dans la littérature, car elle nous permet d'analyser le rôle que peuvent jouer les institutions politiques dans la prise de décision des politiques budgétaires. En d'autres termes, nous pourrions dire que les institutions politiques peuvent en effet affecter la capacité des gouvernements à maîtriser les variables budgétaires, sans que l'on puisse déterminer si un régime démocratique est de ce point de vue plus efficace qu'un régime autocratique.

Troisièmement, nous utilisons la variable dette publique totale antérieure(retardée d'une période). Elle est exprimée en pourcentage du PIB. Selon la littérature, elle exerce

normalement un effet positif sur le solde budgétaire. De plus, elle représente la contrainte de soutenabilité d'endettement public auquel la politique budgétaire est soumise, c'est-à-dire un motif de stabilisation de la dette dans la conduite de la politique budgétaire. Un ratio de dette publique/PIB plus élevé entraîne des efforts budgétaires pour améliorer le solde budgétaire hors dons. (Wyplosz, 2002; Gali et Perotti, 2003; Cimadomo, 2005; Adedeji et Williams, 2007).

Quatrièmement, nous utilisons la variable aide publique, qui est exprimée en pourcentage du PIB. Il s'agit en effet de l'aide au développement versée par un pays riche et développé à un pays pauvre et en développement en vue de pouvoir relancer son développement économique. Elle contribue donc à financer les dépenses publiques, et exerce par ailleurs un effet négatif sur le solde budgétaire puisque les recettes publiques sont calculées hors subventions et que les dépenses comprennent celles financées par l'extérieur.

Quant à notre dernière et cinquième variable de contrôle nommée « taux d'inflation », elle est mesurée par l'indice des prix à la consommation (IPC). Elle se définit par ailleurs, comme la différence relative entre les moyennes des prix d'une année à l'autre. Nous proposons de la recalculer, afin de réduire les taux relatifs aux périodes d'hyperinflation qui sont perçues comme les périodes sur lesquelles l'inflation augmente de façon vertigineuse, d'une valeur de 50% par mois si l'on s'en tient à la définition de Cagan (1989). Ainsi, le nouveau taux introduit dans nos estimations empiriques sera de cette forme: $\pi^* = \frac{\pi}{1 + \pi}$ avec π^* comme le

taux d'inflation final, et π le taux d'inflation initial. Cette modélisation du taux d'inflation a également été effectuée par Kaminsky et al (2004). Nous l'introduisons dans nos estimations, car sa maîtrise est susceptible d'être un objectif budgétaire, au même titre que la régularité de la croissance du PIB. En outre, certains critères quantitatifs de certaines unions monétaires d'Afrique subsaharienne à l'instar de la CEMAC et de l'UEMOA préconisent le maintien d'un taux d'inflation inférieur à 3%. Toutefois, il existe le plus souvent une corrélation entre expansion et inflation qui risque de rendre difficile l'interprétation des coefficients. Son statut est également ambigu, car ce n'est pas seulement un instrument de la politique monétaire,

mais un instrument de financement du budget puisqu'elle est source de seigneurage⁴⁷ tout en ayant sans doute un effet défavorable sur les recettes fiscales en raison des délais de collecte des impôts (effet Olivera-Tanzi). Ces deux dernières considérations suggèrent, à l'inverse de la première un coefficient négatif dans l'équation explicative du solde budgétaire.

Dans nos différentes modélisations théoriques, nous avons également procédé à la scission de la variable du cycle économique en deux périodes (équations 3 et 4)⁴⁸, c'est-à-dire en période de haute conjoncture ($Expansion_{it}$), et en période de basse conjoncture ($Récession_{it}$). La première variable du cycle appelée ($Expansion_{it}$) est obtenue en multipliant la variable de cycle économique par une muette prenant la valeur 1 lorsque le cycle économique est positif ou nul et zéro sinon.

Quant à la seconde variable du cycle intitulée ($Récession_{it}$), elle est générée en multipliant une fois de plus la variable de cycle économique par une muette prenant la valeur 1, lorsque le cycle économique à son niveau tendanciel est strictement négatif et zéro sinon.

Et enfin, nous terminons par la variable ε_{it} qui représente le terme d'erreur classique. Elle traduit les différentes perturbations, qui affectent les variables dépendantes et qui proviennent d'autres facteurs que ceux des variables indépendantes. En d'autres mots, nous pouvons dire qu'elle représente l'ensemble des facteurs inobservés (Wooldridge, 2010).

❖ Outils d'analyses et stratégie d'estimation

• Outils d'analyses

Compte tenu des propriétés des séries temporelles de panel, nous réalisons également une multitude de tests : le test de la dépendance transversale de Pesaran (2004), le test de racine unitaire de Im Pesaran et Shin (2003), le test d'hétéroscédasticité interindividuel ou test de Wald modifié (Greene, 2000, 2012), le test de corrélation sérielle (Wooldridge, 2002, 2010)

⁴⁷ Le seigneurage est défini comme l'ensemble des recettes acquises par l'émission d'argent. Sa terminologie découle du nom de seigneur ou souverain lequel détenait au Moyen-Âge, le monopole de l'émission de monnaie sur ses terres. Ce même monopole est aujourd'hui détenu par l'État pour lequel il constitue une source possible de revenus (Mankiw, 2016).

⁴⁸ Pour ces estimations, nous n'interprétons que les coefficients attachés aux différentes périodes du cycle économique.

et enfin de celui de Hausman (Greene, 2008). Rappelons qu'en dehors du test de Hausman spécifique à cette approche, tous les autres tests ont été effectués sur l'ensemble de notre base de données qui comprend trente-neuf pays africains, dont trente-cinq d'Afrique subsaharienne, qui ont été pris comme échantillon d'étude pour cette approche.

Le premier test est celui de la dépendance en coupe transversale de Pesaran (2004)⁴⁹. Il s'avère comme une précaution indispensable à toute étude empirique mobilisant des données de panel. Ce test permet à la fois de détecter la présence et la forme d'autocorrélation dans les régressions, ce qui permet d'orienter l'économètre vers des spécifications économétriques plus appropriées. Sous l'hypothèse nulle d'indépendance en coupe transversale, sa statistique est asymptotiquement distribuée selon une normale standard $N(0,1)$. Cette statistique est basée sur la moyenne des coefficients de corrélation entre les différents pays pris deux à deux pour chaque période de temps.

Ensuite, nous procédons à des tests de racine unitaire sur nos données de panel. Selon la littérature, les tests de racine unitaire individuels sont reconnus pour leur faible puissance spécialement dans le cas de petites valeurs de T , c'est-à-dire pour des échantillons de petite taille (Cochrane, 1991). En effet, les tests de racine unitaire utilisés sur les séries temporelles ont comme hypothèse nulle H_0 que la variable possède une racine unitaire. La faible puissance du test signifie qu'on est souvent dans l'impossibilité de rejeter l'hypothèse nulle et on conclut incorrectement que la variable possède une racine unitaire. Les tests de racine unitaire de données de panel présentent l'avantage d'être plus puissants et de remédier ainsi à ce problème (Baltagi et Kao, 2000; Hurlin et Mignon, 2005). En d'autres mots, ils permettent de travailler sur des échantillons de taille réduite (dans la dimension temporelle) en augmentant le nombre de données disponibles (dans la dimension individuelle), diminuant dès lors la probabilité de faire face à des ruptures structurelles et palliant le problème de la faible puissance des tests en petit échantillon.

⁴⁹ Nous exécutons la commande XTCD du logiciel stata écrite par Markus Eberhardt (De Hoyos et Sarafidis (2006); Eberhardt (2011a)).

Comme nous l'avons indiqué plus haut, nous appliquons le test de Im Pesaran et Shin (2003)⁵⁰ qui est recommandé pour les données de panel non cylindré⁵¹. Ce test fait partie des tests dits de première génération, c'est-à-dire qui repose sur l'exclusion d'une quelconque relation entre les statistiques individuelles et sur l'absence de corrélation interindividuelle (Hurlin et al.,2005). À ce titre, ils autorisent une hétérogénéité de la racine autorégressive, mais aussi d'une hétérogénéité quant à la présence d'une racine unitaire dans le panel. Son hypothèse d'indépendance interindividuelle des résidus lui permet d'établir très simplement des distributions statistiques des tests et d'obtenir généralement des distributions asymptotiques ou semi-asymptotiques normales.

Dans leur démarche, Im Pesaran et Shin (2003) considèrent également un modèle avec effets individuels et sans tendance déterministe. À cet effet, il utilise les statistiques de Dickey-Fuller ou de Dickey-Fuller augmentées (ADF) en calculant la moyenne du groupe d'observations⁵². En admettant une certaine hétérogénéité au niveau de son paramètre testé, ces auteurs posent comme hypothèse nulle H_0 la présence d'une racine unitaire pour toutes les observations, en revanche l'hypothèse alternative suppose la stationnarité d'une partie des observations.

Dans la mesure où, ce test requiert l'indépendance en coupe transversale des observations, nous appliquons ce test sur les variables ayant été démoymonnées⁵³, c'est-à-dire les variables dont on a soustrait la moyenne en coupe transversale, ce qui de surcroît permet de contrôler pour les effets communs non observés corrélés aux pays en utilisant l'option `demean`. L'annexe H présente la statistique W_{t-bar} du test d'Im-Pesaran-Shin (2003) pour chaque variable. Nous présentons également entre parenthèses leurs différentes probabilités. De plus,

⁵⁰ Nous utilisons la commande `XTUNITROOT` du logiciel `stata` pour effectuer ce test de racine unitaire (StataCorp,2013b).

⁵¹ Base de données de panel dans laquelle les données pour certaine année sont manquantes pour certaines unités d'observation (Wooldridge, 2010).

⁵² Il s'agit de la statistique : W_{t-bar} . Pour plus d'amples informations, nous recommandons la lecture (Hurlin et Mignon; 2005; Im et al.,2003).

⁵³ Pour ce test, nous utilisons l'option « `demean` » qui permet d'atténuer l'impact de la dépendance transversale.

nous choisissons un nombre retard de l'ordre de 5, pour effectuer ce test, tout en ajoutant une constante et une tendance linéaire.

Pour pouvoir identifier la corrélation sérielle dans le terme d'erreur dans un modèle de panel, nous effectuons un test de Wooldridge⁵⁴. Ce test proposé par Wooldridge (2002) est un test économétrique qui nécessite peu d'hypothèse et est facile à mettre en œuvre (Drukker, 2003). L'hypothèse nulle sous laquelle ce test suit une distribution F de Fisher est la non-présence d'autocorrélation.

Quant au test d'hétéroscédasticité interindividuel ou de Wald modifié⁵⁵, il est conçu pour tester l'hypothèse spécifique d'homoscédasticité interindividuelle. Ce test n'est viable que lorsque l'hypothèse de normalité est violée du moins en termes asymptotiques. La statistique est calculée par panel dans les résidus et suit une distribution du chi carrée. χ^2 . Par ailleurs, Baum (2001) souligne que son interprétation doit être faite prudemment, notamment pour les panels de courtes périodes.

Et enfin, nous appliquons un test de Hausman (1978) qui permet de tester la présence d'une corrélation ou non entre les effets spécifiques et les variables explicatives du modèle. Ceci permet de choisir entre le modèle à effets fixes et le modèle à effets aléatoires. En d'autres mots, son hypothèse nulle qui suit une statistique chi-carré χ^2 est que le modèle à effet aléatoire est préféré au modèle à effet fixe (Greene, 2008).

Les résultats de ces différents tests sont présentés dans le tableau 8 et dans l'annexe H pour les tests de stationnarité. Nous observons pour le test de stationnarité qu'en dehors du PIB réel et des termes d'échanges, toutes les autres variables sont stationnaires en niveau, c'est-à-dire qu'elles sont intégrées d'ordre zéro. Car leurs probabilités statistiques sont nettement inférieures à la valeur critique de 0,05 (annexe H, tableau 1). Nous dirons que ces variables détiennent respectivement des moyennes et des variances constantes à travers le temps (Ambler, 1989).

⁵⁴ La commande utilisée dans stata est la commande xtserial (Drukker,2003).

⁵⁵ Pour ce test, nous avons utilisé la commande xttest3 (Baum, 2001).

En ce qui concerne, le cas de la variable des termes d'échanges nous observons que cette variable n'est pas stationnaire à 5% pour le modèle à tendance linéaire, mais en revanche l'est à 10% ce qui peut paraître ambigu. Mais comme nous avons posé notre valeur critique à 5%, nous supposons qu'elle présente une racine unitaire (annexe H, tableau 1).

Par ailleurs, l'utilisation de la variable cyclique du PIB réel et des termes d'échanges, ainsi que la prise en compte de leurs différences premières nous réconfortent puisque leurs résultats statistiques présentent cette fois-ci une certaine stationnarité (annexe H, tableau 1 et 2).

Quant au tableau 8, il nous indique clairement qu'il y'a en premier lieu une dépendance transversale pour les pays de cet échantillon. Même si, Torres-Reyna (2007) souligne que la dépendance transversale n'est pas vraiment problématique pour les données de panels utilisant une période de temps inférieure à 30 années. En second lieu, les hypothèses nulles des tests de Wald modifié et de Wooldridge ont été respectivement rejetées à un niveau de significativité de 1%. Ceci sous-entend la présence d'une corrélation sérielle d'une part et d'une hétéroscédasticité d'autre part. En troisième lieu, ce tableau nous révèle que nos données de panel sont plus favorables à l'estimation des modèles avec effets fixes, car la probabilité statistique obtenue est inférieure à 5%.

À la suite de ces résultats, nous optons donc pour des modèles d'estimations robustes nous permettant de prendre en compte ces différents facteurs.

Tableau 8 : Les tests économétriques des données de panel

Modèles	Statistiques	P-values
Test de Pesaran (dépenses publiques)	$CD_test = 17.576$	0.0000
Test de Pesaran (Soldes publics)	$CD_test = 4.287$	0.0000
Test de Wald modifié	$\chi^2(35) = 4594.54$	0.0000
Test de Wooldridge	$F(1, 34) = 78.136$	0.0000
Test de Hausman	$\chi^2(6) = 222.71$	0.0000

Note : Une p-value calculée inférieure à 0.05, signifie un rejet de l'hypothèse nulle. Les variables indiquées entre parenthèses sont les variables explicatives des différents modèles estimés.

- **Stratégie d'estimation**

Au vu de nos précédentes remarques soulevées par les différents tests économétriques, nous ne pouvons donc pas estimer la relation entre la cyclicité de la politique budgétaire et celle du PIB réel par les moindres carrés ordinaires (MCO). Puisque l'inférence statistique des moindres carrés ordinaires est biaisée à cause de la simultanéité entre la politique budgétaire et le cycle économique. Les variables explicatives de notre modèle peuvent être sujettes à des erreurs de mesure pouvant une fois de plus engendrer une simultanéité artificielle. Le facteur des variables omises dans la modélisation peut aussi être une troisième source d'endogénéité agissant simultanément sur la variable budgétaire et le cycle (Mileva, 2007; Wooldridge, 2013).

Par conséquent, nous optons premièrement pour la méthode des effets fixes dite (*within*) permettant de tenir compte des variables structurelles constantes et spécifiques à chaque pays. Ce choix porte sur le fait que le test de Hausman s'est révélé favorable pour cette technique comparativement à celle des effets aléatoires. Il porte également sur la théorie économique de Mundlak qui a montré en 1973 la supériorité du modèle à effet fixe, car pour lui les agents économiques sont des agents optimisateurs qui intègrent l'effet individuel dans leurs prises de décisions. Ce qui implique une corrélation entre les effets individuels et les variables explicatives du modèle (Duguet, 2009). Néanmoins, nous portons quelques configurations à cette méthodologie qui prend en compte la dépendance transversale, la corrélation sérielle et l'hétéroscédasticité. Nous utilisons à cet effet l'estimateur à effet fixe de Driscoll et Kraay (1998) qui repose sur un estimateur matriciel de covariance non paramétrique qui produit des erreurs types convergentes pour l'hétéroscédasticité, et robustes à la dépendance transversale⁵⁶.

Deuxièmement, nous choisissons la méthode des moments généralisés (*MMG*) qui est adaptée à l'estimation de panels dynamiques, c'est-à-dire quand la variable dépendante retardée est utilisée comme une variable explicative. Elle permet de tenir compte de l'hétérogénéité des pays, mais aussi du problème d'endogénéité de certaines variables tout

⁵⁶ Pour plus de détail concernant cette méthodologie, nous recommandons la lecture de Hoechle (2007). La routine utilisée sur stata est la commande xtsc.

en générant automatiquement des variables instrumentales à partir des variables retardées. De plus, elle repose sur des conditions d'orthogonalité entre la variable retardée et le terme d'erreur tant en différence première qu'en système (Labra et Torrecillas, 2018). D'ailleurs Le Gallo (2002) présente la méthode des moments généralisés comme l'une des méthodes les mieux adaptées à l'estimation des modèles à dépendance transversale.

À ce titre, nous utilisons la méthode développée par Blundell et Bond (1998). Cette méthode consiste à estimer conjointement nos différentes équations en différences premières et en niveaux. En d'autres termes, elle permet de combiner deux instrumentations en même temps. Elle effectue d'une part une première estimation en instrument par la première différence de l'équation à estimer, ce qui de fait éliminerait les caractéristiques inobservables, individuelles et invariantes dans le temps par leurs niveaux retardés d'une période (ou plus) des variables. L'hypothèse sous-jacente à cette méthodologie est que les termes d'erreurs dans l'équation d'origine en niveau ne sont pas sériellement corrélés. Et d'autre part, elle utilise les différences premières retardées d'une période (ou plus) pour instrumenter les niveaux des variables à estimer (Jeanneney et Tapsoba, 2011).

Dans nos estimations (*MMG*) de Blundell et Bond (1998), nous avons décidé de traiter les variables de cycle (cycle économique et celui des termes de l'échange) comme étant prédéterminées en les instrumentant par leurs retards d'au plus quatre années. Les variables budgétaires retardées, l'aide et l'inflation sont également considérées comme prédéterminées. Celles-ci seront instrumentées par tout au plus 2 retards. Et enfin les autres variables explicatives seront considérées comme exogènes (dette publique et nature du régime politique).

Cette méthodologie de Blundell et Bond (1998), repose également sur des hypothèses qui doivent être vérifiées afin d'en juger de la pertinence de nos estimations. Tout d'abord, nous effectuons le test d'autocorrélation d'Arellano et Bond dont l'hypothèse nulle H_0 suggère que les termes d'erreurs ne doivent pas être autocorrélé au second ordre AR(2) (Cameron et Trivedi, 2009). Ce test admet toutefois une autocorrélation d'ordre 1 significative à 5%.

Ensuite, le test de sur identification de Hansen dont l'hypothèse nulle H_0 porte sur la validité des instruments (Roodman,2009).

❖ Résultats de l'approche classique

Nous illustrons les différentes interprétations sous-jacentes à nos résultats obtenus dans les tableaux 9 et 10 ci-dessous, ainsi que de celles des tests de stationnarité effectués dans le cadre de notre analyse. Compte tenu du probable biais de simultanéité décrit précédemment, nous interprétons principalement les estimations avec les *MMG* en système. Nous avons également retenu des seuils de significativité de 5% et de 10% pour nos estimations.

Tout d'abord, nous constatons à travers les résultats empiriques du tableau 9 que la politique budgétaire des pays de notre échantillon présente un comportement procyclique lorsque l'on considère les dépenses publiques. Ainsi, les dépenses publiques rapportées au PIB tendanciel sont positivement corrélées par la conjoncture (Tableau 9, estimation *MMG*). Ce résultat montre qu'une fois de plus, les politiques budgétaires africaines sont en général procycliques (Thornton, 2008; Diallo, 2009; Llédó et al., 2009; Talvi et Végh, 2005; Jeanneney et Tapsoba 2011, etc.). En d'autres termes, pour les 35 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).

Quant au taux des soldes, il est négativement corrélé à la conjoncture, mais reste tout de même statistiquement non significatif, ce qui permet d'affirmer que l'orientation budgétaire est acyclique, voire même neutre. Le coefficient estimé des variables budgétaires de la période précédente est très significatif avec le signe positif attendu et inférieur à l'unité (Tableaux 9 et 10). La dette publique exerce un impact négatif et non significatif sur les dépenses, et un impact significativement positif sur les soldes budgétaires hors dons (Tableau 9, colonnes 4 et 2). La variation non anticipée des termes d'échanges influence positivement les soldes budgétaires hors dons, et négativement les dépenses tout étant significative pour

les soldes publics. Si on s'en tient au signe de la variation des termes de l'échange précisément pour le cas des soldes budgétaires hors dons, on pourrait dire que tout choc externe positif (c'est-à-dire lorsque les pays connaissent une augmentation du prix relatif des biens exportables) est source d'amélioration du solde budgétaire, car générant des recettes fiscales conséquentes.⁵⁷

L'aide publique a un effet positif significatif sur les dépenses publiques avec les effets fixes, mais exerce par ailleurs un effet non significatif avec les *MMG*. En outre, elle devient négative et non significative pour les soldes budgétaires hors dons avec les effets fixes et *MMG* (Tableau 9).

La variable captant la nature du régime politique affecte positivement les dépenses publiques, mais reste tout de même significative. Cependant, elle affecte négativement les soldes budgétaires hors dons, tout en demeurant non significative.

L'inflation affecte négativement la politique budgétaire menée lorsque l'on considère les dépenses publiques (Tableau 9). Même si elle n'affiche de coefficient significatif que pour l'estimation à effets fixes comparativement à celle des *MMG*.

Elle affiche également une certaine asymétrie au niveau des soldes budgétaires hors dons, car son signe varie en fonction de la méthodologie d'estimation appliquée.

L'intuition économique sous-jacente à l'analyse de son coefficient pour le cas des dépenses publiques est que l'inflation est un moyen de financement de la politique budgétaire en dépit de son objectif de la stabilité monétaire. Car le fait qu'elle présente un coefficient négatif pourrait être l'élément déclencheur de l'aggravation du déficit budgétaire de ces pays de cette zone⁵⁸.

En ce qui concerne, les résultats d'estimation du tableau 10 portant sur la distinction des différentes phases de la conjoncture, nous constatons que les dépenses publiques sont procycliques dans les deux phases tout en demeurant significatives. Les soldes budgétaires hors dons sont acycliques pour les différentes périodes de la conjoncture en étant non significatifs. La conclusion sur la procyclicité des dépenses durant ces deux phases est conforme à la prédiction de Talvi et Végh (2005), selon laquelle le comportement

⁵⁷ Voir Schuknecht (2000).

⁵⁸ il s'agit de la zone subsaharienne.

procyclique des autorités budgétaires pendant les récessions résulte de ce même type de comportement en expansion.

En revanche, les résultats sur la distinction des phases effectuées par Jeanneney et Tapsoba (2011) ne corroborent pas avec nos résultats. Puisque ces auteurs prouvent que la procyclicité des dépenses publiques n'est significativement vérifiée que durant les phases de récession, étant donné que les pays de leur échantillon ne modifient pas leurs taux de dépenses pour les périodes d'expansion, c'est-à-dire qu'ils restent neutres.

Ce constat est certainement lié aux périodes étudiées et à l'échantillonnage. Ces auteurs utilisent un échantillon de quarante -un pays d'Afrique dont la période d'étude est de 1980 à 2004 (vingt-quatre années). Tandis que, nous effectuons nos analyses sur un échantillon de trente-cinq pays de la zone subsaharienne sur période 1990-2017 (vingt-sept années). Les facteurs exogènes auxquels les pays africains ont été soumis survenus après l'année 2004 peuvent aussi expliquer une part importante de cette remarque.

Les probabilités de Hansen obtenues sont nettement supérieures à 0,05, ce qui nous permet d'affirmer que les instruments utilisés sont valides. Quant aux tests d'autocorrélation d'Arellano-Bond, ils y démontrent une absence de corrélation sérielle, présentant dans leurs ensembles des probabilités supérieures à 0,05, pour l'autocorrélation d'ordre 2.

Nous avons aussi vérifié que nos résultats subsistent au changement du paramètre de lissage du filtre de Hodrick et Prescott (1997). Dans nos études antérieures, nous avons fixé le paramètre de lissage du filtre HP à 6,25. Car ce nombre a été proposé par Ravn et Uhlig (2002), qui considèrent que les paramètres de lissage faibles ont la capacité de réduire les amplitudes des cycles identifiés. Cette fois-ci, nous avons opté pour un paramètre de lissage élevé d'amplitude 100, qui a originellement été proposé par Hodrick et Prescott (1997). Là encore, nous observons que cette nouvelle spécification dans le calcul de nos variables tendanciennes n'altère pas nos résultats obtenus précédemment, à savoir la procyclicité des dépenses publiques et l'acyclicité des soldes publics hors dons pour ces pays de la zone subsaharienne (annexe I).

Tableau 9: Comportement cyclique de la politique budgétaire de l'échantillon des pays d'Afrique subsaharienne

Paramètre de lissage $\lambda = 6.25$ (1990-2017)⁵⁹

	Solde/PIB tendanciel		Dépenses/PIB tendanciel	
	EF	MMG	EF	MMG
Solde/PIB tendanciel (-1)	0.572*** (0.0871)	0.648*** (0.114)		
Cycle économique du PIB	-1.005 (1.800)	-0.902 (1.748)	1.132*** (0.0703)	1.126*** (0.0541)
Cycle des termes d'échange	1.192** (0.664)	1.095** (0.603)	-0.0155 (0.0158)	-0.0142 (0.0108)
Inflation	-4.232 (6.272)	0.388 (6.178)	-0.00643*** (0.00172)	-0.00785 (0.00558)
Régime politique	-0.00620 (0.00912)	-0.00389 (0.00451)	0.000179*** (0.000799)	0.000411** (0.000220)
Aide publique	-0.000474 (0.00531)	-0.00229 (0.00231)	0.000312** (0.000612)	0.000224 (0.000770)
Dettes Publiques (-1)	0.000938*** (0.000271)	0.000648** (0.000360)	-0.0000799 (0.0000887)	-0.0000129 (0.0000182)
Dépenses/PIB tendanciel (-1)			0.628*** (0.0278)	0.394*** (0.0628)
Constante	4.069 (6.203)	-0.473 (6.134)	0.354*** (0.0273)	0.576*** (0.0617)
<i>Observations</i>	454	454	930	930
<i>R²</i>	0.380		0.556	
<i>AR (1) (p-value)</i>		0.000		0.000
<i>AR (2) (p-value)</i>		0.539		0.318
<i>Hansen (p-value)</i>		0.512		0.486
<i>Pays</i>	35	35	35	35

Note: EF: méthode des effets fixes pays de Driscoll et Kraay (1998) (estimateur *within*); MMG: méthode des moments généralisés en système de Blundell et Bond (1998). Les écarts-types robustes sont entre parenthèses. Les variables non stationnaires en niveau sont prises en différence première. La significativité statistique au seuil de 5% et de 10% est dénotée respectivement par (**) et (*). Hansen: Probabilité du test de suridentification de Hansen (Ho: instruments valides). Probabilité du test d'autocorrélation d'Arellano et Bond (Ho: absence d'auto corrélation d'ordre 2).

⁵⁹ Les statistiques descriptives de ces variables sont présentées dans l'annexe A.

Tableau 10 : Cyclicité de la politique budgétaire et distinction des phases de conjoncture de la région subsaharienne

Paramètre de lissage $\lambda = 6.25$ (1990-2017)

	Solde/PIB tendanciel		Dépenses/PIB tendanciel	
	EF	MMG	EF	MMG
Solde/PIB tendanciel (-1)	0.571*** (0.0873)	0.645*** (0.119)		
Expansion	-1.267 (2.597)	-2.417 (2.836)	0.525*** (0.123)	0.742*** (0.208)
Récession	-0.790 (2.732)	0.401 (2.887)	1.624*** (0.105)	1.426*** (0.151)
Cycle des termes d'échange	1.193** (0.666)	1.245** (0.641)	-0.0173 (0.0167)	-0.0180 (0.0146)
Inflation	-4.062 (6.624)	0.599 (8.201)	-0.00563*** (0.00167)	-0.00573 (0.00667)
Régime politique	-0.00614 (0.00914)	-0.00221 (0.00461)	0.000221*** (0.000199)	0.000446*** (0.000196)
Aide publique	-0.00482 (0.00530)	-0.00249 (0.00638)	0.000998** (0.000511)	0.000473 (0.000636)
Dette publique (-1)	0.000940*** (0.000282)	0.000694** (0.000359)	-0.0000809 (0.0000977)	-0.0000137 (0.0000156)
Dépenses/PIB tendanciel (-1)			0.667*** (0.0293)	0.468*** (0.0946)
Constante	3.901 (6.555)	-0.675 (8.141)	0.318*** (0.0285)	0.505*** (0.0925)
<i>Observations</i>	454	454	930	930
<i>R²</i>	0.380		0.573	
<i>AR (1) (p-value)</i>		0.000		0.000
<i>AR (2) (p-value)</i>		0.535		0.320
<i>Hansen (p-value)</i>		0.544		0.506
<i>Pays</i>	35	35	35	35

Note: EF: méthode des effets fixes pays de Driscoll et Kraay (1998) (estimateur *within*); MMG: méthode des moments généralisés en système de Blundell et Bond (1998). Les écarts-types robustes sont entre parenthèses. Les variables non stationnaires en niveau sont prises en différence première. La significativité statistique au seuil de 5% et de 10% est dénotée respectivement par (**) et (*). Probabilité du test de suridentification de Hansen (Ho: instruments valides). Probabilité du test d'autocorrélation d'Arellano et Bond (Ho: absence d'auto corrélation d'ordre 2).

2.2 L'approche de Bobbo

Dans cette partie, nous allons établir empiriquement une relation entre le régime de change et la cyclicité budgétaire. Nous nous inspirons de l'étude de Bobbo (2016) qui réalise une analyse empirique sur la relation entre la discipline budgétaire et l'appartenance à un régime de change sur un échantillon de 34 pays africains sur la période (1980-2012).

Rappelons que le régime de change désigne l'ensemble des règles qui déterminent l'intervention des autorités monétaires sur le marché des changes. La diversité ainsi que la complexité de ces interventions ont permis de distinguer plusieurs typologies de ces régimes. Cette variété de régimes de change se distribue entre deux extrêmes à savoir : les régimes de change fixe et les régimes de change flexible.

Cependant, son choix revêt d'une grande importance puisqu'il met en cause la politique économique d'un pays donné ses marges de manœuvre et son mode d'ajustement macroéconomique. Il implique également les partenaires du pays considéré, qui sont sensibles aux conséquences d'un régime de change sur leur compétitivité relative, ou qui peuvent être amenées à soutenir une monnaie liée à la valeur par un système de parité fixe. En somme, ces régimes de change déterminent les conditions de l'insertion internationale des économies⁶⁰.

La littérature économique définit premièrement les régimes de change fixe, comme un régime dans lequel les autorités fixent unilatéralement ou non, le taux de change nominal de référence et s'engagent à vendre ou acheter toute quantité de monnaie demandée ou offerte par le public au cours annoncé (Yougbare, 2009). Ces régimes comprennent les unions monétaires, les systèmes de dollarisation, les caisses d'émission et les systèmes de change fixes ajustables (Obstfeld et Rogoff, 1995).

S'agissant des régimes de change flexibles, ils sont présentés comme des régimes au sein desquels le taux de change est déterminé par l'offre et la demande de monnaie sur le marché des changes. En d'autres mots, nous pouvons dire qu'aucun engagement n'est pris au sujet du taux de change, qui flotte librement (flottement pur) puisque le taux de change est déterminé de manière continue sur les marchés (Johnson, 1969). Et enfin, les régimes de

⁶⁰ En ligne : http://www.cepii.fr/PDF_PUB/em/2000/em2000-08.pdf. Consulté le 15 mai 2019

change intermédiaires, qui se distinguent selon les fluctuations que la banque centrale autorise autour de la parité de référence, et selon la fréquence des réalignements de cette parité.

Quant à notre cadre d'analyse, elle porte d'une part sur la discipline budgétaire liée aux différents régimes de change et le comportement des politiques budgétaires avec le cycle économique d'autre part. Par rapport à cette thématique sur la discipline budgétaire liée aux régimes de change deux thèses s'affrontent. La première soutenue par Giavazzi et Pagano (1988) montre que la discipline budgétaire 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. Car pour ses auteurs, les systèmes flexibles permettent aux politiques budgétaires peu judicieuses de se manifester immédiatement par des fluctuations des taux de change et du niveau des prix. Alors que pour ceux fixes, les effets se manifesteront tardivement à travers des réserves en baisse ou des dettes élevées. Leur argument qui repose sur l'observation intertemporelle des coûts liés à l'adoption des différents régimes de change s'est vu renforcé par l'expérience de la crise de la dette européenne de 2009, qui 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 à un régime flexible⁶¹.

En nous inscrivant, dans le prolongement de ces travaux portant sur la cyclicité budgétaire, nous proposons de mettre en évidence les liens entre la dynamique budgétaire des pays africains et les régimes de change auxquels ils appartiennent. En d'autres mots, cette étude vise 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 peut être également considéré comme un déterminant de la cyclicité budgétaire en particulier.

Pour établir la relation entre régimes de change et le comportement cyclique de la politique budgétaire, nous procédons de manière séquentielle en estimant trois fonctions de réactions :

⁶¹ Gavin et Perotti (1997) ont par ailleurs mis en évidence l'existence d'une corrélation entre régimes de change fixes et déficits budgétaires en Amérique latine.

- **1^{re} équation :**

$$\Delta \log G_{it} = \alpha_{it} + \beta \Delta \log G_{it-1} + \gamma \Delta \text{CycleÉconomique}_{it} + \delta RC_{it} + \theta X_{it} + \varepsilon_{it}$$

- **2^e équation :**

$$\Delta \log G_{it} = \alpha_{it} + \beta \Delta \log G_{it-1} + \gamma \Delta \text{CycleÉconomique}_{it} + \delta RC_{it} + \varphi (RC_{it} * \Delta \text{CycleÉconomique}_{it}) + \theta X_{it} + \varepsilon_{it}$$

- **3^e équation**

$$\Delta \log G_{it} = \alpha_{it} + \beta \Delta \log G_{it-1} + \gamma_1 \text{Expansion}_{it} + \gamma_2 \text{Récession}_{it} + \delta RC_{it} + \varphi_1 (RC_{it} * \text{Expansion}_{it}) + \varphi_2 (RC_{it} * \text{Récession}_{it}) + \theta X_{it} + \varepsilon_{it}$$

La première équation nous permet de mettre en évidence et de manière globale la cyclicité budgétaire des pays africains et de l'influence des régimes de change. À ce titre, nous analysons d'une part l'orientation cyclique de la politique budgétaire et γ le coefficient global des régimes de change δ d'autre part.

Ensuite, nous ajoutons à la première équation un terme d'interaction entre les variables de régime de change et la variable de cycle économique soit $(RC_{it} * \Delta \text{CycleÉconomique}_{it})$. C'est d'ailleurs à travers cette interaction, que nous pouvons montrer 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 ce coefficient est supérieur à zéro, alors l'appartenance à un régime de change accentue l'ampleur de la cyclicité budgétaire. S'il est inférieur à zéro, l'appartenance à un régime de change engendre un affaiblissement de la cyclicité budgétaire. Et s'il est nul ou non significatif alors le régime de change n'influence pas la dynamique cyclique de la politique budgétaire.

Enfin, nous décomposons comme à l'accoutumée la variable de cycle économique en phase d'expansion et de récession. Nous construisons à nouveau un terme d'interaction entre les variables de régime de change et les variables d'expansion et de récession $\varphi_1 (RC_{it} * \text{Expansion}_{it}), \varphi_2 (RC_{it} * \text{Récession}_{it})$. Ce nouveau terme d'interaction, nous permet d'appréhender l'impact des régimes de change sur la discipline budgétaire, non pas sur tout

le long du cycle, mais plutôt sur les différentes périodes de la conjoncture. L'interprétation des coefficients φ_1, φ_2 est exactement la même que dans l'équation (2). Cette nouvelle approche constitue une extension de celle Bobbo (2016), car celui-ci effectue uniquement son analyse sur tout le long du cycle économique.

En ce qui concerne nos estimations, nous retenons une seule catégorie de régime de change pour chacune d'elle de telle manière à estimer trois variantes des équations (1, 2 et 3). Ainsi, nous introduisons premièrement la variable de régime de change, puis l'interaction entre le régime de change et le cycle économique et enfin l'interaction entre le régime de change et les phases de la conjoncture.

❖ Technique d'estimation et données

• Données

Pour effectuer notre analyse, nous utilisons une base de données annuelle de 1990 à 2017. La variable dépendante $\Delta \log G_{it}$ est représentée par les dépenses gouvernementales, elles sont exprimées en pourcentage du PIB et sont extraites des séries de données de la banque africaine de développement et du fonds monétaire international (WEO-IMF 2018). Elles ont été déflatées par le déflateur du PIB, pour pouvoir être exprimées en termes réels.

La série des niveaux du PIB en dollars constants base 2010, est extraite de la base world development indicators 2017 de la banque mondiale. Conformément à Bénétrix et Lane(2013), et Bobbo (2016) nous calculons la variable cycle économique comme étant la déviation du PIB par rapport à sa tendance quadratique estimée par les moindres carrés ordinaires (MCO)⁶². La modélisation effectuée est la suivante :

$$\text{CycleÉconomique}_{it} = \log \text{PIB}_{it} - T2 \log \hat{\text{PIB}}_{it} \text{ avec } T2 \log \hat{\text{PIB}}_{it} = \hat{a}_{0,i} + \hat{a}_{1,i} t + \hat{a}_{2,i} t^2.$$

Les données relatives aux régimes de change représentées par la variable RC_{it} sont extraites de la base compilée de Ilzetzki, Reinhart et Rogoff (2008). Ces auteurs proposent un classement annuel des régimes de change de 194 pays et territoires sur la période 1940-2016. Nous considérons les différents régimes de change comme des variables muettes, ils sont

⁶² Les termes d'échange ont également subi la même transformation.

regroupés en trois catégories : les régimes de change fixe, les régimes de change intermédiaire et les régimes de change flexible. La construction de ces régimes de change s'est fondée sur la classification fine *de facto* proposée par Reinhart et Rogoff (2004)⁶³. Cette classification est essentiellement fondée sur l'investigation des pratiques des pays sur les marchés des changes, elle offre une meilleure caractérisation des régimes de change comparativement à celle de *jure* développée par le FMI qui elle se base sur les déclarations des autorités monétaires des différents pays (Bobbo,2016).

Les autres variables de contrôles représentées par la variable X_{it} sont : l'aide publique, les termes d'échanges, le régime politique et la dette publique⁶⁴. Ces variables ont été construites de la même manière que dans l'analyse précédente utilisant l'approche classique.

- **Méthodologie d'estimation**

Pour analyser la relation entre les régimes de change et la cyclicité budgétaire, nous estimons plusieurs variantes de la fonction de réaction des dépenses publiques⁶⁵ en panel dynamique pour un échantillon de 39 pays africains sur la période 1990-2017 par la méthode des moments généralisés en système qui a été initialement proposée par Arellano et Bond (1991) et développée par Blundell et Bond (1998). Nous utilisons cet estimateur contrairement à l'estimateur en différence utilisée par Bobbo (2016), car Blundell et Bond (1998) ont montré à l'aide des simulations de Monte-Carlo que l'estimateur *MMG* en système est plus efficace que celui en différence. Selon ces auteurs l'estimateur en différence produit des estimateurs biaisés lorsque le panel est non cylindré et lorsque le nombre de pays est plus grand que celui des périodes⁶⁶.

Comme nous l'avons précédemment décrit dans l'analyse antérieure⁶⁷, cet estimateur permet de combiner l'équation en différence avec celle en niveau c'est -à-dire que les variables en différence première seront instrumentées par leurs valeurs en niveaux et les variables en

⁶³ Nous détaillons plus précisément cette classification dans l'annexe G.

⁶⁴ Pour cette analyse, nous n'introduisons pas les taux d'inflation.

⁶⁵ Nous n'effectuons ces analyses que sur les dépenses publiques étant donné que les soldes publics se sont révélés neutres au cycle (voir le niveau de significativité des soldes des tableaux 9 et 10).

⁶⁶ En ligne : http://www.policycenter.ma/sites/default/files/Book-Politique-Budgétaire3_1.pdf. Consulté le 19 mai 2019.

⁶⁷ Voir l'analyse précédente portant sur l'étude de l'orientation cyclique des pays de la région subsaharienne (approche classique).

niveaux par leurs différences premières en utilisant des conditions additionnelles de stationnarité. Cette hypothèse de stationnarité est renforcée par la mise en différence première de nos différentes variables d'intérêts (voir la spécification des équations 1, 2 et 3)⁶⁸.

Sur l'aspect pratique des *MMG*, l'utilisation des variables retards comme instruments diffère selon la nature des variables explicatives. Pour notre cas, nous considérons la variable régime de change et les variables de cycle (PIB réel et termes d'échanges) comme des variables prédéterminées en les instrumentant par leurs retards d'au plus cinq années. Les dépenses publiques retardées d'une période et l'aide publique sont aussi traitées comme prédéterminées et sont instrumentées par au moins un seul retard. Les autres variables explicatives sont considérées comme exogènes, et sont donc instrumentées par leurs valeurs courantes.

❖ **Résultats de l'approche de Bobbo**

Dans ce qui suit, nous exposons et discutons des résultats obtenus avec cette nouvelle approche. Le tableau 11 présente les résultats issus des estimations de la première et deuxième équation. Tandis que, ceux du tableau 12 illustre les estimations de la troisième équation.

Nos résultats indiquent l'existence d'un certain degré de persistance de la politique budgétaire, puisque le coefficient affecté à la variable des dépenses publiques retardées d'une période est statistiquement significatif dans toutes les estimations.

Le signe positif du coefficient affecté au cycle économique est conforme aux travaux consacrés à l'étude des effets des politiques budgétaires menées en Afrique en général et de l'orientation de celles-ci vis-à-vis du cycle économique en particulier. En outre, le signe positif de ce coefficient montre qu'une fois de plus, les politiques budgétaires africaines sont globalement procycliques (Diallo, 2009; Jeanneney et al, 2011, etc.).

Les coefficients des régimes de change fixe et flexible sont statistiquement significatifs, et démontrent que ces deux régimes de change parviennent à affecter le profil des dépenses publiques des pays de notre échantillon (tableau 11, colonnes 1 et 3).

⁶⁸ Voir l'annexe H pour les résultats du test de stationnarité.

Celui des régimes de change intermédiaire est quant à lui non significatif, ce qui nous permet de dire que ce régime n'influence pas la dynamique cyclique de la politique budgétaire (tableau 11, colonne 2). Alors que Bobbo (2016) lui parvient à trouver que ce régime de change influence positivement et globalement la politique budgétaire.

L'information la plus intéressante mise en évidence par ces coefficients est relative aux signes des coefficients des régimes de change fixe et flexible. Ainsi, le signe positif des régimes fixes traduit le fait que l'appartenance à ce régime amplifie la procyclicité budgétaire.

En revanche, le signe négatif du coefficient affecté au régime flexible montre quant à lui que ce régime affaiblit l'ampleur de la procyclicité budgétaire. Cette intuition se confirme avec l'introduction de nos différentes variables d'interaction. L'analyse sur tout le long du cycle économique prouve que les régimes fixes aggravent la procyclicité budgétaire avec une proportion de (1,613) alors que les régimes flexibles diminuent cette procyclicité de (-0.806) (tableau 11, colonnes 4 et 6).

Les régimes de change intermédiaire demeurent neutres, mais présentent cette fois-ci un coefficient de signe négatif (tableau 11, colonne 5). Pour ce dernier cas de figure, nous retrouvons les mêmes résultats que Bobbo (2016), même si lui trouve un coefficient positif et non significatif pour les régimes intermédiaires. Cette différence est sans doute liée à la spécification des fonctions de réaction de la politique budgétaire, aux périodes étudiées, à l'échantillonnage, ainsi qu'aux techniques économétriques utilisées pour les estimations.

Les résultats du tableau 12 relatifs à l'analyse des phases du cycle économique et de l'interaction entre la variable de régime de change et les phases du cycle économique prouvent d'une part que la politique budgétaire est procyclique vis-à-vis des périodes de la conjoncture économique et que seuls les régimes de change fixes influencent positivement la cyclicité budgétaire. Car ces régimes de change amplifient la procyclicité budgétaire sur les deux phases, dans des proportions respectives de (0,211) pour la phase d'expansion, et de (0,199) pour la phase de récession (tableau 12, colonne 1).

La neutralité des régimes est également confirmée, avec des coefficients positifs, mais qui sont statistiquement non significatifs (tableau 12, colonne 2).

Cependant, nous observons que les régimes de change flexibles ne réduisent la procyclicité budgétaire que pour les périodes de récession, et demeure neutre pour les périodes d'expansion (tableau 12, colonne 3).

Les observations faites sur les pays à régime de change fixe corroborent à ceux de Bénétrix et Lane (2013) pour les pays membres de l'Union européenne considérés comme appartenant à une union monétaire et donc à un régime de change fixe.

Leur intuition repose sur la forte discipline budgétaire caractéristique des périodes d'ajustement préalable à l'adhésion à cet espace économique, et l'indiscipline qu'observent ces adhérents une fois leur place consolidée au sein de la zone. Pour ces auteurs, cette indiscipline est partiellement responsable de l'orientation procyclique des politiques budgétaires observées au cours de ces dernières années.

Ce comportement peut également se justifier en se référant à la thèse de 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 les régimes de change fixe et les déficits budgétaires des pays d'Amérique latine. Fatas et Rose (2001) prouvent également que l'appartenance à une zone monétaire commune n'est pas associée à une discipline budgétaire.

En dépit du relâchement des efforts de la vigilance des autorités budgétaires mis en avant, Bénétrix et Lane (2013) pensent qu'une justification supplémentaire de tel comportement pourrait être liée à la configuration institutionnelle des unions monétaires. 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 membres. En revanche, en réaction aux chocs asymétriques, la stabilisation locale revient à la politique budgétaire nationale.

Au regard des régimes de change flexible, qui ont la capacité d'utiliser conjointement les instruments budgétaire et monétaire pour la stabilisation nationale, la répartition des tâches entre les deux autorités de la politique économique surcharge les politiques budgétaires qui sont sujettes à un biais procyclique. De plus, 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).

Les statistiques des tests d'Arellano et Bond (1991) et de Hansen (1982)⁶⁹ montrent que ces deux tests sont concluants et attestent de ce fait que les instruments utilisés sont valides et qu'il n'existe pas d'autocorrélation d'ordre 2.

⁶⁹ La littérature empirique préfère le test de Hansen à celui de Sargan, car il tient compte de l'hétéroscédasticité (Roodman, 2006).

Tableau 11: Cyclicité budgétaire selon les régimes de change (1990-2017)

	(Fixe) Dépenses publiques	(Intermédiaire) Dépenses publiques	(flexible) Dépenses publiques	(fixe) Dépenses publiques	(Intermédiaire) Dépenses publiques	(flexible) Dépenses publiques
Dépenses publiques (-1)	0.326** (0.0926)	0.353** (0.0896)	0.234** (0.0764)	0.311** (0.0918)	0.356** (0.0977)	0.261** (0.0644)
Cycle économique	0.908** (0.315)	0.930** (0.326)	0.775** (0.272)	0.634** (0.208)	1.037** (0.377)	1.258** (0.280)
Cycle des termes d'échange	-0.0353 (0.0407)	-0.0441 (0.0441)	-0.0721 (0.0449)	-0.0244 (0.0350)	-0.0312 (0.0385)	-0.0536 (0.0387)
Régime politique	0.00268* (0.00140)	0.00155 (0.00183)	0.00120 (0.00158)	0.00208 (0.00229)	0.00162 (0.00191)	0.00125 (0.00137)
Aide publique	0.00154 (0.00291)	0.00111 (0.00275)	0.00255 (0.00292)	0.00383 (0.00311)	0.00261 (0.00400)	0.00343 (0.00356)
Dette publique (-1)	0.000341 (0.000482)	-0.000230 (0.000385)	0.000199 (0.000298)	0.000298 (0.000499)	-0.000390 (0.000698)	0.000259 (0.000897)
Régime fixe	0.0627** (0.0185)			0.0615** (0.0211)		
Régime intermédiaire		0.0216 (0.0213)			0.0190 (0.0183)	
Régime flexible			-0.321** (0.0825)			-0.276** (0.0736)
Fixe*cycle économique				1.613** (0.495)		
Intermédiaire*cycle économique					-0.0755 (0.350)	
Flexible*cycle économique						-0.806* (0.422)
Constante	-0.0710** (0.0243)	-0.0443 (0.0287)	-0.0391* (0.0222)	-0.0920** (0.0274)	-0.0340 (0.0255)	-0.0429* (0.0251)
<i>Observations</i>	879	879	879	879	879	879
<i>AR (1) (p-value)</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>AR (2) (p-value)</i>	0.537	0.517	0.467	0.549	0.522	0.481
<i>Hansen (p-value)</i>	0.454	0.372	0.327	0.402	0.394	0.388
<i>Pays</i>	39	39	39	39	39	39

Note: Les équations sont estimées à l'aide d'un estimateur MMG en système de Blundell et Bond (1998). Les écarts-types robustes sont entre parenthèses. Les variables non stationnaires en niveau sont prises en différence première. La significativité statistique au seuil de 5% et de 10% est dénotée respectivement par (**) et (*). Hansen: Probabilité du test de suridentification de Hansen (Ho: instruments valides). Probabilité du test d'autocorrélation d'Arellano et Bond (Ho: absence d'auto corrélation d'ordre 2).

Tableau 12: Régime de change et les phases de la conjoncture (1990-2017)

	(Fixe) Dépenses publiques	(Intermédiaire) Dépenses publiques	(flexible) Dépenses publiques
Dépenses publiques (-1)	0.328** (0.121)	0.390** (0.0837)	0.282** (0.0942)
Cycle des terme d'échange	-0.0824 (0.0922)	0.0133 (0.0568)	-0.144 (0.0861)
Régime politique	0.00205 (0.00168)	0.00257 (0.00245)	0.00171 (0.00179)
Aide publique	0.00136 (0.00320)	-0.00300 (0.00319)	-0.00464 (0.00358)
Dette publique (-1)	0.000108 (0.000329)	0.000236 (0.000374)	0.000309 (0.000436)
Régime fixe	0.0509** (0.0210)		
Régime intermédiaire		0.0276 (0.113)	
Régime flexible			-0.562** (0.186)
Expansion	1.519** (0.476)	1.486** (0.447)	1.191** (0.436)
Récession	0.804* (0.398)	1.035** (0.370)	1.103* (0.628)
Fixe*expansion	0.211** (0.0927)		
Fixe*récession	0.190** (0.0907)		
Intermédiaire*expansion		1.324 (1.606)	
Intermédiaire*récession		0.443 (0.632)	
Flexible*expansion			-0.508 (0.772)
Flexible*récession			-2.578* (1.441)
Constante	-0.0746** (0.0304)	-0.0380 (0.0264)	-0.0334 (0.0319)
<i>Observations</i>	879	879	879
<i>AR (1) (p-value)</i>	0.000	0.000	0.000
<i>AR (2) (p-value)</i>	0.591	0.524	0.483
<i>Hansen (p-value)</i>	0.490	0.355	0.340
<i>Pays</i>	39	39	39

Note : Les équations sont estimées à l'aide d'un estimateur MMG en système de Blundell et Bond (1998). Les écarts-types robustes sont entre parenthèses. Les variables non stationnaires en niveau sont prises en différence première. La significativité statistique au seuil de 5% et de 10% est dénotée respectivement par (**) et (*). Hansen: Probabilité du test de suridentification de Hansen (Ho: instruments valides). Probabilité du test d'autocorrélation d'Arellano et Bond (Ho: absence d'auto corrélation d'ordre 2).

Une fois l'analyse de nos deux premières approches réalisées, nous procédons dans la suite de notre travail à l'examen de la dernière approche dite de Fatas de Mihov (2003).

2.3 L'approche de Fatas et Mihov

Pour ce cas de figure, nous étudions comment la politique budgétaire discrétionnaire⁷⁰ affecte la volatilité du PIB et le taux de croissance économique. Nous analysons également comment ses orientations cycliques impactent la croissance économique. Pour pouvoir effectuer cette analyse, nous nous inspirons de l'étude de Fatas et Mihov (2002, 2003).

En effet, les modifications apportées à la politique budgétaire ont une incidence sur les résultats macroéconomique et par conséquent entraînent une volatilité indésirable de l'économie. Nous nous concentrons sur une définition étroite de la politique budgétaire discrétionnaire, qui identifie les variations des variables budgétaires qui ne sont pas liées au cycle économique. Ces variations ne peuvent être attribuées au fonctionnement normal des stabilisateurs automatiques ni à la réaction habituelle de la politique budgétaire aux fluctuations économiques (Fatas et Mihov, 2007). Elles peuvent par ailleurs, être le résultat d'évènements politiques ayant conduit des gouvernements à revoir leurs politiques budgétaires. D'ailleurs de telles variations ont été soulignées par Stockey (2002) qui trouve que tous les gouvernements ne sont pas aussi bienveillants et intelligents qu'un gouvernement de Ramsey. Car la cupidité de certains politiciens peut générer une volatilité considérable des instruments budgétaires.

Ces dernières années une vaste littérature empirique s'est dégagée pour étudier d'une part la relation entre la volatilité budgétaire et celle du PIB réel, et leurs liens avec la croissance économique d'autre part. Pour la première relation, nous pouvons citer les études de Burnside Eichenbaum et Fisher (1999), Fatas et Mihov (2001), Blanchard et Perotti (2002). Ces auteurs ont démontré que les changements discrétionnaires de la politique budgétaire ont un effet significatif sur les fluctuations économiques.

S'agissant de la seconde relation, les études de Landau (1986), Grier et Tullock (1989), Barro (1989 et 1999) prouvent que la consommation publique ralentissait la croissance

⁷⁰ La politique discrétionnaire peut être définie comme le résultat d'une action politique délibérée et non des stabilisateurs automatiques (composantes budgétaires qui répondent automatiquement au cycle économique sans aucune action gouvernementale). En d'autres mots, elle représente la réaction des autorités budgétaires (Fiess, 2004; El Mokri et al., 2015).

économique. Ils soulignent également que les dépenses gouvernementales impactent négativement le ratio des investissements et PIB. Pour Aizenman et Marion (1993), Brunetti (1998), Lensink et al (1999), c'est l'incertitude de la politique budgétaire plutôt que sa volatilité qui freine la croissance économique.

Dans notre analyse empirique, nous documentons ces effets selon une approche complémentaire à celle de Fatas et Mihov (2002, 2003) basée sur un échantillon de 39 pays d'Afrique couvrant la période 1990-2017.

Notre analyse consiste à examiner en premier lieu la relation entre la procyclicité budgétaire et la volatilité du PIB⁷¹, d'élaborer en second lieu une mesure quantitative de la politique budgétaire discrétionnaire (la volatilité budgétaire) en vue d'appréhender son impact sur la variabilité du PIB réel par habitant et sur la croissance à long terme. Nous analysons en troisième lieu, l'influence des différentes orientations cycliques de la politique budgétaire sur la croissance économique. À ce titre, il convient de rappeler qu'il n'y'a pas de consensus dans la littérature sur la méthodologie appropriée pour la construction d'une mesure de la politique budgétaire discrétionnaire⁷². La difficulté vient bien sûr de la simultanéité entre le PIB et le solde budgétaire. Afin de réduire, le biais introduit par cette simultanéité nous nous concentrons uniquement sur les dépenses gouvernementales, par opposition à l'utilisation du solde budgétaire.

En outre, il existe des considérations théoriques et des estimations empiriques qui soutiennent l'idée que les dépenses publiques à l'exclusion des transferts ne réagissent pas simultanément au cycle économique.

Par ailleurs, tout indique que le solde budgétaire est automatiquement affecté par les modifications des conditions macroéconomiques et est donc davantage sujet aux problèmes d'endogénéité. Cette absence de réponse simultanée des dépenses publiques nous permet

⁷¹ Pour examiner cette relation, nous effectuons une régression simple entre ces deux variables (voir figure 5).

⁷² Nous recommandons la lecture de Alesina et Perotti (1995) ou de Blanchard (1993) pour une discussion et une critique des mesures alternatives.

d'explorer des spécifications qui n'utilisent que les variables retardées comme instrument pour traiter le biais d'endogénéité.

Dans notre caractérisation empirique de la volatilité budgétaire et de son impact sur la volatilité du PIB réel par habitant et sur la croissance économique, nous estimons les équations suivantes :

- **1^{re} équation** : $\Delta \log G_{i,t} = \alpha + \gamma \Delta \log G_{i,t-1} + \beta \Delta \log (Y)_{i,t} + \delta W_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$ ⁷³

Cette première équation nous permet de mesurer de manière quantitative la politique budgétaire discrétionnaire. La variable dépendante $\Delta \log G_{i,t}$ représente le logarithme de la variation des dépenses publiques. La variable explicative $\Delta \log G_{i,t-1}$ représente le retard de la variation des dépenses publiques, la variable $\Delta \log (Y)_{i,t}$ représente la variation du logarithme du PIB réel par habitant et la variable de contrôle $W_{i,t}$ l'indice des prix de pétrole. Nous calculons la volatilité budgétaire comme la racine carrée de la variance des résidus, c'est-à-dire l'écart-type des résidus noté $\sqrt{Var(\varepsilon_{i,t})}$, et nous notons la volatilité de la politique budgétaire discrétionnaire sous cette forme σ_i^ε . Cette variable peut être interprétée comme la taille typique d'un changement discrétionnaire de la politique budgétaire.

L'interprétation des résidus de cette régression en tant que chocs discrétionnaires des dépenses publiques n'est pas nouvelle. Des cadres similaires ont été utilisés par Blanchard et Perotti (2002) à l'aide de données trimestrielles américaines et par Alesina et al (2002) avec des données annuelles de l'OCDE. La nouveauté de cette approche est qu'elle permet de mettre l'accent sur l'agressivité de la politique discrétionnaire, que nous mesurons par la volatilité du choc des dépenses publiques.

Dans la spécification de l'équation, nous avons inclus des effets fixes et les coefficients sont considérés comme identiques pour tous les pays. Puisque la littérature économique reconnaît à l'estimation des moindres carrés ordinaires avec variables dépendantes retardées d'une

⁷³ Aizenman et Marion (1993) utilisent une fonction autorégressive pour calculer l'écart-type des résidus.

période et effet fixe comme une estimation biaisée. Nous décidons de traiter le biais endogène en utilisant des variables instrumentales. Nous instrumentons, le retard différencié des dépenses gouvernementales par son second retard en niveau. Nous instrumentons également le taux de croissance du PIB réel avec son second retard, le second retard des dépenses publiques et l'indice différencié des prix du pétrole.

- **2^e équation** : $\sigma_i^y = \alpha + \beta\sigma_i^e + \lambda X_i + V_i$

Cette seconde équation estimée en coupe transversale met en évidence le lien entre la politique budgétaire discrétionnaire et la volatilité du PIB. La variable dépendante σ_i^y mesure l'écart-type de la croissance du PIB réel par habitant pour chacun des pays de notre échantillon. Cette mesure est couramment utilisée dans la littérature empirique (Ramey et Ramey, 1994; Ghosh et al, 1995; Easterly et al, 2000; Levy-Yeyati Sturzeneger, 2003, etc.). Pour sa part Wolf (2004) recommande d'utiliser comme mesure centrale l'écart-type du taux de croissance du PIB réel par habitant lorsque l'on veut évaluer l'impact de la volatilité du PIB sur d'autres variables et d'évaluer la robustesse des résultats.

La variable explicative représente la volatilité de la politique budgétaire précédemment calculée dans la première équation. Il s'agit de la variable d'intérêt et le signe de son coefficient permet d'appréhender l'ampleur et le lien entre la variabilité de la politique budgétaire et celle du PIB réel.

La variable X_i désigne l'ensemble de variables de contrôles proposées par Fatas et Mihov (2002, 2003). Il s'agit de la taille du gouvernement mesurée par le ratio dépenses publiques et PIB réel, le PIB réel par habitant et la somme des exportations et importations rapportées au PIB c'est-à-dire la variable commerce. Nous contrôlons pour la taille du gouvernement pour le rôle stabilisateur de la politique budgétaire comme suggéré par Gali (1994) et Fatas et Mihov (2001).

Le PIB réel par habitant est ajouté à la liste des variables de contrôles, car il est fort probable que les pays pauvres aient un cycle économique plus instable en raison de leurs manques

d'accès aux marchés financiers par exemple, et que ces pays peuvent également recourir plus souvent à une politique discrétionnaire (Fatas et Mihov, 2003).

De plus, nous introduisons la variable de contrôle commerce en tant que variable explicative standard de la volatilité du PIB et de la volatilité de la politique budgétaire comme le soutient Rodrick (1998).

Malgré, l'utilisation de variables instrumentales dans la première équation, nous ne pouvons pas complètement exclure qu'une partie de la volatilité de la politique budgétaire soit toujours fonction de la volatilité du PIB. Pour éliminer cette possibilité de causalité inverse, nous utilisons une fois de plus une estimation par variable instrumentale. Afin de réduire le risque que les instruments ne soient eux-mêmes entraînés par la volatilité du PIB, nous sélectionnons des variables liées aux caractéristiques institutionnelles des pays de notre échantillon.

Nous construisons ainsi, une variable instrumentale regroupant les variables de contraintes politiques, la variable notant la nature du régime politique, la variable mesurant le nombre d'élections législatives et exécutives et le nombre de sièges détenus par la majorité à l'assemblée. Nous ajoutons également une tendance temporelle comme instrument. Ces instruments sont utilisés pour instrumenter la volatilité de la politique budgétaire.

- **3^e équation** : $\overline{\Delta Y}_i = \alpha + \varphi \sigma_i^e + \vartheta X_i + U_i$

Cette dernière équation étudie la relation entre la moyenne de la croissance économique $\overline{\Delta Y}_i$ et la volatilité induite par la politique budgétaire notée σ_i^e . Le coefficient de la volatilité budgétaire déterminera l'impact des politiques discrétionnaires sur la croissance économique. Nous introduisons des variables de contrôle représentées par la variable X_i , telles que le niveau initial du PIB réel par habitant, la taille du pays, le commerce, le taux d'inflation, la rente minière, le capital humain.

- **4^e équation** : $\Delta Y_{i,t} = \alpha + \varphi \left[V_{i,t} = \begin{pmatrix} \text{Procyclicité budgétaire} \\ \text{Contracyclicité budgétaire} \end{pmatrix} \right] + \vartheta X_{i,t} + U_{i,t}$

Cette équation estimée cette fois-ci sur un panel non cylindré de trente-neuf pays explore la relation entre les orientations cycliques budgétaires et la croissance économique par tête notée cette fois-ci $\Delta Y_{i,t}$ ⁷⁴. La variable $V_{i,t}$ est une variable explicative qui représente le degré de procyclicité et de contracyclicité budgétaire des différents pays de l'échantillon. Ces niveaux respectifs ont été obtenus en effectuant une analyse du coefficient de corrélation simple entre le cycle du PIB réel et celle des dépenses publiques. La variable $X_{i,t}$ représente une fois de plus nos variables de contrôle, nous incluons toutes les variables précédemment présentées dans la troisième équation. Conformément à la prédiction d'Aghion, Marinescu et Barro (2006), Aghion, Cohen et Pisani-Ferry (2006), Aghion et Kharroubi (2007), nous nous attendons à ce que la procyclicité budgétaire affecte négativement la croissance économique et la contracyclicité positivement. Rappelons que pour les résultats de cette dernière équation nous n'interprétons que les coefficients de nos variables d'intérêts à savoir la procyclicité et la contracyclicité budgétaire.

Contrairement à Fatas et Mihov (2003) qui utilise une mesure de la volatilité des politiques à travers une régression simple qui inclut toutes les variables politiques à la fois comme estimateurs et comme des termes d'interactions avec le PIB. Nous décidons de calculer directement l'écart-type de la variable construite intitulée contrainte politique, c'est-à-dire $\text{volatilité politique} = \sqrt{\text{Var}(\text{contrainte politique})}$. Cette variable politique calculée via cette nouvelle approche nous servira d'instrument pour instrumenter d'une part nos variables de volatilité c'est-à-dire budgétaire et du PIB réel par habitant, et d'autre part les comportements de la politique budgétaire à savoir sa procyclicité et contracyclicité. La présentation des résultats d'analyse de la volatilité du PIB réel nous permettra d'en juger la robustesse de celle de la politique budgétaire, et d'évaluer globalement l'impact des politiques discrétionnaires sur la croissance économique.

⁷⁴ A titre de rappel, pour ce cas de figure c'est la croissance du PIB par tête qui est prise en compte et non la croissance moyenne comme pour la troisième équation.

❖ Données et méthodologie d'estimation

• Données

Comme nous l'avons précédemment décrit plus haut, les données annuelles que nous utilisons couvrent la période 1990-2017 et portent sur trente-neuf pays d'Afrique. L'échantillon utilisé comporte également des données manquantes pour certains pays.

Les dépenses publiques proviennent des séries du Fonds monétaire international (WEO-IMF, 2018) complété par celle de la Banque africaine de développement. Celles-ci sont exprimées en pourcentage du PIB et ont été déflatées par le déflateur du PIB. Nous utilisons également cette même variable pour la taille du gouvernement, mais cette fois-ci en la laissant en pourcentage du PIB, conformément à la définition de Fatas et Mihov (2003).

Le PIB réel par habitant nous a été fourni par la Banque mondiale (WDI, 2017). Il est exprimé en dollars constants avec pour année de base 2010. Il désigne le niveau de développement économique, et est négativement lié à la croissance économique (Hnatkovska et Loayza, 2003; Levine et Ross, 1993 ; Barro, 2001).

L'indice du prix du pétrole est extrait de la série des données portant sur les prix des matières du Fonds monétaire international (IMF primary commodity price index PCPI, 2019)⁷⁵. Cet indice est exprimé en dollars américains et est en fréquence mensuelle. Nous l'avons rendu en fréquence annuelle en faisant la moyenne des indices mensuels.

La variable contrainte politique regroupe un panel de variables politico-institutionnelles à savoir : la variable nature du régime politique (Polity2) de la base Projet PolityIV, qui note le niveau de démocratie, de la variable PolconIII construite par Henisz (2000) tirée de la base Polcon (2017) qui montre à quel point l'exécutif est confronté à des contraintes politiques pour mettre en œuvre sa politique, des variables Legelec, exelec et Maj de la base de données des institutions politiques de la Banque mondiale intitulée (DPI, 2012) qui notent respectivement le nombre moyen des élections législatives et exécutives et le nombre de

⁷⁵ Nous rappelons que le fonds monétaire international se base sur les publications de données de Bloomberg.

sièges détenus par le gouvernement à l'assemblée. En somme, la formule utilisée est la suivante : $Contrainte\ politique = Polity2 + Maj + PolconIII + Legelec + exelec$.

Nous incluons le nombre moyen d'élections législatives et exécutives afin de contrôler la possibilité évidente que les politiques discrétionnaires ne soient guidées par un cycle électoral, mais aussi de déterminer la responsabilité des politiciens. En outre, nous contrôlons pour le nombre de sièges détenu par le gouvernement, car les gouvernements ayant obtenu plus de sièges à l'assemblée ont moins besoin de consensus, pour adopter leurs politiques ce qui peut entraîner une volatilité accrue de la politique budgétaire discrétionnaire.

La rente minière est extraite de la base de la Banque mondiale (WDI, 2017). Elle désigne la part des recettes minières en pourcentage du PIB. En effet, les pays exportateurs de produits miniers et de pétrole présentent une croissance plus volatile notamment quand ces produits représentent une part importante des exportations. Les prix de ces produits enregistrent de larges fluctuations, entraînant ainsi de fortes fluctuations des recettes d'exportations et de la croissance économique (Combes et al, 2000; Yougbare, 2009).

La taille du pays est mesurée par le logarithme de la population, cette variable a été tirée de la base WDI (2017) de la Banque mondiale. Elle diminue l'instabilité de la croissance économique, car la diversification des activités permet d'une part la compensation des cycles sectoriels de l'économie, et d'autre part les grands pays sont structurellement moins ouverts et donc moins exposés aux fluctuations économiques internationales (Combes et al, 2000).

La variable commerce mesurant le degré d'ouverture commerciale c'est-à-dire la somme des exportations et des importations provient aussi de la base WDI (2017) de la Banque mondiale et est en pourcentage du PIB soit $Commerce = \left[\frac{Exportations + Importations}{PIB} \right]$. Une ouverture commerciale accrue peut être un facteur de stabilité de la croissance, car elle renforce la capacité d'ajustements de l'économie et elle améliore l'efficacité dans l'allocation des ressources productives (Yougbare, 2009). La littérature économique présente cette variable, comme une variable qui expose l'économie à plus de chocs extérieurs conduisant toutes choses égales par ailleurs à une volatilité accrue notamment de la croissance économique.

Le taux d'inflation est calculé à partir de l'indice des prix à la consommation, qui a été fourni par le fonds monétaire international (WEO-IMF, 2018).

L'accumulation de capital humain mesurée en tant que le pourcentage d'hommes de plus de 25 ans ayant suivi un enseignement primaire et secondaire est issu de la base de Barro et Lee (2018). Mincer (1958), Schultz (1961) et Becker (1962) définissent le capital humain comme l'ensemble des investissements susceptibles d'améliorer la productivité d'une personne⁷⁶. La théorie économique suppose que le taux de croissance du PIB réel par tête augmente avec le niveau d'éducation (Hnatkovska et Loayza, 2003 ; Levine et Ross, 1993; Barro, 2001).

- **Technique d'estimation**

Afin de rompre le lien d'endogénéité évoquée précédemment , nous utilisons une approche par variables instrumentales en utilisant la méthode des doubles moindres carrés ordinaires (2 SLS). Les doubles moindres carrés ordinaires permettent d'effectuer une régression en substituant la variable endogène par une variable instrumentale. Celle-ci permet d'obtenir un estimateur convergent, à condition qu'elle soit corrélée à la variable endogène (condition de pertinence), mais pas avec le terme d'erreur (condition d'exogénéité) (Davidson McKinnon, 1993; Wooldridge, 2010).

Nous effectuons divers tests économétriques sous-jacents à la méthodologie des variables instrumentales. Nous procédons à un test de pertinence de nos instruments, celui-ci s'effectue en estimant la première étape du modèle et de tester la significativité des instruments. Une statistique F supérieure à 10 signifie que nos instruments utilisés sont forts. En revanche, si l'estimation de la première étape est significativement différente de zéro, alors l'hypothèse de pertinence pour les variables instrumentales n'est pas garantie, ce qui entraîne un problème d'instruments faibles.

Nous pratiquons également un deuxième test de faiblesse des instruments. Le test appliqué est celui de Cragg-Donald (1993), nous retiendrons la valeur critique à 20% de Stock et Yogo (2005) afin de pouvoir déduire si les instruments utilisés sont forts ou faibles. En outre, nous appliquons un test de suridentification notamment celui de Hansen (1982). Ce test nous

⁷⁶ Pour une lecture approfondie de cette définition, nous proposons la lecture de Stiglitz et al (2007) .

permet de tester la validité de nos instruments, c'est-à-dire de tester si les instruments exclus sont correctement indépendants du processus d'erreur⁷⁷. La littérature suggère pour ce test une probabilité supérieure à 0,15 pour la validité des instruments. Pour nous garantir de la stationnarité de nos variables, nous utilisons le test de racine unitaire d'Im-Pesaran-Shin (2003) dénommé (IPS). Les résultats de ce test sont présentés dans l'annexe H. Il est toutefois opportun de rappeler que nous n'effectuons pas de test sur le taux de croissance du PIB réel par habitant, étant donné que cette variable est la différence première du logarithme du PIB réel par habitant. L'hypothèse d'homoscédasticité ayant été rejetée, la matrice de variances covariances a été corrigée par la méthode de White⁷⁸.

❖ Résultats de l'approche de Fatas et Mihov

Nous exposons les résultats des estimations économétriques d'une part et l'interprétation des résultats trouvés d'autre part. Tout d'abord, les résultats du test de racine unitaire de IPS présentés à l'annexe H révèlent que seuls le logarithme du PIB réel par habitant, le capital humain et la contrainte politique sont stationnaires en niveau. Toutes les autres variables à savoir les dépenses publiques, l'indice du prix du pétrole, la taille du gouvernement⁷⁹ et le commerce le sont en différences premières.

Ensuite, nous présentons la relation entre la procyclicité des dépenses publiques et la volatilité du PIB réel mesurée par l'écart-type du PIB réel par habitant⁸⁰. Cette relation est présentée sous la forme d'un graphique, dont l'analyse porte sur un échantillon de trente-neuf pays africains. La droite de régression est donnée par l'équation suivante : $y = 0,204 + 0,041x$, la statistique t du coefficient obtenue est égale à 1,96 et est statistiquement significative à 10%. En ce qui concerne le R-carré, il est égal à 0,12.

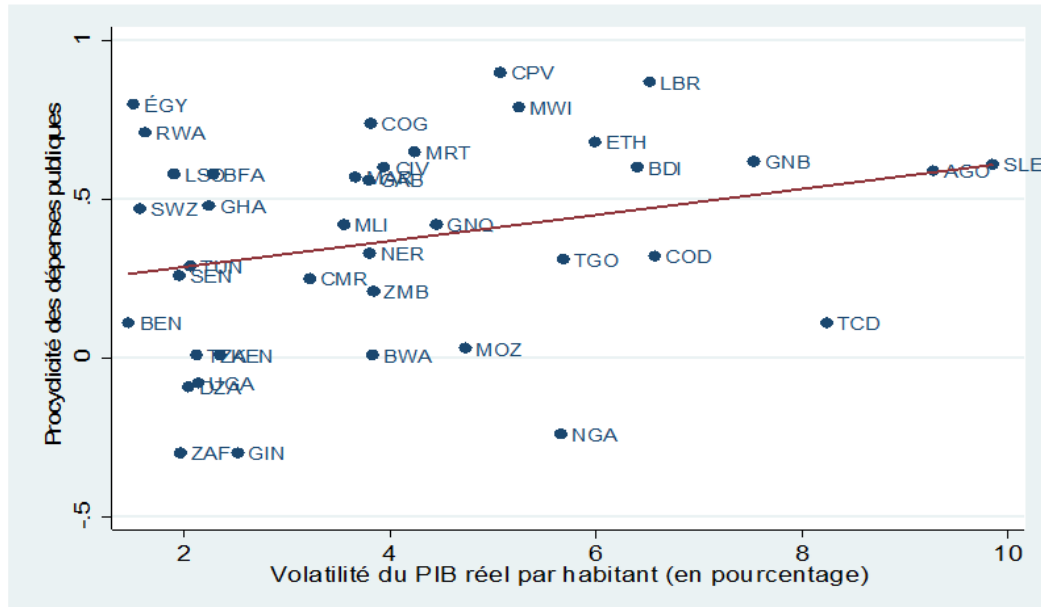
⁷⁷ En ligne : <http://fmwww.bc.edu/GStat/docs/StataIV.pdf>. Consulté le 13 mai 2019.

⁷⁸ Le test de White donne une statistique chi-carré de 632,61 avec une probabilité statistique de 0,0000, ce qui stipule le rejet de l'hypothèse nulle d'homoscédasticité. La commande utilisée dans stata est la commande `estat imtest,white` (Simons, 2013).

⁷⁹ Il est à préciser que la taille du gouvernement fait référence aux dépenses publiques rapportées au PIB c'est-à-dire en pourcentage du PIB, donc l'étude de sa stationnarité est la même que celle utilisée sur les dépenses publiques. Pour plus de détails, voir Fatas et Mihov(2003).

⁸⁰ Pour plus de détails, voir Kiichiro, et Ricardo (1998) pour le cas des pays d'Amérique latine.

Figure 5 : Volatilité du PIB réel par habitant et procyclicité des dépenses publiques



La figure 5 exposée laisse à penser que la procyclicité des dépenses publiques est liée à la volatilité du PIB réel. L'observation de cette relation statistique révèle que les pays qui détiennent une plus faible volatilité macroéconomique sont plus stables, comparativement à la majeure partie des pays africains de l'échantillon. Cette stabilité leur permet d'appliquer des politiques budgétaires de nature contracyclique ou acyclique (voir par exemple le cas de l'Afrique du Sud, de l'Algérie et de la Guinée⁸¹). On note également que le Nigéria est le seul pays qui affiche une orientation contracyclique, mais qui détient un niveau élevé de volatilité. Ce contraste peut être lié à la dépendance de son économie aux ressources pétrolières dont les prix sont globalement instables.

L'intuition économique derrière cette relation statistique est que la volatilité macroéconomique est plus prononcée dans les pays où la politique budgétaire est davantage procyclique, car la procyclicité tend à amplifier les fluctuations économiques créant ainsi une plus grande volatilité. Nous pouvons aussi ajouter que dans un environnement économique

⁸¹ Voir les codes ISO de ces pays (ZAF, DZA, et GIN)

caractérisé par une forte instabilité macroéconomique, il devient difficile de mener à bien une politique budgétaire contracyclique ou acyclique. Par ailleurs, l'impact de la volatilité budgétaire sur celle du PIB réel par habitant et sur la croissance économique sera amplement détaillé avec des estimations économétriques appropriées.

Les résultats du tableau 13, nous fournit un début de réponse, car ils nous montrent que la politique budgétaire discrétionnaire largement influencée par des facteurs politico-institutionnels induit des fluctuations importantes de l'activité économique. Le coefficient affecté à la variable de volatilité budgétaire est statistiquement et économiquement significatif (colonnes 1 et 2).

Ce tableau souligne également les effets négatifs du pouvoir discrétionnaire sur la politique budgétaire en rendant plus instable la conjoncture économique. Mais souligne par ailleurs, les effets stabilisateurs de la taille du gouvernement. En effet, la taille du gouvernement présente un coefficient négatif et statistiquement significatif à 5% (colonne 2). Ce résultat corrobore avec les travaux de Gali (1994) et de Fatas et Mihov (2001) qui présentent chacune des preuves similaires pour les économies de l'OCDE et des États-Unis. En outre, nos résultats confirment la robustesse de cette remarque sur un large échantillon de pays notamment ceux d'Afrique.

À ce titre, nous interprétons la taille du gouvernement comme une approximation des stabilisateurs automatiques à savoir une politique budgétaire fondée sur des règles. Cette interprétation s'explique par le fait qu'il existe de nombreuses preuves de corrélation positive entre la taille de l'État et le degré de stabilisation automatique comme suggéré par Van den Noord (2000) et Fatas et Mihov (2001).

Selon cette interprétation, on peut voir dans le tableau 13 une preuve que les règles de politique budgétaire et le pouvoir discrétionnaire ont des effets opposés en ce qui concerne la volatilité du cycle économique. Les stabilisateurs automatiques réduisent la volatilité du PIB tandis que les politiques discrétionnaires engendrent une augmentation du cycle économique. D'ailleurs Brzozowski Siwińska-Gorzela (2010) souligne que l'impact de la volatilité de politique budgétaire sur les fluctuations économiques peut être atténué, par la mise en place de règles budgétaires notamment celles limitant la valeur de la dette publique.

La variable commerce prise en différence première du fait de sa non-stationnarité en niveau affiche un coefficient positif, et par conséquent accentue la volatilité du PIB réel par habitant, mais pas significativement (colonne 2).

Les colonnes 3 et 4 du tableau 13 nous présentent les résultats de l'estimation de la croissance économique sur la volatilité budgétaire d'une part, et d'autre part sur la volatilité du PIB réel par habitant. Toutes les variables d'intérêts (volatilité budgétaire et du PIB réel par habitant) de ces deux colonnes ont un signe négatif qui est statistiquement significatif. Nous dirons qu'une hausse de 1% de la volatilité du PIB réel par habitant et de celle de la politique budgétaire réduirait respectivement la croissance économique de 0,113 et de 0,072%. Nos résultats corroborent avec ceux de Ramey et Ramey (1995) et ceux de Aizenmann et Marion, (1993), Bruno (1993), Fatas et Mihov (2003,2005,2007), et de Fuceri (2007). À ce titre, Ramey et Ramey (1995) soulignent que l'impact global négatif de la volatilité reflète un effet négatif de la partie imprévisible de la volatilité ou incertitude qui domine l'effet favorable de la partie prévisible de la volatilité⁸². Toujours dans cette même optique, Aghion et al (2005) trouve que, c'est plutôt la faiblesse du développement financier des pays qui serait à la base de cette relation négative globale, car pour eux un les investissements en recherche et développement deviennent davantage procycliques lorsque la contrainte de crédit se resserre. Ce lien serait également exacerbé pour les pays peu développés sur le plan institutionnel, ou pour ceux se trouvant dans l'incapacité de mener des politiques budgétaires contracycliques (Hnatkovska et Loayza, 2004). La banque interaméricaine de développement s'inscrivant dans cette même logique d'analyse, trouve en 1995 que la volatilité macroéconomique est responsable d'un ralentissement de la croissance, de la réduction des investissements, de l'aggravation de la pauvreté. Elle démontre par ailleurs, une corrélation forte entre la volatilité budgétaire et l'instabilité monétaire et financière.

Le PIB réel par habitant initial réduit également la croissance économique, mais pas de manière significative. Selon la littérature, son signe négatif s'explique par le fait que les pays

⁸² Pour une revue de la recherche empirique sur les liens entre la croissance et la volatilité, nous recommandons la lecture de Kose et al, (2005).

ayant des retards technologiques croient plus vite que ceux développés du fait de la décroissance des rendements de l'investissement.

Le capital humain mesuré par le taux de scolarisation des hommes de plus de 25 ans présente pour sa part un coefficient positif et significatif. Pour la littérature, son signe doit être interprété avec précaution, car le coût élevé de la scolarisation auquel s'ajoute la faiblesse des ressources des pays en développement peut dans une certaine mesure impacter négativement l'effet du capital humain sur la croissance.

Les spécifications des colonnes 5 et 6 dans lesquelles, nous avons introduit simultanément la rente minière, la taille du pays et le taux d'inflation confirment comme précédemment l'hypothèse de la relation négative entre la volatilité du PIB réel, de la politique budgétaire et la croissance économique.

Le coefficient de la rente minière est défavorable à la croissance économique, avec un coefficient statistiquement significatif et négatif. Nous pouvons affirmer que les chocs perçus sur les recettes d'exportations des produits de base et autres ressources naturelles influencent significativement la croissance économique.

La taille du pays et le taux d'inflation exercent tous deux des effets négatifs sur la croissance économique. L'effet est d'autant plus significatif pour la première variable (taille du pays), et statistiquement non significatif pour la seconde variable (taux d'inflation)⁸³. S'agissant de la relation négative entre la taille du pays, nous pouvons dire que lorsque la population augmente de 1% en Afrique, le taux de croissance économique diminue de 0,184% pour l'équation de la volatilité budgétaire (colonne 5), et de 0,152% pour celle du PIB réel par habitant (colonne 6) et inversement. Ce résultat est en conformité avec les travaux de Dao (2012) et de Sija (2013). L'intuition derrière ce résultat est que les investissements en capital physique ne suivent pas le rythme de la croissance de la population (Raymond et Augustin,

⁸³ Voir Bruno et Musso (2000) pour une lecture approfondie sur la relation entre l'inflation et la croissance économique.

2017). Puisqu'une part essentielle des ressources disponibles doivent être consacrées à la consommation immédiate de la population dont un fort ne se trouve pas en âge de travailler⁸⁴.

Les colonnes 1 et 2 du tableau 14 présentent les résultats de la quatrième équation. Ils montrent que la procyclicité budgétaire est négativement corrélée à la croissance économique, alors que la contracyclicité l'impacte positivement. Ces deux résultats sont statistiquement significatifs au seuil de 5%. L'enseignement que l'on peut tirer de cette remarque est que l'effet de la politique budgétaire contracyclique est de réduire l'impact d'une récession sur la capacité d'endettement ou d'investissement des entreprises, par exemple en augmentant la demande ou en mettant davantage de liquidité à leur disposition (Aghion et al, 2006; Aghion et Kharroubi, 2007). En outre, la littérature suggère que plus la contrainte de financement est serrée, plus le marché du travail est libéralisé, plus l'effet de la politique budgétaire contracyclique sur la croissance sera positif et renforcé⁸⁵. Des tests spécifiques à l'utilisation des variables instrumentales ont été effectués. Ces tests révèlent que les instruments utilisés sont forts, car à 20% les statistiques de Cragg-Donald obtenues après nos différentes estimations sont généralement supérieures à celles de Stock et Yogo (2005). Les statistiques F de la première étape du double moindre carré ordinaire sont nettement supérieures à 10, ce qui nous permet d'affirmer que l'hypothèse de la pertinence nécessaire pour nos estimations à variables instrumentales est garantie, nos instruments sont donc forts. Les probabilités statistiques de Hansen-J (2009) nous permettent de valider la pertinence des instruments utilisés avec des valeurs supérieures à 0,15, ce qui nous rassure une fois de plus sur l'exogénéité de nos instruments.

⁸⁴En ligne :

http://www.ihsi.ht/Syssem/devoir/population_croissance/Finale_BAZILE_POPULATION_CROISSANCE_ECONOMIQUE_EMPLOI.pdf. Consulté le 20 mai 2019.

⁸⁵ Aghion et Marinescu (2007) trouvent une relation positive entre la contracyclicité de la politique budgétaire et le développement financier.

Tableau 13 : L'effet de la politique budgétaire sur la volatilité et la croissance du PIB (1990-2017)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Volatilité du PIB	Volatilité du PIB	Croissance économique	Croissance économique	Croissance économique	Croissance économique
Taille du gouvernement		-0.0320** (0.0151)				
PIB réel par habitant		0.190 (0.190)	-0.0838 (0.0784)	-0.0582 (0.0735)	-0.0476 (0.182)	-0.0132 (0.178)
Commerce		0.00236 (0.00617)	0.00446 (0.00286)	0.00413 (0.00297)	0.0269** (0.00481)	0.0274** (0.00540)
Capital humain			0.0624** (0.0192)	0.0757** (0.0193)	0.0639** (0.0187)	0.0747** (0.0197)
Volatilité budgétaire	0.440** (0.0166)	0.632** (0.0733)	-0.0729** (0.0261)		-0.114** (0.0505)	
Volatilité du PIB				-0.113** (0.0456)		-0.181** (0.0908)
Taille du pays					-0.184** (0.0772)	-0.152* (0.0802)
Rente minière					-0.0706** (0.0102)	-0.0678** (0.0105)
Taux d'inflation					-0.980 (0.875)	-0.0348 (0.581)
Constante	-1.928** (0.217)	-5.771** (1.677)	2.799** (0.849)	2.099** (0.645)	5.959* (3.296)	3.353 (2.503)
<i>Observations</i>	39	39	39	39	39	39
<i>R²</i>	0.641	0.476	0.297	0.288	0.372	0.350
<i>Pays</i>	39	39	39	39	39	39
<i>F test</i>		12.694	16.798	16.590	19.488	12.745
<i>Cragg-Donald</i>		15.771	19.589	32.642	25.508	29.694
<i>Hansen J</i>		0.7902	0.6599	0.7465	0.6525	0.7147
<i>Instruments (2 SLS)</i>		Contrainte politique Tendance temporelle	Volatilité politique Tendance temporelle	Volatilité politique Tendance temporelle	Volatilité politique Tendance temporelle	Volatilité politique Tendance temporelle

Note: Les données utilisées sont extraites des bases de données Polcon (2017), WDI(2017), WEO-IMF(2018), DPI(2017). Les équations sont estimées en coupe transversale à l'aide d'un estimateur 2SLS c'est-à-dire les doubles moindres carrés ordinaires. Le test F de la première étape du 2 SLS est supérieur à 10. La statistique de Cragg-Donald (CD) est supérieure à la valeur critique à 20% de Stock et Yogo(2005). La statistique Hansen J permet de valider les instruments avec une probabilité supérieure à 0,15. Les écarts-types robustes sont entre parenthèses. Les variables explicatives non stationnaires en niveau sont prises en différence première. La significativité statistique au seuil de 5% et de 10% est dénotée respectivement par (**) et (*).

Tableau 14 : Croissance et pro-(contra) cyclicité budgétaire (1990-2017)

	(1) Croissance économique	(2) Croissance économique
Procyclicité budgétaire	-7.361** (3.571)	
PIB réel par habitant	-0.297** (0.0371)	-0.592** (0.118)
Taille du pays	-0.0894** (0.0237)	-0.297** (0.0828)
Commerce	0.00264 (0.00355)	0.00174 (0.00360)
Rente minière	-0.0327** (0.00422)	-0.0282** (0.00418)
Capital humain	0.908** (0.0371)	0.955** (0.0474)
Taux d'inflation	-0.00440** (0.00123)	-0.00179 (0.00250)
Contracyclicité budgétaire		0.899** (0.264)
Constante	1.812** (0.518)	7.226** (1.940)
<i>Observations</i>	500	500
<i>R²</i>	0.678	0.458
<i>Pays</i>	39	39
<i>F test</i>	33.088	27.893
<i>Cragg-Donald</i>	19.495	16.172
<i>Hansen-J</i>	0.4450	0.4295
<i>Instruments</i> (2 SLS)	Volatilité politique Tendance temporelle	Volatilité politique Tendance temporelle

Note: Les données utilisées sont extraites des bases de données Polcon (2017), WDI(2017), WEO-IMF(2018), DPI(2017). Les équations sont estimées en panel à l'aide d'un estimateur 2SLS c'est-à-dire les doubles moindres carrés ordinaires. Le test F de la première étape du 2 SLS est supérieur à 10. La statistique de Cragg-Donald (CD) est supérieure à la valeur critique à 20% de Stock et Yogo(2005). La statistique Hansen J permet de valider les instruments avec une probabilité supérieure à 0,15. Les écarts-types robustes sont entre parenthèses. Les variables explicatives non stationnaires en niveau sont prises en différence première. La significativité statistique au seuil de 5% et de 10% est dénotée respectivement par (**) et (*).

Dans cette section, nous nous sommes intéressés à plusieurs approches théoriques et empiriques pour pouvoir analyser le comportement budgétaire de nos différents échantillons de pays. Dans la suite de notre analyse, nous appliquons notre règle budgétaire. Cette règle fondée sur la conceptualisation d'un solde structurel est appliquée sur quelques pays de la région subsaharienne.

VII. Méthodologie et analyse des données du solde structurel

1. Méthodologie du solde structurel

Notre approche fait appel à des méthodes de calcul d'un solde budgétaire structurel. Ce solde est un concept théorique qui a été appliqué par le gouvernement chilien en vue d'atteindre des objectifs budgétaires contracycliques et de renforcer sa stabilité financière. Il représente le montant qu'atteindraient les recettes et les dépenses publiques si l'économie fonctionnait à son plein potentiel, et si les cours des matières premières se maintiennent à leurs niveaux de long terme. Il vise donc à identifier précisément les composantes conjoncturelles et structurelles du budget étatique. Ce concept intègre également les résultats de la littérature sur les déterminants du prix des matières premières en vue de pouvoir analyser les redevances et autres taxes minières perçues par les États.

Cette méthodologie se focalisera sur trois calculs théoriques à savoir : le calcul des recettes structurelles, celui des redevances structurelles et enfin la construction d'un solde structurel.

À travers cette méthodologie ,nous effectuons également une analyse sur l'ampleur des fluctuations économiques de nos pays cibles d'Afrique subsaharienne, ainsi que sur les prix des matières premières selon nos différentes méthodes de lissage (filtre HP , et la tendance linéaire quadratique) sur une période de 27 années.

Le modèle du solde structurel est appliqué sur six pays de la bande subsaharienne à savoir le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, le Ghana, le Mali, le Niger et la Zambie. Ces six pays tout en étant pour la plupart des pays en développement, ont l'avantage d'être riches en matières premières selon le critère du FMI (2012). En effet, le FMI définit un pays comme étant riche en matières premières lorsque ses exportations de matières premières ou de ressources naturelles non renouvelables comme les minerais, les métaux et le pétrole représentent plus de 25% de la valeur des exportations totales du pays (Laporte et al., 2015)⁸⁶.

Les données couvrent la période de 1990 à 2017 et sont exprimées en fréquence annuelle. Elles proviennent des bases de données de la Banque mondiale, du Fonds monétaire

⁸⁶ Nous utilisons cette même définition pour le cas des produits agricoles notamment pour le cacao de la Côte d'Ivoire.

international, de la Banque africaine de développement ainsi que de l'Organisation mondiale du commerce. Nos variables d'analyses sont le PIB réel (exprimé en dollars constants), les recettes fiscales (exprimées en pourcentage du PIB), le solde budgétaire (exprimé en pourcentage du PIB), et le cours des matières premières (exprimé en dollars US). Nous présentons dans l'annexe A les statistiques descriptives de nos différentes variables.

2. Choix et définition des paramètres du solde structurel

Dans notre démarche, nous choisissons les paramètres du solde budgétaire structurel chilien. Nous nous inspirons également des écrits de Marcel et al (2001), de Fiess (2005) et de Vègh (2013) pour définir nos différents paramètres.

En effet, l'équation théorique sous-jacente à cette méthodologie peut être subdivisée en trois composantes : une première composante basée sur un ajustement du solde budgétaire réel (il s'agit de la variable B_t), une deuxième composante sur l'écart entre les recettes structurelles et réelles ($T_{s,t} - T_t$), et une troisième composante sur l'écart entre les redevances structurelles et réelles ($CI_{s,t} - CI_t$).

Les équations théoriques de notre modèle se présentent comme suit : une première équation qui représente le calcul des recettes structurelles $T_{s,t} = T_t \left(\frac{Y_t^*}{Y_t} \right)^\varepsilon$. Ces recettes se définissent comme étant le produit entre les recettes fiscales réelles⁸⁷ T_t et le rapport entre le PIB potentiel Y_t^* et le PIB réel Y_t . Le coefficient ε correspond à l'élasticité des recettes au PIB. Ainsi, en période de récession, nous nous attendons à ce que le PIB potentiel soit supérieur au PIB réel c'est-à-dire ($Y_t^* > Y_t$). Ceci inciterait les recettes structurelles à être

⁸⁷ Nous définissons les recettes fiscales réelles comme les recettes non tirées de l'exploitation des matières premières c'est-à-dire les recettes non tirées du cuivre (Zambie), du cacao (Côte d'Ivoire), de l'or (Mali, Burkina Faso, Ghana), et de l'uranium (Niger).

plus élevées que les recettes réelles ($T_{s,t} > T_t$). En revanche, elles seront inférieures lorsque l'économie se trouvera en expansion.

Une deuxième équation qui illustre le produit entre les exportations de matières premières Q_t par rapport à la différence du prix à long terme P_t^* et du prix courant P_t des matières premières soit : $CI_{s,t} - CI_t = Q_t(P_t^* - P_t)$. En période de prix élevé, les redevances réelles ($Q_t P_t$) seront supérieures aux redevances structurelles ($Q_t P_t^*$) avec $CI_{s,t} < CI_t$. Cependant, on assistera à un mécanisme inverse pour les périodes de prix faible.

Quant à la dernière équation qui s'intitule « solde structurel », elle regroupe les deux premières équations à laquelle nous ajoutons la variation du solde budgétaire réel c'est-à-dire : $B_{s,t} = B_t + (T_{s,t} - T_t) + (CI_{s,t} - CI_t)$. En d'autres termes, elle se définit comme la somme du solde budgétaire réel B_t , de l'écart entre les recettes structurelles et réelles ($T_{s,t} - T_t$), ainsi que de la différence entre les redevances structurelles et réelles ($CI_{s,t} - CI_t$). De ce fait, nous pouvons dire que lorsque les économies se trouvent en période haussières (prix des matières premières et PIB élevés), le solde structurel sera inférieur au solde réel, car $T_{s,t} < T_t$ et $CI_{s,t} < CI_t$ ⁸⁸. L'inverse serait vrai durant les périodes difficiles.

L'intuition économique inhérente à ce solde est qu'il permet au gouvernement de faire des déficits pour les périodes défavorables tant qu'il enregistre d'importants excédents pour les périodes de haute conjoncture. Ce qui est exactement la prescription politique qui découlerait de cette dernière équation. Par ailleurs, il permet au gouvernement d'afficher d'importants déficits en vue de pouvoir stimuler leurs économies.

⁸⁸ Dans notre analyse, nous allégeons cette hypothèse contrairement aux autorités chiliennes qui eux étant dans l'obligation de payer leurs dettes, étaient obligées de présenter un solde structurel inférieur au solde réel pour les périodes favorables.

3. Construction et hypothèses d'un cadre d'analyse du solde structurel

Dans cette sous-section, nous présentons quelques hypothèses de bases inhérentes à notre méthodologie. Ainsi, nous posons que l'élasticité, \mathcal{E} saisissant la sensibilité des recettes fiscales au PIB demeure constante pour une valeur de 1,05 (Fiess, 2005). Nous posons également l'hypothèse que les taux de redevances demeurent constants au fil du temps. Et que la variable budgétaire B_t est le taux de variation du solde budgétaire de l'administration centrale.

Contrairement, à l'approche de la fonction de production macroéconomique de type Cobb-Douglas, qui relie le PIB à la formation brute de capital fixe, au taux d'emploi et à la productivité globale des facteurs utilisée par les autorités chiliennes et l'OCDE. Nous optons pour des filtres statistiques de détermination de la tendance de long terme du PIB observé, c'est-à-dire du PIB potentiel. Ces méthodes reposent sur l'utilisation de l'information contenue dans l'historique de la série du PIB sans référence à un modèle économique particulier (Verne,2011). Sur la longue période, le PIB observé évolue autour du PIB potentiel qui est défini par la tendance de long terme du PIB observé. La tendance représente l'équilibre de long terme et le cycle en constitue la dynamique de court terme.

En s'inscrivant dans cette même logique, nous appliquons donc la méthodologie de Hodrick et Prescott (1997)⁸⁹ et de celle de la tendance linéaire quadratique. Nous utilisons ces deux méthodes, car dans les pays en développement en général et ceux de la région subsaharienne en particulier la méthodologie de la fonction production ne peut être utilisée efficacement à cause d'un manque de données fiables dans certains secteurs, comme notamment le marché du travail où très peu de statistiques concernant les variations du taux de chômage sont disponibles (Diop, 2000; Verne,2011).

⁸⁹ Cette méthodologie est également utilisée par la Commission européenne.

Nos variables tendanciennes (PIB tendanciel⁹⁰ et prix tendanciel des matières premières), sont ainsi obtenues en utilisant séparément deux méthodes de filtrages à savoir : celle par filtrage HP⁹¹ et celle de la tendance linéaire quadratique.

Le filtre HP est employé sur nos données annuelles avec un paramètre de lissage de l'ordre de 6,25 (Ravn et Uhlig, 2002). Ce filtre est couramment utilisé dans la littérature portant sur l'étude des fluctuations économiques (Agénor et al., 2000, Talvi et Vegh, 2005, Aghion et Marinescu, 2007, Calderon et al., 2007). Il décompose une série temporelle en deux éléments, une tendance de long terme Y_t^S non stationnaire calculé sur la base d'une moyenne mobile pondérée dans le temps, et des fluctuations de court terme stationnaire Y_t^C c'est-à-dire : $Y_t = Y_t^S + Y_t^C$. L'intuition sous-jacente au filtre HP est la suivante. En moyenne sur le long terme, les fluctuations cycliques devraient être nulles. De plus, la tendance de long terme de la série doit refléter un taux de croissance fluctuant peu⁹².

Nous extrayons la tendance du filtre linéaire quadratique en adoptant la méthodologie d'Uribe et Schmitt-Grohé (2017), d'Alesina et al (2008), ainsi que de Bénétrix et Lane (2013) sur la mesure du cycle économique. Le cadre d'analyse du filtre linéaire quadratique est le suivant : $Y_t = Y_t^s + Y_t^c$ ou la variable Y_t est la variable d'étude (respectivement du PIB et du prix des matières premières)⁹³, la variable Y_t^s représente les composantes tendanciennes respectives de nos variables d'études, et la dernière variable Y_t^c leurs composantes cycliques. Ces deux composantes sont obtenues en effectuant une régression par les moindres carrés ordinaires (MCO). Celle-ci est la suivante : $Y_t = a + bt + ct^2 + \varepsilon_t$ ou la première partie $a + bt + ct^2$ est la partie tendancielle et le terme résiduel ε_t la partie cyclique. Étant données,

⁹⁰ Le PIB tendanciel ou potentiel désigne le niveau de production soutenable à long terme, eu égard aux facteurs de production disponibles, sans entraîner une accélération de l'inflation, soit sans créer de tensions excessives sur les marchés des biens et du travail (El Mokri et al., 2015).

⁹¹ Hodrick et Prescott (1997).

⁹² Boone (1997).

⁹³ Ces variables sont filtrées séparément.

que nous travaillons avec le logarithme de nos variables filtrées (PIB et prix), alors leurs variations temporelles seront équivalentes à leurs taux de croissance respectifs.

Dans l'étude du tableau 15, nous observons que le cycle est moins volatile avec la méthode de lissage du filtre HP, comparativement à celle de la tendance linéaire quadratique. Avec cette observation, nous pouvons aussi ajouter que la méthode de lissage utilisée joue aussi sur l'ampleur de la volatilité.

Pour l'analyse de la volatilité macroéconomique, nous y remarquons que la plus faible volatilité obtenue est détenue par le Ghana, car c'est le pays présentant des écarts-types moins élevés que ceux des autres pays (voir tableau 15).

Cette situation s'explique par le fait que le Ghana est relativement plus stable sur le plan politique et crédible internationalement que les autres pays de la bande subsaharienne notamment ceux d'Afrique de l'Ouest (Hugon, 2009). Du côté, de la variabilité des cycles de prix, c'est l'or qui présente une faible variabilité comparativement aux autres métaux et matières premières. D'ailleurs Baker et al (1998) reconnaissent à l'or une certaine spécificité, car celui-ci est considéré comme un actif financier, c'est-à-dire qu'il est traité comme de la quasi-monnaie⁹⁴.

D'un point de vue global, nous pouvons dire que ces économies en développement d'Afrique subsaharienne ont tendance à être plus instables, avec des écarts-types hautement élevés. L'analyse de la variabilité des séries de prix rejoint une fois de plus nos constats sur la volatilité macroéconomique. Car c'est cette dernière variabilité qui explique une bonne partie de la volatilité macroéconomique de ces pays. En d'autres mots, cette instabilité macroéconomique découle des chocs extérieurs issus des fluctuations des prix des exportations sur les marchés mondiaux qui sont particulièrement importants pour les produits minéraux et agricoles produits par ces pays d'Afrique subsaharienne⁹⁵.

⁹⁴ Par mesure de précaution, nous avons mis nos variables de cycle en différence première notamment celle de la tendance linéaire quadratique. Ceci nous permet d'être à l'abri d'une quelconque présence de racine unitaire.

⁹⁵ Nous recommandons fortement la lecture de Fernández, Schmitt-Grohé et Uribe (2017).

Tableau 15 : Écart-types des composantes cycliques du PIB réel, et des prix des matières premières

Écart-types (%)	HP	Quadratique
σ_{yBFA}	1,54	3,93
σ_{yCIV}	2,25	4,1
σ_{yGHA}	1,26	3,3
σ_{yMLI}	2,09	5,87
σ_{yNER}	2,1	5,88
σ_{yZMB}	1,64	4,77
σ_{Cacao}	15,16	28,36
σ_{Cuivre}	12,57	27,41
σ_{Or}	5,63	11,28
$\sigma_{Uranium}$	17,08	32,78

Note : Les variables y représentent respectivement le PIB réel de chaque pays. Les autres variables représentent les prix des matières premières. Toutes ces variables ont été lissées à l'aide du filtre HP, et de la tendance linéaire quadratique.

Dans cette partie, nous avons pu mettre en œuvre notre méthodologie d'analyse. Nous avons appliqué les différentes méthodes de lissages à nos variables PIB réels et prix des matières premières afin d'extraire leurs composantes tendancielle de celles du cycle. Nous avons par ailleurs, opté pour la mise en différence première de ces variables cycliques, car ceci nous permet d'éviter toute forme de non-stationnarité à travers leurs temps.

L'étude de la variabilité de nos différentes séries de prix et de PIB autour de leurs valeurs centrales a été quant à lui effectuée sur la base de l'écart-type. Nous observons que l'ampleur de la volatilité devient plus prononcée avec notre seconde méthodologie de lissage c'est-à-dire la tendance linéaire quadratique, même si la littérature économique lie les effets de cette instabilité à des facteurs économiques spécifiques à chaque pays dont les pays riches en matières premières.

Ainsi, nous passerons à la section suivante qui elle met en relief l'application de la règle budgétaire tant convoitée pour pouvoir éliminer l'effet procyclique des politiques budgétaires notamment la procyclicité des dépenses publiques de ces pays cibles. Nous présentons en premier lieu, l'évolution du solde structurel à celui réel de l'administration centrale. Et en

second lieu, nous interprétons les variations de ce solde structurel par rapport à celui réel, ainsi de la plus-value apportée par cette mesure budgétaire.

VIII. Résultats du solde structurel

La présente section a pour objectif de présenter les résultats des différents soldes budgétaires structurels construits. Nous débutons par la présentation graphique de nos résultats obtenus, puis nous interprétons l'évolution des soldes structurels par rapport au solde observé. Au niveau, de l'interprétation, nous étudions les résultats obtenus en observant successivement l'évolution des trois soldes à savoir le solde observé, le solde structurel (HP), et le solde structurel (Q)⁹⁶. Rappelons que l'évolution du solde budgétaire observé reflète à la fois les décisions de politique budgétaire et l'impact des évolutions conjoncturelles. En effet, lorsque le niveau du PIB est inférieur à son niveau potentiel, un déficit de recettes fiscales ainsi qu'un surplus de dépenses apparaissent. Tandis que lorsque le PIB réel est supérieur à son niveau potentiel un surplus de recettes budgétaires est enregistré avec des dépenses publiques plus faibles⁹⁷.

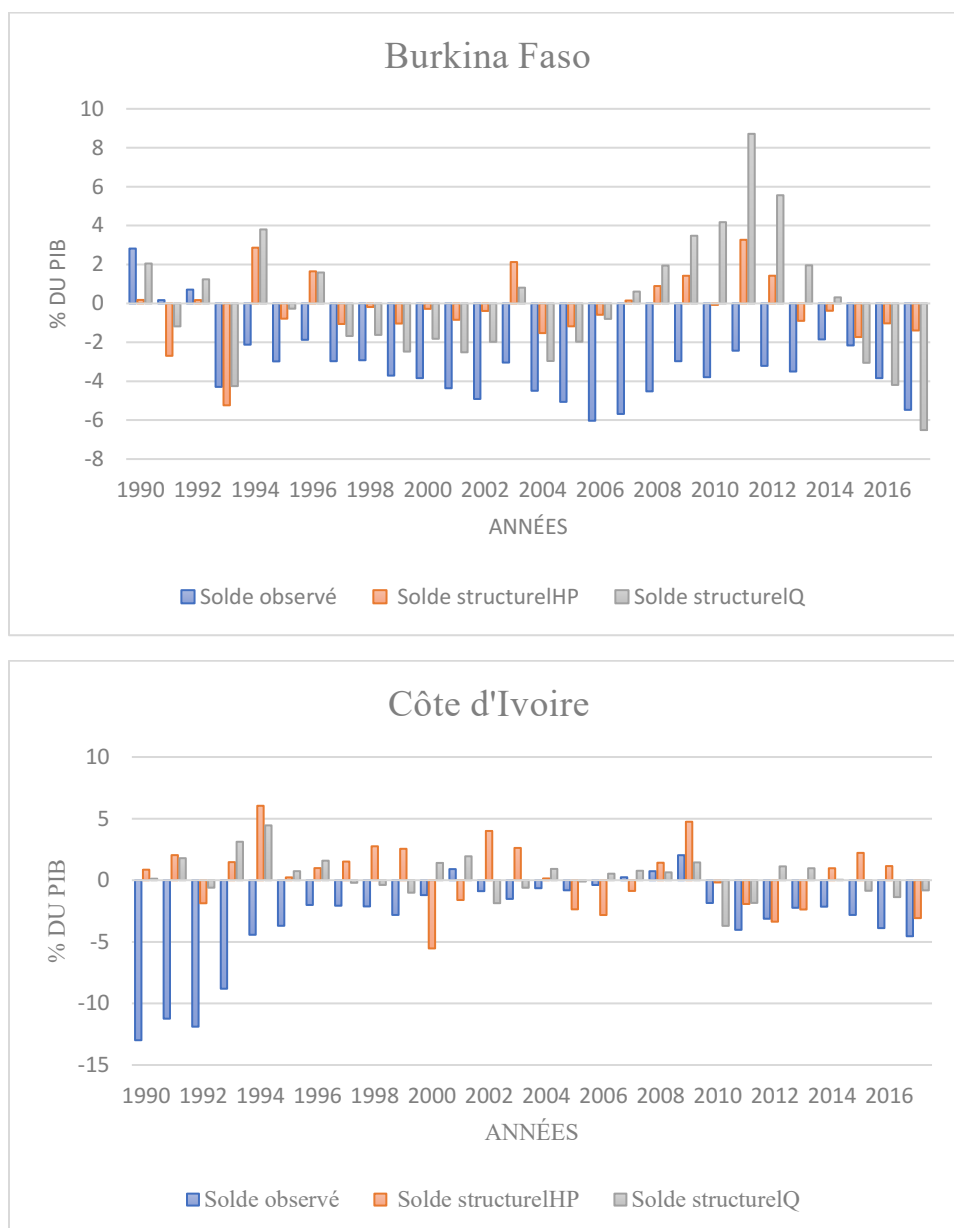
1. Présentation des résultats du solde structurel

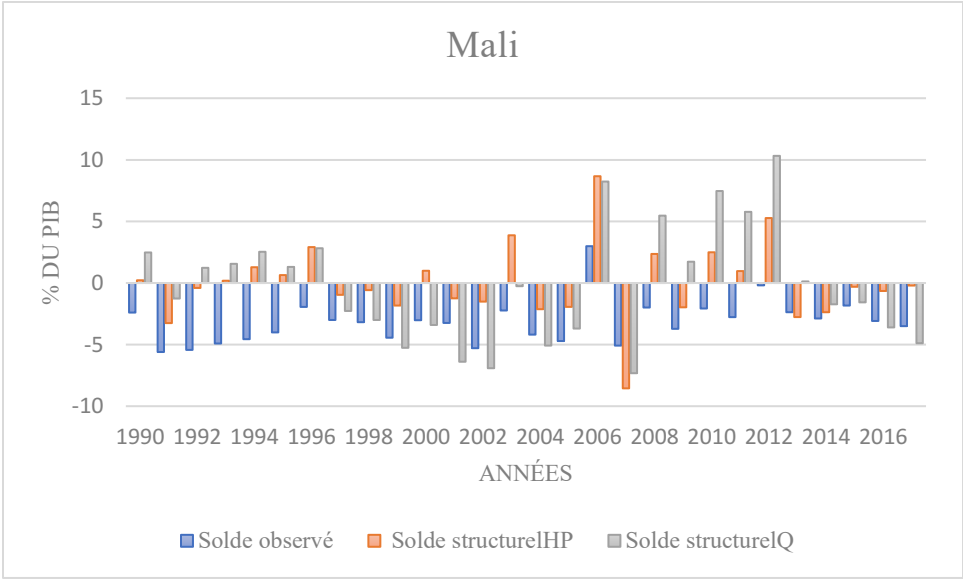
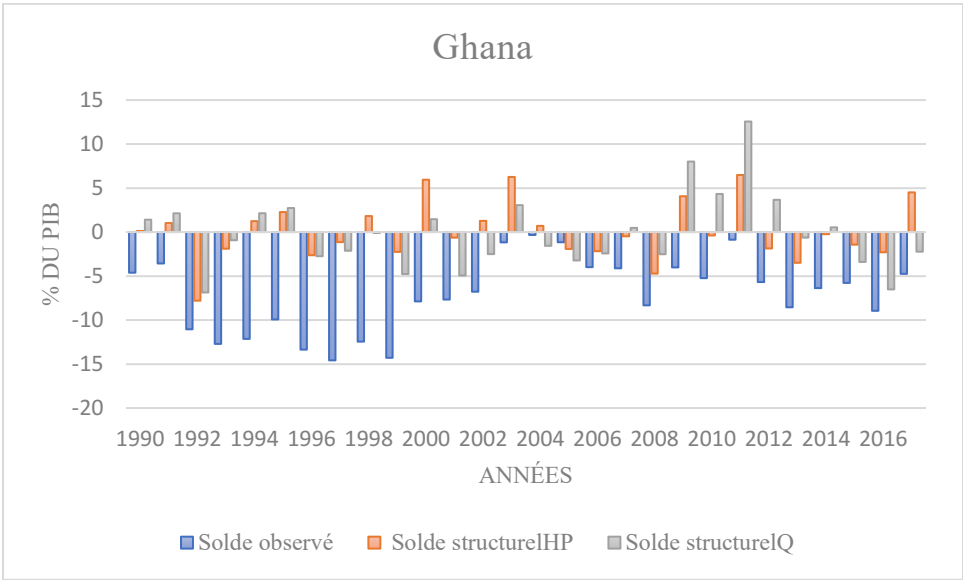
Cette première sous-section, illustre les évolutions de nos différents soldes structurels construits à l'aide des méthodologies de lissage HP et linéaire quadratique. Ainsi, elle nous permet d'observer de plus près les différentes variations de nos soldes structurels par rapport à ceux observés.

⁹⁶ Nous déterminons respectivement les soldes structurels (HP et Q), comme ceux obtenus par l'utilisation du filtre de Hodrick et Prescott (1997) et de la tendance linéaire quadratique.

⁹⁷ En ligne : https://www.policycenter.ma/sites/default/files/Book-Politique-Budgétaire3_1.pdf. Consulté le 26 Mai 2019.

Figure 6 : Évolution des soldes structurels par rapport aux soldes budgétaires observés
(en pourcentage du PIB)





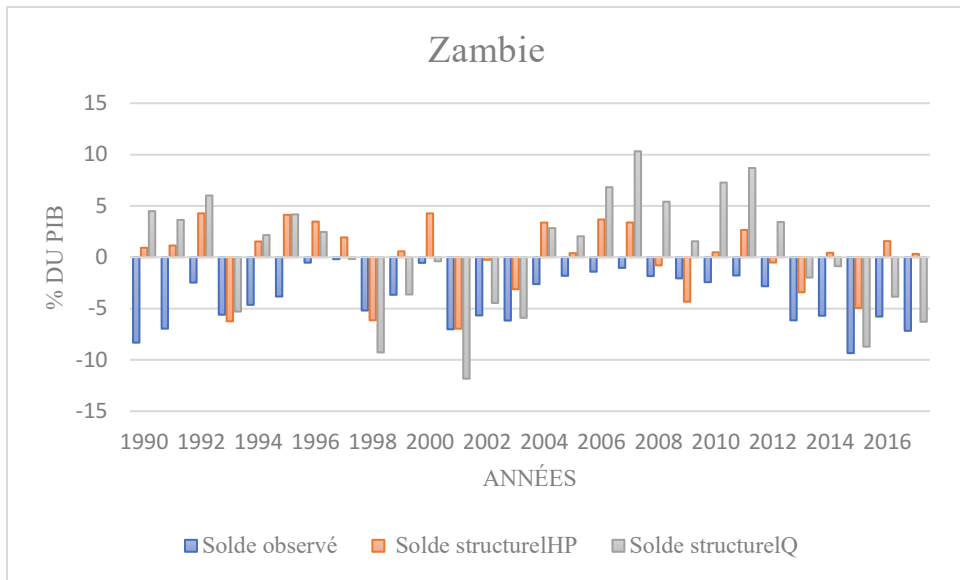
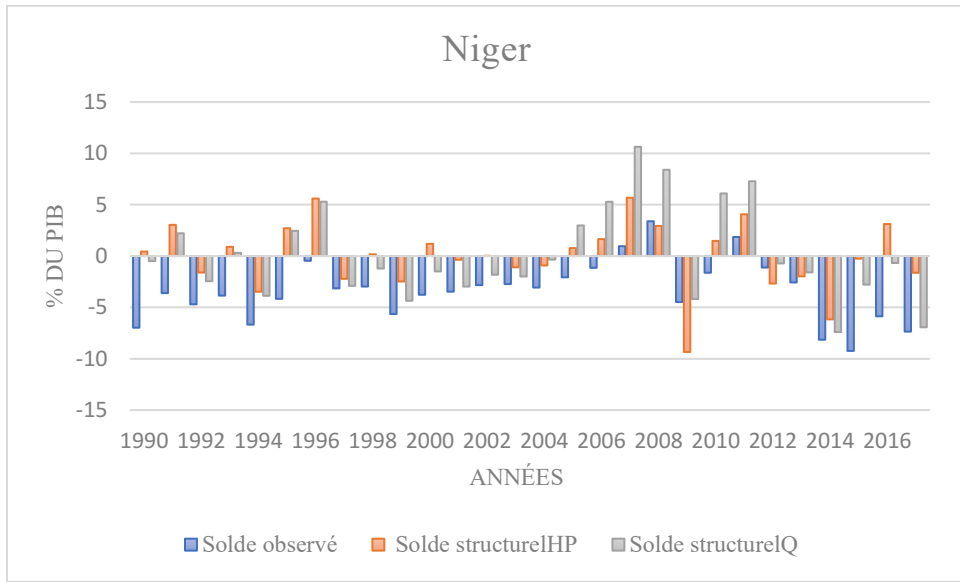


Tableau 16: Comparaison des soldes budgétaires observés et structurels (en pourcentage du PIB)

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	Moyenne
Burkina Faso																													
Observé	2,82	0,17	0,71	-4,29	-2,12	-2,98	-1,9	-2,97	-2,92	-3,71	-3,84	-4,36	-4,91	-3	-4,49	-5,06	-6,03	-5,68	-4,52	-2,97	-3,79	-2,43	-3,21	-3,5	-1,85	-2,16	-3,84	-5,47	-3,15
Structurel HP	0,18	-2,69	0,17	-5,24	2,87	-0,78	1,65	-1,06	-0,19	-1,03	-0,28	-0,84	-0,39	2,13	-1,52	-1,18	-0,58	0,15	0,89	1,42	-0,08	3,27	1,42	-0,9	-0,38	-1,73	-1,02	-1,39	-0,25
Structurel Q	2,05	-1,18	1,24	-4,25	3,8	-0,27	1,59	-1,67	-1,62	-2,48	-1,82	-2,51	-1,97	0,81	-2,96	-1,96	-0,8	0,61	1,94	3,48	4,18	8,72	5,56	1,96	0,31	-3,05	-4,19	-6,51	-0,04
Côte d'Ivoire																													
Observé	-13	-11,2	-11,89	-8,81	-4,43	-3,7	-2	-2,07	-2,13	-2,82	-1,21	0,9	-0,89	-1,5	-0,65	-0,82	-0,39	0,24	0,73	2,03	-1,85	-4,03	-3,13	-2,24	-2,15	-2,82	-3,89	-4,55	-3,15
Structurel HP	0,85	2,04	-1,87	1,47	6,04	0,23	0,98	1,51	2,75	2,55	-5,54	-1,61	4	2,62	0,14	-2,37	-2,83	-0,87	1,42	4,75	-0,18	-1,93	-3,37	-2,38	0,97	2,22	1,15	-3,08	0,35
Structurel Q	0,12	1,79	-0,61	3,12	4,45	0,73	1,58	-0,21	-0,38	-1,01	1,4	1,94	-1,87	-0,6	0,92	-0,11	0,53	0,77	0,64	1,44	-3,71	-1,84	1,12	0,97	0,04	-0,86	-1,37	-0,83	0,29
Ghana																													
Observé	-4,62	-3,57	-11,05	-12,7	-12,1	-9,93	-13	-14,6	-12,45	-14,3	-7,88	-7,67	-6,78	-1,2	-0,33	-1,16	-3,99	-4,12	-8,33	-4,02	-5,24	-0,87	-5,68	-8,55	-6,37	-5,78	-8,95	-4,75	-7,16
Structurel HP	0,12	1,02	-7,8	-1,89	1,24	2,27	-2,6	-1,15	1,82	-2,26	5,95	-0,64	1,27	6,26	0,7	-1,92	-2,18	-0,48	-4,72	4,07	-0,39	6,49	-1,87	-3,49	-0,24	-1,43	-2,3	4,51	0,01
Structurel Q	1,41	2,13	-6,87	-0,93	2,14	2,73	-2,7	-2,12	-0,11	-4,77	1,46	-4,93	-2,51	3,06	-1,57	-3,23	-2,43	0,48	-2,52	8,01	4,33	12,56	3,66	-0,63	0,54	-3,4	-6,52	-2,23	-0,18
Mali																													
Observé	-2,4	-5,6	-5,43	-4,91	-4,56	-4,01	-1,9	-3	-3,18	-4,44	-3,02	-3,24	-5,29	-2,2	-4,19	-4,71	2,99	-5,08	-1,99	-3,72	-2,07	-2,77	-0,19	-2,37	-2,88	-1,83	-3,08	-3,5	-3,17
Structurel HP	0,22	-3,25	-0,4	0,19	1,28	0,64	2,92	-0,96	-0,58	-1,83	1	-1,25	-1,51	3,87	-2,13	-1,94	8,67	-8,55	2,36	-1,97	2,5	0,97	5,27	-2,76	-2,37	-0,31	-0,65	-0,21	-0,03
Structurel Q	2,48	-1,26	1,23	1,56	2,54	1,31	2,82	-2,27	-3	-5,26	-3,4	-6,39	-6,92	-0,3	-5,08	-3,7	8,24	-7,32	5,47	1,73	7,47	5,78	10,32	0,13	-1,73	-1,57	-3,6	-4,89	-0,20
Niger																													
Observé	-6,98	-3,61	-4,7	-3,85	-6,68	-4,17	-0,5	-3,15	-2,97	-5,65	-3,77	-3,47	-2,83	-2,7	-3,07	-2,07	-1,15	0,96	3,39	-4,48	-1,63	1,86	-1,12	-2,57	-8,15	-9,24	-5,87	-7,36	-3,41
Structurel HP	0,44	3,04	-1,61	0,9	-3,48	2,71	5,6	-2,22	0,17	-2,48	1,19	-0,36	0,02	-1,1	-0,92	0,77	1,65	5,68	2,93	-9,34	1,48	4,07	-2,68	-1,98	-6,17	-0,25	3,12	-1,63	-0,02
Structurel Q	-0,49	2,22	-2,45	0,31	-3,87	2,46	5,3	-2,91	-1,22	-4,36	-1,5	-2,97	-1,82	-2	-0,34	2,98	5,29	10,64	8,41	-4,19	6,1	7,29	-0,72	-1,59	-7,4	-2,79	-0,68	-6,94	0,10
Zambie																													
Observé	-8,32	-6,96	-2,47	-5,6	-4,64	-3,83	-0,5	-0,19	-5,19	-3,66	-0,55	-7,02	-5,67	-6,2	-2,62	-1,81	-1,41	-1,04	-1,84	-2,06	-2,43	-1,78	-2,83	-6,15	-5,7	-9,34	-5,78	-7,17	-4,03
Structurel HP	0,92	1,14	4,27	-6,25	1,53	4,13	3,47	1,93	-6,14	0,58	4,27	-6,97	-0,25	-3,1	3,38	0,4	3,68	3,38	-0,79	-4,34	0,48	2,65	-0,52	-3,42	0,43	-4,94	1,57	0,32	0,06
Structurel Q	4,49	3,64	6,01	-5,3	2,16	4,18	2,46	-0,18	-9,28	-3,63	-0,4	-11,8	-4,46	-5,9	2,84	2,04	6,82	10,32	5,41	1,56	7,27	8,69	3,43	-1,98	-0,87	-8,72	-3,85	-6,29	0,31

Note : Le signe positif indique un solde excédentaire, et le signe négatif un solde déficitaire. Les données utilisées sont de la BAD, du FMI et de la Banque mondiale.

2. Interprétation des résultats du solde structurel

Cette seconde sous-section portera essentiellement sur les interprétations économiques, issues de l'observation des graphiques présentés plus haut.

La figure 6 et le tableau 16 montrent l'évolution des soldes observés et structurels de 1990 à 2017. Comme on peut le constater, les déficits observés⁹⁸ ont fortement augmenté au début des années 90 sauf pour le Burkina Faso dont les déficits ne débutent que pour l'année 1993. Ces déficits ont par ailleurs connu une diminution au milieu des années 2000 dans la plupart des pays, en affichant des valeurs sensiblement faibles contrairement à ceux des années 90, en dehors du Burkina Faso dont les déficits observés deviennent plus aigus sur les années 2000.

En ce qui concerne les déficits structurels, ils ont été relativement stables pour certains pays par exemple le Burkina Faso dont les fluctuations ne dépassent pas 2% du PIB sur la période 1997-2002 notamment avec le filtre HP.

Pour les pays comme le Mali, le Niger et la Zambie, les déficits structurels atteignent des valeurs extrêmes dépassant parfois les 5 % du PIB, comme ce fut le cas de la Zambie qui affiche pour l'année 2001 des déficits structurels (HP et Q) respectifs d'environ 7% et de 12 % du PIB.

Pour Godbout et al (2016)⁹⁹ les déficits budgétaires de nature structurelle ne se résorbent pas d'eux-mêmes avec la reprise économique, car la présence de ces déficits signifie que les modes d'impositions en place ne génèrent pas les recettes fiscales requises pour financer les dépenses gouvernementales. Selon ces auteurs, il faut donc accroître le poids relatif des recettes gouvernementales ou réduire celui des dépenses gouvernementales en vue d'éliminer les déficits structurels.

Dans le cas où ses déficits structurels conduisent à un niveau insoutenable de la dette publique, alors les gouvernements doivent fournir des efforts et des mesures spécifiques afin de redresser la situation (Giorno et al, 1995).

⁹⁸ Un déficit apparaît lorsque l'ensemble des revenus gouvernementaux sont inférieurs aux dépenses gouvernementales incluant les intérêts sur la dette (Godbout et al., 2016).

⁹⁹ En ligne : http://cftp.recherche.usherbrooke.ca/wp-content/uploads/2018/12/cr_2016-06_equilibre_budgetaire_persp_role_cycles_econo.pdf. Consulté le 8 mai 2019.

Cette étude de la variation des déficits structurels nous donne également une idée du degré de stimulation ou de freinage, que la politique gouvernementale exerce sur la demande au-delà de l'influence des stabilisateurs automatiques¹⁰⁰. Cette variation nous procure aussi une idée du degré d'assainissement des finances publiques (Giorno et al, 1995).

Par ailleurs, la différence entre les soldes observés et structurels nous permet de mesurer la viabilité¹⁰¹ à court et à long terme des finances publiques. Puisque, les soldes structurels peuvent servir d'outils de projections macroéconomiques, étant donné que leurs variations dépendent fortement des fluctuations à long terme.

S'agissant de la discipline budgétaire, que procure ce solde structurel nous observons, que les États de ces pays parviennent à dégager d'importants surplus structurels sur des périodes données. En effet, lorsqu'on porte une attention particulière au cas du Mali et de la Zambie, on observe que ces pays accusent respectivement des excédents structurels (HP) pour l'année 2006, soit de plus de 8% du PIB pour le Mali, et de près de 4% du PIB pour la Zambie (tableau 16). Ce qui nous permet d'affirmer que l'objectif principal de cette règle budgétaire a été vérifié. Car ce solde accorde aux gouvernements de présenter soit un équilibre structurel, soit de dégager des excédents structurels leur permettant de s'autofinancer. Une telle prescription procure par conséquent, une certaine souplesse tout en laissant des marges de manœuvre pour des politiques de régulation conjoncturelles.

Lors de nos différentes analyses, nous constatons que l'évolution du solde structurel de même que l'objectif des dépenses publiques sont essentiellement influencés par deux composantes à savoir : celle de l'écart entre les recettes structurelles et réelles, et celle de la différence entre les redevances structurelles et réelles (voir équation 3). Car selon la littérature portant sur l'étude des soldes structurels, ce sont ces composantes qui empêcheraient aux mouvements cycliques de la conjoncture d'affecter les dépenses publiques, et de permettre un lissage des dépenses publiques tout au long du cycle (OCDE, 2003; Marcel et al, 2001; Joumard et Giorno, 2002).

Avec ces avantages, nous pourrions déduire que la politique budgétaire est mieux appréhendée lorsqu'elle se donne des objectifs d'évolution du solde structurel. Car ce solde

¹⁰⁰ La stabilisation automatique est la capacité des finances publiques à atténuer les conséquences des événements conjoncturels sur l'activité (Espinoza, 2007).

¹⁰¹ Une politique budgétaire est dite viable lorsque l'ensemble des paramètres budgétaires n'impliquent pas un endettement excessif (Delorme, 2014).

permet aux autorités publiques d'éliminer leurs biais procycliques. En d'autres termes, il permet à ces États d'appliquer des politiques contracycliques sur l'ensemble du cycle économique, c'est-à-dire non seulement pendant les périodes de faible conjoncture, mais également sur les périodes de haute conjoncture.

Ceci a contribué à la redynamisation des politiques budgétaires menées dans ces pays cibles d'Afrique subsaharienne. Puisque ces pays n'ont pas su utiliser les périodes d'expansion pour réduire leurs dettes publiques de façon conséquente, ce qui est la résultante de la dégradation de leurs soldes réels. Avec une dette publique élevée, ces pays ont été contraints de mener une politique budgétaire procyclique.

Mais en dépit de ces avantages et des constats précédents, nous énumérons quelques inconvénients à ce solde structurel. En effet, lorsqu'on observe de plus près les évolutions respectives de nos différents soldes structurels, on se rend compte que sa mesure est extrêmement sensible à la méthodologie utilisée.

Cette sensibilité tient d'abord aux différentes méthodes de calculs des niveaux tendanciels du PIB et du prix des matières premières. Nos résultats présentent un solde structurel qui fluctue beaucoup plus avec le filtre linéaire quadratique (voir par exemple le cas du Burkina Faso pour son excédent de 2012-2013).

Nonobstant cette tendance à la hausse remarquée, nous observons également une certaine divergence, par exemple pour l'année 2013, le solde structurel du Burkina Faso est déficitaire pour le filtre HP alors qu'il tend à être excédentaire pour le filtre linéaire quadratique. Ces différences conduisent donc à des interprétations très différentes en ce qui concerne l'ampleur du solde structurel et de l'orientation budgétaire des gouvernements. Cette constatation a été soulevée par Perry et Serven (2002), qui en analysant le solde structurel de l'Argentine trouvent aussi que les interprétations dépendent de la méthodologie utilisée, car les différents filtres produisent des évolutions opposées pour certaines périodes. Fiess (2004) apporte également la preuve que toute erreur de calcul des recettes structurelles et du prix potentiel des matières premières peut rendre la politique budgétaire plus expansionniste ou restrictive.

Après avoir mis en exergue les différents résultats et interprétations sous-jacents, nous passerons à l'illustration de notre conclusion. Cette conclusion est en effet le résumé de nos différentes méthodologies d'analyses, ainsi que de leurs potentielles limites.

IX. Conclusion

En dehors du syndrome hollandais, la question de la procyclicité budgétaire demeure l'un des grands défis auxquels font face les pays riches en matières premières et ceux d'Afrique en particulier, car le secteur de l'exploitation des matières premières est générateur de recettes budgétaires considérables (via les redevances minières et autres taxes minières). Mais on constate que ces pays sont dans leur ensemble tentés de dépenser cette plus-value en période de boom économique au lieu d'en épargner une partie afin de contrecarrer les effets d'une potentielle crise économique future.

Dans le cadre de notre analyse, nous nous sommes d'une part intéressés à l'étude du comportement budgétaire des pays d'Afrique. Cette étude a porté sur l'analyse de la structure de leurs recettes et dépenses publiques, sur l'ampleur de leurs volatilités macroéconomiques et des agrégats budgétaires, mais également sur le lien entre ses deux facteurs et la croissance économique.

Et d'autre part, nous avons procédé à la construction d'un solde structurel basé sur le modèle chilien présenté par Végh (2013), Marcel et al (2001), Fiess (2004). Ce solde structurel, c'est-à-dire corrigé des variations conjoncturelles est un solde qui permet de déterminer et d'isoler l'incidence des facteurs cycliques sur le budget. Il a été présenté par ces auteurs comme un modèle de règle budgétaire qui permet à la fois d'éliminer la tendance procyclique de la politique budgétaire des pays en développement particulièrement ceux riches en matières premières, en leur permettant d'asseoir les bases d'une gestion publique viable et efficiente.

Tout d'abord, les premiers résultats obtenus sont de natures descriptives, et montrent que la structure des recettes et dépenses publiques des pays d'Afrique subsaharienne ne leur permet pas d'appliquer des politiques budgétaires contracycliques, car étant sensiblement plus faibles que celles des pays de l'OCDE. Au niveau macroéconomique, les études théoriques montrent que les pays de la zone subsaharienne sont plus volatils que leurs homologues de l'OCDE. Ceci s'explique par le fait qu'ils sont plus soumis aux fluctuations des prix des matières premières. Ces études prouvent également que les dépenses publiques des pays d'Afrique notamment ceux de la région subsaharienne sont de natures procycliques

contrairement à celles des pays de l'OCDE et de l'Union européenne. Alors que les pays de ces trois zones penchent plus sur des orientations contracycliques ou neutres lorsqu'il s'agit des soldes budgétaires.

Par la suite, nous avons procédé à des analyses empiriques sur la cyclicité de la politique budgétaire et de ses potentiels déterminants. À ce titre, nous portons notre étude sur trois approches : une première approche dite classique qui analyse tout simplement le comportement cyclique de la politique budgétaire, une seconde approche dite de Bobbo qui met en relief le lien entre les régimes de changes et l'orientation cyclique budgétaire et enfin la troisième dite de Fatas et Mihov qui étudie principalement la relation entre la volatilité budgétaire induite par les politiques discrétionnaires et la croissance économique.

Pour la première approche dite classique, nous avons estimé notre relation empirique par la méthode des effets fixes de Driscoll et Kraay (1998), et par celle des moments généralisés de Blundell et Bond (1998) sur un échantillon de trente-cinq pays d'Afrique subsaharienne, qui sont toutes deux des méthodologies empiriques prenant en compte la dépendance transversale. Pour la méthode des moments généralisés, nous avons pris le soin d'introduire des variables muettes et les valeurs retardées de nos variables explicatives afin de contrôler l'hétérogénéité des pays et de traiter l'endogénéité permettant ainsi d'obtenir des estimateurs sans biais. Nous avons d'abord constaté que l'orientation cyclique dépend de la variable budgétaire prise en compte. En effet, les dépenses publiques se conduisent de manière procyclique, non seulement sur tout le long du cycle économique, mais également sur ses différentes phases. Elles accentuent donc les fluctuations économiques. Tandis que, les soldes budgétaires observés réagissent de façon neutre au cycle.

La seconde approche étant une extension de la première approche a été estimée sur un panel de trente-neuf pays africains. La méthodologie d'estimation portant essentiellement sur celle des moments généralisés en système de Blundell et Bond(1998), indique premièrement que la procyclicité des dépenses publiques est amplifiée par les régimes de change fixe. Nous constatons par ailleurs que les régimes de change intermédiaire n'agissent pas sur la cyclicité budgétaire, mais en revanche les régimes flexibles affaiblissent l'ampleur de la procyclicité

budgétaire d'autant plus que cette réduction n'est observée que pour les périodes de récession.

Et enfin la troisième approche dite de Fatas et Mihov utilise les doubles moindres carrés ordinaires (2 SLS) pour estimer la relation entre la volatilité budgétaire, du PIB réel et la croissance économique. Elle estime par ailleurs, le lien entre les mouvements cycliques budgétaires et la croissance économique. Cette méthodologie est présentée par la littérature comme une approche efficace pour le traitement de l'endogénéité et de la dépendance transversale des panels de courtes périodes, c'est-à-dire inférieures à trente années. Les résultats de cette dernière méthodologie confirment non seulement le lien positif entre la volatilité budgétaire et celle du PIB réel par habitant, mais aussi la relation négative entre ses deux composantes et la croissance économique. De plus, ils montrent que la procyclicité budgétaire influence négativement la croissance économique, alors que la contracyclicité la renforce en réduisant à travers une mise à disposition de liquidité supplémentaire, l'impact négatif d'une récession sur la capacité d'endettement ou d'investissement des entreprises.

En ce qui concerne, l'élaboration de notre solde structurel nous aboutissons à plusieurs constats. Premièrement, nous observons que les pays qui affichaient des déficits observés consécutifs présentent avec la nouvelle approche structurelle des soldes excédentaires ou équilibrés conformément à la prescription politique du modèle chilien. Même si par ailleurs, les déficits structurels observés nécessitent des efforts et des mesures spécifiques pour redresser la situation budgétaire. Nous pouvons également ajouter que ce solde favoriserait dans une certaine mesure la poursuite d'une politique budgétaire contracyclique, car les surplus structurels permettront de réguler l'économie pour les périodes de crise.

Deuxièmement, nous constatons que le solde structurel calculé par la méthode de la tendance linéaire quadratique tend à accroître plus vite que celui du filtre de Hodrick et Prescott (1997). Nous remarquons aussi que ces deux méthodes suivent parfois des évolutions opposées, ce qui fut le cas du Burkina Faso pour l'année 2013. Puisque le solde structurel est présenté par la littérature comme une mesure sensible à la méthodologie de calcul et aux erreurs de mesure du niveau potentiel du PIB réel, des prix des matières premières ainsi que des hypothèses faites sur les élasticités des recettes fiscales, qui peuvent dans une certaine mesure rendre

l'évolution de la politique budgétaire plus expansionniste ou restrictive. Ainsi, son interprétation dépend fortement de la technique utilisée et peut présenter une certaine asymétrie lorsqu'on en utilise plusieurs méthodes. Ceci a d'ailleurs été souligné par (Perry,2002; et Fiess ,2004).

Au vu des différents résultats présentés, nous pouvons dire que notre mémoire contribue à l'appréhension de la question de la cyclicité budgétaire de manière adéquate. En s'inscrivant d'une part à l'analyse économétrique des politiques budgétaires et d'autre part à la construction d'un solde structurel qui est basé sur une règle budgétaire d'élimination du biais procyclique. Cette dernière méthodologie assure ainsi aux gouvernements en question d'établir une trajectoire stable des dépenses publiques afin de juguler l'influence de la volatilité du PIB et des termes de l'échange. Elle combine en ce sens la soutenabilité et les objectifs de stabilisation de la politique budgétaire.

En outre, ce cadre budgétaire peut être complété par l'établissement d'un fonds de stabilisation qui permet aux gouvernements de pallier avec la volatilité des cours des matières premières et d'éviter un cycle de récession récurrent (Agénor, 2015). Ce fond aura donc pour objectif d'atténuer les impacts d'une baisse imprévue des recettes gouvernementales et maintenir la capacité des dépenses publiques. Celui-ci va permettre aux pays cibles d'éliminer leurs orientations procycliques et d'améliorer efficacement leurs dépenses gouvernementales.

Toutefois, l'application d'un tel cadre budgétaire nécessite l'amélioration de la qualité des institutions gouvernementales qui doivent être crédibles et transparentes dans la surveillance de leurs objectifs budgétaires. Car cela déterminera la capacité des gouvernements et leurs engagements politiques à adopter des politiques contracycliques.

Contrairement aux règles budgétaires classiques qui ciblent un solde budgétaire réel équilibré, cette nouvelle mesure structurelle ne permet pas de mesurer les implications sur la taille, la composition des dépenses publiques ou sociales, mais aussi sur l'aspect redistributif de la politique budgétaire en vue d'une réduction significative des inégalités.

Notre perspective de recherche sera de reprendre ce travail en prenant en compte ces différents aspects dégagés, en utilisant un large éventail de pays d'Afrique, mais aussi en appliquant la technique de la fonction de production pour estimer nos fonctions de PIB et de prix potentiels afin d'étudier empiriquement l'impact de cette nouvelle mesure structurelle.

X. RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Agénor, P. R., McDermott, C. J., & Prasad, E. S. (2000). Macroeconomic fluctuations in developing countries: some stylized facts. *The World Bank Economic Review*, 14(2), 251-285.
- Agénor, P. R., & Yilmaz, S. D. (2011). The tyranny of rules: fiscal discipline, productive spending, and growth in a perfect foresight model. *Journal of economic policy reform*, 14(1), 69-99.
- Akitoby, B., Clements, B., Gupta, S., & Inchauste, G. (2006). Public spending, voracity, and Wagner's law in developing countries. *European Journal of Political Economy*, 22(4), 908-924.
- Alberola, E., Montero, J. M., Braun, M., & Cordella, T. (2006). Debt Sustainability and Procyclical Fiscal Policies in Latin America [with Comments]. *Economia*, 7(1), 157-193.
- Ambler, S. (1989). La stationnarité en économétrie et en macroéconomie: un guide pour les non-initiés. *L'Actualité économique*, 65(4), 590-609.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The review of economic studies*, 58(2), 277-297.
- Arestis, P. (2011). Fiscal policy is still an effective instrument of macroeconomic policy. *Panoeconomicus*, 58(2), 143-156.
- Auerbach, A. J., & Gorodnichenko, Y. (2012). Fiscal multipliers in recession and expansion. In *Fiscal policy after the financial crisis*. *University of Chicago press*, 63-98.
- Aimar, T., Bismans, F., & Diebolt, C. (2009). Le cycle économique: une synthèse. *Revue française d'économie*, 24(4), 3-65.
- Aizenman, J., Gavin, M. & Hausmann, R. (2000). Optimal tax and debt policy with endogenously imperfect creditworthiness. *Journal of International Trade & Economic Development*, 9(4), 367-395.
- Avom, D. (2007). La coordination des politiques budgétaires dans une union monétaire: l'expérience récente des pays de la Cemac. *Revue Tiers Monde* (4), 871-893.
- Avom, D. (2011). Les politiques fiscales en Afrique centrale: une analyse empirique. *Canadian Journal of Development Studies/Revue canadienne d'études du développement*, 32(3), 239-253.
- Ballabriga, F., & Martinez-Mongay, C. (2002). Has Emu Shift Policy? *Economic Paper*, 166.
- Bauer, A. (2014). Règles budgétaires pour les fonds provenant de ressources naturelles.

- Barlevy, G. (2004). The cost of business cycles under endogenous growth. *American Economic Review*, 94(4), 964-990.
- Bayoumi, T., & Eichengreen, B. (1995). Restraining yourself: the implications of fiscal rules for economic stabilization. *Staff Papers*, 42(1), 32-48.
- Bergman, U. M., & Hutchison, M. (2015). Economic stabilization in the post-crisis world: Are fiscal rules the answer? *Journal of International Money and Finance*, 52, 82-101.
- Bénétrix, A. S., & Lane, P. R. (2013). Fiscal cyclicity and EMU. *Journal of International Money and Finance*, 34, 164-176.
- Blanchard, O., Cohen, D., & Johnson, D. R. (2016). *Macroéconomie*.
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of econometrics*, 87(1), 115-143.
- Bobbo, A. (2016). Régime de change et cyclicité budgétaire dans les pays africains. *L'Actualité économique*, 92(3), 515-544.
- Brzozowski, M. & Siwińska-Gorzela, J. (2010). The impact of fiscal rules on fiscal policy volatility. *Journal of Applied Economics*, 13(2), 205-231.
- Calderón, C. & Schmidt-Hebbel, K. (2003). Macroeconomic policies and performance in Latin America. *Journal of International Money and Finance*, 22(7), 895-923.
- Caron, M. (2007). Budget et politiques budgétaires. *Éditions Bréal*.
- Caballero, R. J. & Krishnamurthy, A. (2004). Fiscal policy and financial depth (No. w10532). *National Bureau of Economic Research*.
- Choi, I. (2001). Unit root tests for panel data. *Journal of international money and Finance*, 20(2), 249-272.
- Cliche, P. (2009). Gestion budgétaire et dépenses publiques: description comparée des processus, évolutions et enjeux budgétaires du Québec. *PUQ*.
- Cliche, P. (2012). « Politique budgétaire », dans L. Côté et J.-F. Savard (dir.), *Le Dictionnaire encyclopédique de l'administration publique*. Document téléaccessible à l'adresse <http://www.dictionnaire.enap.ca/dictionnaire/docs/definitions/defintions_francais/politique_budgetaire.pdf>. Consultée le 26 octobre 2018.
- Combes, J. L., Minea, A., & Sow, M. (2017). Is fiscal policy always counter-(pro-) cyclical? The role of public debt and fiscal rules. *Economic Modelling*, 65, 138-146.

- Creel, J., Heyer, E., & Plane, M. (2011). Petit précis de politique budgétaire par tous les temps. *Revue de l'OFCE*, (1), 61-88.
- Dabla-Norris, E., Minoiu, C., & Zanna, L. F. (2015). Business cycle fluctuations, large macroeconomic shocks, and development aid. *World Development*, 69, 44-61.
- Debrun, X., & Kumar, M. (2007). Fiscal rules, fiscal councils and all that: commitment devices, signalling tools or smokescreens?
- Debrun, X., Moulin, L., Turrini, A., Ayuso-i-Casals, J., & Kumar, M. S. (2008). Tied to the mast? National fiscal rules in the European Union. *Economic Policy*, 23(54), 298-362.
- Demirel, U. D. (2010). Macroeconomic stabilization in developing economies: Are optimal policies procyclical? *European Economic Review*, 54(3), 409-428.
- Detragiache, M. E., & Ho, G. (2010). Responding to banking crises: lessons from cross-country evidence (No. 10-18). *International Monetary Fund*.
- De Hoyos, R. E., & Sarafidis, V. (2006). Testing for cross-sectional dependence in panel-data models. *The stata journal*, 6(4), 482-496.
- Doraisami, A. (2011). The global financial crisis: countercyclical fiscal policy issues and challenges in Malaysia, Indonesia, the Philippines, and Singapore.
- Easterly, W., & Rebelo, S. (1993). Fiscal policy and economic growth. *Journal of monetary economics*, 32(3), 417-458.
- El Mokri, K., Ragbi, A., & Tounsi, S. (2015). Politique budgétaire et Activité économique au Maroc: Une analyse quantitative. Books & Reports.
- Fatás, A., & Mihov, I. (2003). The case for restricting fiscal policy discretion. *The Quarterly Journal of Economics*, 118(4), 1419-1447.
- Fatás, A. (2002). *The effects of business cycles on growth* (No. 156). Santiago: Banco Central de Chile.
- Fiess, N. (2004). Chile's fiscal rule. *Fiscal sustainability in theory and practice. A handbook*, 175-204.
- Frankel, J. A. (2011). A solution to fiscal procyclicality: The structural budget institutions pioneered by Chile (No. w16945). *National Bureau of Economic Research*.
- Frankel, J. A., Vegh, C. A., & Vuletin, G. (2013). On graduation from fiscal procyclicality. *Journal of Development Economics*, 100(1), 32-47.

Gacko, I., & Laffiteau, E. (2017). Réforme des critères de convergence et cyclicité de la politique budgétaire en Zone franc. *Mondes en développement* (3), 119-136.

Galí, J., & Perotti, R. (2003). Fiscal policy and monetary integration in Europe. *Economic policy*, 18(37), 533-572.

Gavin, M., Hausmann, R., Perotti, R., & Talvi, E. (1996). Managing fiscal policy in Latin America and the Caribbean: volatility, procyclicality, and limited creditworthiness.

Garcia-Cicco, J., Pancrazi, R., & Uribe, M. (2010). Real business cycles in emerging countries? *American Economic Review*, 100(5), 2510-31.

Greene, W. H. (2012). Econometric analysis, 71e. *Stern School of Business, New York University*.

Hartwick, J. M. (1977). Intergenerational equity and the investing of rents from exhaustible resources. *The American economic review*, 67(5), 972-974.

Herrera, S., Kouame, W., Mandon, P., & Walz, J. (2018). Why some countries can escape the fiscal pro-cyclicality trap and others can't. Document téléaccessible à l'adresse < <http://erf.org.eg/wp-content/uploads/2018/02/Santiago-Pierre-Janine.pdf> >. Consulté le 26/06/2018.

Huidrom, R., Kose, M. A., & Ohnsorge, F. L. (2016). Challenges of fiscal policy in emerging and developing economies. *The World Bank*.

Huart, F. (2011). Les politiques budgétaires sont-elles contracycliques dans la zone euro? *Revue de l'OFCE* (1), 149-172.

Ilzetzki, E. (2011). Rent-seeking distortions and fiscal procyclicality. *Journal of Development Economics*, 96(1), 30-46.

Ilzetzki, E., & Végh, C. A. (2008). Procyclical fiscal policy in developing countries: Truth or fiction? (No. w14191). *National Bureau of Economic Research*.

Imbs, J. (2007). Growth and volatility. *Journal of Monetary Economics*, 54(7), 1848-1862.

Jeanneney, S. G., & Tapsoba, S. J. (2011). Pro cyclicité de la politique budgétaire et surveillance multilatérale dans l'Union Économique et monétaire Ouest-Africaines. *African Development Review*, 23: 172-189

Kaminsky, G. L. Carmen M. Reinhart and Carlos A. Végh (2004). "When It Rains, It Pours: Procyclical Capital Flows and Macroeconomic Policies". *NBER working paper* (10.780).

- Kopits, G. (2004). Rules-Based Fiscal Policy in Emerging Markets: Background, Analysis and Prospects. *Palgrave Macmillan*.
- Kuralbayeva, K. (2013). Optimal fiscal policy and different degrees of access to international capital markets. *Journal of Development Economics*, 103, 336-352.
- Lane, P. R. (2003). The cyclical behaviour of fiscal policy: evidence from the OECD. *Journal of Public Economics*, 87(12), 2661-2675.
- Larraín, B., Sachs, J. D., & Warner, A. M. (2000). A Structural Analysis of Chile's Long-Term Growth: History, Prospects and Policy Implications.
- Laporte, B., De Quatrebarbes, C., & Bouterige, Y. (2016). La fiscalité minière en Afrique: un état des lieux du secteur de l'or dans 14 pays de 1980 à 2015.
- Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of econometrics*, 108(1), 1-24.
- Llorca, M. (2016). Défis à relever pour la politique budgétaire en Amérique latine en matière de stabilisation et de redistribution. *Cuadernos de economía (Santafé de Bogotá)*, 35(67), 119-147.
- Lillo, R. L., & Torrecillas, C. (2018). Estimating dynamic panel data. A practical approach to perform long panels. *Revista Colombiana de Estadística*, 41(1), 31-52.
- Madrid-Aris, M., & Villena, M. (2005). The Commoditization of the Chilean Economy: Some Stylized Facts About its Economy. *Universidad Santa Maria, Chile*.
- Mainguy, C. (2013). Investissements étrangers et développement: le cas du secteur de l'or au Mali. *Mondes en développement* (2), 87-102.
- Maltritz, D., & Wüste, S. (2015). Determinants of budget deficits in Europe: The role and relations of fiscal rules, fiscal councils, creative accounting and the Euro. *Economic Modelling*, 48, 222-236.
- Mansour, M. (2014). Une base de données sur les recettes fiscales en Afrique subsaharienne, 1980-2010. *Revue d'économie du développement*, 22(3), 99-128.
- Marcel, M. (2013). The Structural Balance Rule in Chile: Ten Years, Ten Lessons. *Inter-American Development Bank*.
- Melina, G., & Portillo, R. (2018). Economic Fluctuations in Sub-Saharan Africa. *Monetary Policy in Sub-Saharan Africa*, 61.

- Perry, G. (2003). Can fiscal rules help reduce macroeconomic volatility in the Latin America and Caribbean region? *The World Bank*.
- Perotti, R. (2007). Fiscal policy in developing countries: a framework and some questions. *The World Bank*.
- Ravn, M. O., & Uhlig, H. (2002). On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations. *Review of economics and statistics*, 84(2), 371-376.
- Ramey, G., & Ramey, V. A. (1994). Cross-country evidence on the link between volatility and growth (No. w4959). *National bureau of economic research*.
- Rigobón, R. (2004). Comments on: 'When It Rains, It Pours' by Graciela Kaminsky, Carmen Reinhart, and Carlos Vegh. *NBER Macroeconomics Annual*.
- Roodman, D. (2009). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *The Stata Journal*, 9(1), 86-136.
- Sawadogo, E. F. (2016). *Les instruments de la convergence des politiques budgétaires dans la zone UEMOA*. Thèse de doctorat en droit, Université de Bordeaux.
- Schaechter, A., Kinda, T., Budina, N., & Weber, A. (2012). Fiscal rules in response to the crisis-toward the next-generation rules: A new dataset.
- Schwengler, B. (2012). Les règles budgétaires, une alchimie délicate. *Revue française d'économie*, 27(2), 63-95.
- Servén, L. (2005). Fiscal discipline, public investment and growth. *World Bank, Washington, DC*.
- Solow, R. M. (1986). On the intergenerational allocation of natural resources. *The Scandinavian Journal of Economics*, 141-149.
- Talvi, E., & Végh, C. A. (2000). Tax base variability and procyclical fiscal policy (No. w7499). *National bureau of economic research*.
- Talvi, E., & Vegh, C. A. (2005). Tax base variability and procyclical fiscal policy in developing countries. *Journal of Development economics*, 78(1), 156-190.
- Tanimoune, N. A., Combes, J. L., & Plane, P. (2008). La politique budgétaire et ses effets de seuil sur l'activité en Union économique et monétaire ouest-africaine (UEMOA). *Économie & prévision* (5), 145-162.

- Tapsoba, R. (2012). Do national numerical fiscal rules really shape fiscal behaviours in developing countries? A treatment effect evaluation. *Economic Modelling*, 29(4), 1356-1369.
- Thornton, J. (2008). Explaining procyclical fiscal policy in African countries. *Journal of African Economies*, 17(3), 451-464.
- Tornell, A., & Lane, P. R. (1998). Are windfalls a curse: a non-representative agent model of the current account. *Journal of International Economics*, 44(1), 83-112.
- Tornell, A., & Lane, P. R. (1999). The voracity effect. *American economic review*, 89(1), 22-46.
- Uribe, M., & Schmitt-Grohé, S. (2017). Open economy macroeconomics. *Princeton University Press*.
- Valdés, M. R. O., & Engel, E. (2000). Optimal fiscal strategy for oil exporting countries (No. 0-118). *International Monetary Fund*.
- Végh, C. A. (2013). Open economy macroeconomics in developing countries. *MIT press*.
- Wooldridge, J. M. (2010). Econometric analysis of cross section and panel data. *MIT press*.
- Woo, J. (2009). Why do more polarized countries run more procyclical fiscal policy? *The Review of Economics and Statistics*, 91(4), 850-870.
- Wyplosz, C. (2012). Fiscal Rules: Theoretical Issues and Historical Experiences (No. 17884). *National Bureau of Economic Research, Inc*.

XI. ANNEXES

A. Statistiques descriptives

1. Statistiques descriptives de l'analyse théorique de la cyclicité budgétaire

- Afrique

Variables	Observations	Moyenne	Écart-types	Min	Max
PIB réel	1428	4,21E+06	9,45E+06	0,00E+00	6,98E+07
Dépenses publiques	296	18,41452	6,808851	10,28571	59,72279
Soldes budgétaires (hors dons)	800	-3,973142	10,73496	-96,932	38,598

- OCDE, Union européenne

Variables	Observations	Moyenne	Écart-types	Min	Max
PIB réel	872	1,78E+12	7,57E+12	0,00E+00	4,96E+13
Dépenses publiques	840	18,35327	5,650298	0	27,94
Soldes budgétaires (hors dons)	840	10,61157	15,58222	-26,15	73,03

2. Statistiques descriptives de l'approche économétrique classique

Variables	Observations	Moyenne	Écart-types	Min	Max
Aide publique	980	9,681784	11,27005	-0,090608	100,4247
Dépenses publiques	978	25,49665	10,03126	0	81,51489
Dettes publiques	980	48,76259	57,75714	0	513,872
Inflation	979	167,5723	354,6462	0	4577,3
Nature du régime politique	979	0,963228	5,412879	-10	10
PIB réel	980	2,66E+10	6,80E+10	2,15E+08	4,64E+11
Solde budgétaire (hors dons)	490	-5,217989	7,110448	-33,89889	26,46976
Termes de l'échange	980	117,0665	39,47017	21,39672	432,926

3. Statistiques descriptives des approches économétriques de Bobbo, et de Fatas

et Mihov

Variables	Observations	Moyenne	Écart-types	Min	Max
Aide publique	1 092	8,82068	10,98536	-0,090608	100,4247
Commerce	1 030	73,78755	45,0151	19,68416	531,7374
Contrainte institutionnelle	1 047	0,2032919	0,2060232	0	0,73
Dépenses publiques	1 070	26,12917	9,461549	8,077257	81,51489
Dette publique	1 082	49,84147	55,52603	0	513,872
Éducation primaire	605	16,17207	9,180322	2,28	56,08
Éducation secondaire	605	10,2537	7,363967	1,22	53,36
Élections législatives	1 092	19,17503	5,719847	0	30,43478
Élections exécutives	1 092	14,51302	7,336441	0	26,08696
Indice des prix du pétrole	1 092	46,73321	31,15477	13,07	105,01
Nature du régime politique	1 091	0,5380385	5,401424	-10	10
Nombre de sièges de la majorité	897	65,31105	30,33141	0	100
PIB réel	1 092	3,50e+10	7,26e+10	2,15e+08	4,64e+11
PIB réel par habitant	1 092	1893,311	2654,382	115,7941	20333,94
Population (Taille du pays)	1 092	2,08e+07	2,75e+07	341883	1,91e+08
Régime de change	1 092	6,068681	4,586259	1	15
Rente minière	1 053	1,981335	5,094936	0	45,23434
Termes de l'échange	1 092	115,8953	38,24913	21,39672	432,926

4. Statistiques descriptives de la méthodologie d'analyse de la règle budgétaire :

Variables	Observations	Moyenne	Écart-types	Min	Max
Exportations de matières premières	168	2,31E+09	2,34E+09	1,42E+08	1,18E+10
Prix cacao	18	2,298735	0,6029912	1,138507	3,203342
Prix cuivre	18	5339,873	2112,706	2060,544	7950,613
Prix or	18	901,7937	409,4088	350,7202	1514,606
Prix uranium	18	36,157	23,26486	8,285	99,238
PIB réel	168	1,4E+10	1,03E+10	2,94E+09	4,82E+10
Solde budgétaire global	168	-4,01131	3,288563	-14,58	3,39
Recettes fiscales	168	12,78676	4,073843	3,16	18,1

B. Sources des données

Variable	Source
PIB constant	World Development Indicators 2017; WEO IMF 2018
PIB courant	World Development Indicators 2017; WEO IMF 2018
PIB réel par habitant	World Development Indicators 2017
Déflateur du PIB	WEO IMF 2018
Dépenses publiques(%PIB)	WEO-IMF 2018: Government Financial Statistics 2018 du FMI; World Development Indicators 2017
Dette publique(%PIB)	World Development Indicators 2017; WEO IMF 2018
Commerce (% PIB)	World Development Indicators 2017
Contrainte institutionnelle (PolconIII)	DPI-Banque mondiale (2012); https://datacatalog.worldbank.org/dataset/wps2283-database-political-institutions .
Éducation primaire et secondaire(+25 ans)	Base de données de Barro et Lee (2018). http://www.barrolee.com/ .
Élections législatives et exécutives (Legelec , exelec)	DPI-Banque mondiale (2012); https://datacatalog.worldbank.org/dataset/wps2283-database-political-institutions .
Nombre de sièges de la majorité (Maj)	DPI-Banque mondiale (2012); https://datacatalog.worldbank.org/dataset/wps2283-database-political-institutions .
Indice des termes d'échanges (base 100 en 2000)	World Development Indicators 2017
Rente minière (%PIB)	World Development Indicators 2017
Population (Taille du pays)	World Development Indicators 2017
Indices des prix du pétrole	IMF primary commodity price index PCPI, 2019. https://www.imf.org/en/Research/commodity-prices .
Nature du régime politique (Polity2)	Université de Maryland (Projet Polity IV); http://www.systemicpeace.org/polity/polity4.htm .
Prix des matières premières	World Bank Commodity Prices Data; IMF Commodity Prices Data
Recettes publiques hors dons (%PIB)	Government Financial Statistics du FMI 2018 du FMI; BCEAO
Taux d'inflation (IPC)	WEO IMF 2018
Exportations (en valeurs)	World Trade Organization data 2018; World Development Indicators 2017
Solde budgétaire hors dons (%PIB)	WEO-IMF 2018: Government Financial Statistics 2018 du FMI; BCEAO Synthèse à partir des textes nationaux des codes miniers et du cacao; https://www.imf.org/external/pubs/ft/scr/2014/cr14230.pdf . https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-01388636/document .
Redevances	
Aide publique	World Development Indicators 2017
Régime de change	Base de données de Ilzetzki, Reinhart et Rogoff (2008) http://www.carmenreinhart.com/data/browse-by-topic/topics/11/ .

C. Liste des pays

Voici la liste des pays faisant partie de l'échantillon considéré pour ce travail :

Afrique

Afrique du Sud	Congo Brazza	Kenya	Nigeria	Togo
Algérie	Côte d'Ivoire	Lesotho	Ouganda	Tunisie
Angola	Égypte	Liberia	RDC Congo	Zambie
Benin	Éthiopie	Malawi	Rwanda	
Botswana	Gabon	Mali	Sénégal	
Burkina Faso	Ghana	Maroc	Sierra Leone	
Burundi	Guinée	Mauritanie	Swaziland	
Cameroun	Guinée Bissau	Mozambique	Tanzanie	
Cap-Vert	Guinée Équatoriale	Niger	Tchad	

OCDE et UE

Allemagne	Croatie	Israël	Portugal
Autriche	Danemark	Italie	R.Tchèque
Belgique	Espagne	Japon	Roumanie
Bulgarie	Estonie	Lettonie	Royaume-Uni
Canada	Finlande	Lituanie	Russie
Chili	France	Luxembourg	Slovaquie
Chine	Grèce	Malte	Slovénie
Chypre	Hongrie	Pays-Bas	Suède
Corée du Sud	Irlande	Pologne	USA

D. Tableau récapitulatif des taux de redevances en vigueur selon les codes miniers et agricoles (Cas de la Côte d'Ivoire)

Pays	Taux de Redevances
Burkina Faso	6%
Côte d'Ivoire	12,37%
Ghana	5%
Mali	6%
Niger	12%
Zambie	9%

E. Classification des pays par produits de base

Pays	Produits de base
Burkina Faso	Or
Côte d'Ivoire	Cacao
Ghana	Or
Mali	Or
Niger	Uranium
Zambie	Cuivre

F. Contribution des matières premières à l'exportation totale de chaque pays
(2016)

Pays	Contributions
Burkina Faso (or)	72%
Côte d'Ivoire(Cacao)	46%
Ghana (or)	57%
Mali (or)	77%
Niger (Uranium)	32,2%
Zambie (Cuivre)	52%

Source : L'observatoire de la complexité économique OEC. Site téléaccessible à l'adresse :<<https://atlas.media.mit.edu/fr/profile/country/zaf/>> consulté le 10 octobre 2018. Et de la base de données Comtrade (CTCI Rev.3) de la DSNU.

G. Construction des variables de régime de change

La classification fine de facto de Reinhart et Rogoff (2004) comporte 14 régimes de change. Ces régimes sont regroupés en trois catégories : les régimes fixes, intermédiaires et flexibles. Le régime de change 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). Quant au régime flexible, il est composé du code 13 (flottement libre) et du code 14 (freely falling).

H. Test de racine unitaire d'Im-Pesaran-Shin (2003)

H-1) Test de racine unitaire d'Im-Pesaran-Shin (2003) pour les variables en niveaux

Variables	PIB réel	Cycle du PIB réel HP	Termes d'échange	Cycle terme d'échange HP	Inflation	Soldes(HD)/PIB tendanciel
Constante	0,5004 (0,6916)	-19,7475(0,0000)	-5,1635(0,0000)	-21,2190(0,0000)	-27,0670(0,0000)	-3,3783(0,0004)
Tendance linéaire	1,7279(0,9580)	-15,6060(0,0000)	-1,4568(0,0726)	-17,8497(0,0000)	-19,5253(0,0000)	-6,3213(0,0000)
Variables	Régime politique	Dépenses publiques	Dettes publiques	Aide publique	Soldes publics (HD)	Dépenses/PIB tendanciel
Constante	-7,9628(0,0000)	-4,9355(0,0000)	-5,3738(0,0000)	-7,4223(0,0000)	-4,4972(0,0000)	-4,9763(0,0000)
Tendance linéaire	-9,8121(0,0000)	-5,9089(0,0000)	-2,0006(0,0227)	-7,7208(0,0000)	-5,2693(0,0000)	-5,9993(0,0000)
Variables	PIB réel/habs	Indice pétrole	Régime change	Commerce	Capital humain	Contrainte politique
Constante	-2,2946(0,0109)	1,5054(0,9339)	-5,4669(0,0000)	-1,5315(0,0628)	-3,6575(0,0001)	-9,4124(0,0000)
Tendance linéaire	-2,4724(0,0067)	3,8601(0,9999)	3,2985(0,9995)	-1,5562(0,0598)	-3,2780(0,0005)	-9,3841(0,0000)
Variables	Rente minière	Taille du pays	Cycle du PIB réel Q	Cycle terme d'échange Q		
Constante	-2,7399(0,0031)	-0,9297(0,1763)	-7,3208 (0,0000)	-6,9860 (0,0000)		
Tendance linéaire	-0,3428(0,3659)	-9,8759(0,0000)	1,3755 (0,9155)	0,2868 (0,6128)		

Note : La statistique du test est la première variable et les probabilités statistiques (p-values) sont entre parenthèses. Le sigle HD affecté aux soldes publics signifie précisément hors dons. Les sigles HP et Q signifient respectivement Hodrick et Prescott (1997) et la tendance linéaire quadratique.

118

H-2) Test de racine unitaire d'Im-Pesaran-Shin (2003) pour les différences premières

Variables	Δ PIB réel	Δ Cycle du PIB réel HP	Δ Termes d'échange	Δ Cycle terme d'échange HP	Δ Inflation	Δ SoldesHD/PIB tendanciel
Constante	-11,5475(0,0000)	-20,5371(0,0000)	-21,5745(0,0000)	-22,4292(0,0000)	-99,2234(0,0000)	-7,9497(0,0000)
Tendance linéaire	-9,1071(0,0000)	-16,5696(0,0000)	-19,0677(0,0000)	-18,6890(0,0000)	-82,3766(0,0000)	-9,5737(0,0000)
Variables	Δ Régime politique	Δ Dépenses publiques	Δ Dette publique	Δ Aide publique	Δ Soldes publics(HD)	Δ Dépenses/PIB tendanciel
Constante	-25,9682(0,0000)	-28,4010(0,0000)	-22,1724(0,0000)	-22,3650(0,0000)	-8,7459(0,0000)	-15,2968(0,0000)
Tendance linéaire	-22,4757(0,0000)	-24,0528(0,0000)	-19,8520(0,0000)	-17,4318(0,0000)	-9,3781(0,0000)	-9,9119(0,0000)
Variables	Δ PIB réel/habs	Δ Indice pétrole	Δ Régime de change	Δ Commerce	Δ Capital Humain	Δ Contrainte politique
Constante	-14,9318(0,0000)	-20,7036(0,0000)	-21,1144(0,0000)	-26,0809(0,0000)	-5,7128(0,0000)	-20,5790(0,0000)
Tendance linéaire	-15,7569(0,0000)	-16,8334(0,0000)	-19,3641(0,0000)	-23,1341(0,0000)	-5,0812(0,0000)	-20,5995(0,0000)
Variables	Δ Rente minière	Δ Taille du pays	Δ Cycle du PIB réel Q	Δ Cycle terme d'échange Q		
Constante	-10,4315(0,0000)	-12,5493(0,0000)	-14,0577(0,0000)	-21,0280(0,0000)		
Tendance linéaire	-11,1781(0,0000)	-12,2936(0,0000)	-13,3585(0,0000)	-20,0096(0,0000)		

Note : La statistique du test est la première variable et les probabilités statistiques (p-values) sont entre parenthèses. Le sigle HD affecté aux soldes publics signifie hors dons. Les sigles HP et Q signifient respectivement Hodrick et Prescott (1997) et la tendance linéaire quadratique.

I. Analyse de robustesse du paramètre de lissage HP:

a. Comportement cyclique de la politique budgétaire de l'échantillon des pays d'Afrique Subsaharienne

Paramètre de lissage $\lambda = 100$ (1990-2017)

	Solde/PIBtendanciel		Dépenses/PIBtendanciel	
	EF	MMG	EF	MMG
Solde/PIB tendanciel (-1)	0.562*** (0.0868)	0.654*** (0.113)		
Cycle économique	-0.882 (1.275)	-0.623 (1.415)	0.982*** (0.0527)	0.991*** (0.0551)
Cycle du terme d'échange	0.878** (0.469)	0.684*** (0.332)	-0.00662 (0.0103)	-0.0115 (0.0119)
Inflation	-3.472 (6.112)	1.416 (6.676)	-0.00655*** (0.00203)	-0.00869 (0.00667)
Régime politique	-0.00604 (0.00935)	-0.00214 (0.00343)	0.000175** (0.000151)	0.000419** (0.000213)
Aide publique	-0.000662 (0.00737)	-0.00137 (0.00194)	0.000146*** (0.000109)	0.0000388 (0.0000943)
DettesPublique (-1)	0.000985*** (0.000291)	0.000613** (0.000338)	-0.0000611 (0.0000978)	-0.0000149 (0.0000193)
Dépenses/PIB tendanciel (-1)			0.608*** (0.0282)	0.340*** (0.0733)
Constante	3.310 (6.045)	-1.496 (6.626)	0.372*** (0.0279)	0.627*** (0.0725)
<i>Observations</i>	454	454	930	930
<i>R²</i>	0.379		0.584	
<i>AR (1)</i>		0.000		0.000
<i>AR (2)</i>		0.546		0.360
<i>Hansen</i>		0.530		0.513
<i>Pays</i>	35	35	35	35

Note: EF: méthode des effets fixes pays (estimateur within) de Driscoll et Kraay (1998) ;MMG: méthode des moments généralisés en système de Blundell et Bond (1998). Les écarts-types robustes sont entre parenthèses. Les variables non stationnaires en niveau sont prises en différence première. La significativité statistique au seuil de 5% et de 10% est dénotée respectivement par (**) et (*). Probabilité du test de suridentification de Hansen (Ho: instruments valides). Probabilité du test d'autocorrélation d'Arellano et Bond (Ho: absence d'auto corrélation d'ordre 2).

b. Cyclicité de la politique budgétaire et phases du cycle économique

Paramètre de lissage $\lambda = 100$ (1990-2017)

	Solde/PIB tendanciel		Dépenses/PIB tendanciel	
	EF	MMG	EF	MMG
Solde/PIB tendanciel (-1)	0.562*** (0.0871)	0.655*** (0.108)		
Expansion	1.725 (4.403)	-1.395 (4.669)	0.563*** (0.132)	0.840*** (0.202)
Récession	-1.854 (1.649)	-0.635 (1.981)	1.163*** (0.0544)	1.055*** (0.0856)
Cycle du terme d'échange	0.897** (0.479)	0.800*** (0.324)	-0.00844 (0.0113)	-0.0140 (0.0155)
Inflation	-5.050 (7.046)	1.054 (7.723)	-0.00590*** (0.00196)	-0.00781 (0.00689)
Régime politique	-0.00687 (0.00906)	-0.00352 (0.00252)	0.000211*** (0.000185)	0.000471*** (0.000207)
Aide publique	-0.00471 (0.00719)	-0.00116 (0.00147)	0.000125** (0.00028)	0.000271 (0.000836)
Dette publique (-1)	0.000980*** (0.000288)	0.000540** (0.000281)	-0.0000663 (0.0000888)	-0.0000177 (0.0000182)
Dépenses/PIB tendanciel (-1)			0.631*** (0.0303)	0.388*** (0.0876)
Constante	4.871 (6.967)	-1.137 (7.655)	0.351*** (0.0298)	0.582*** (0.0854)
<i>Observations</i>	454	454	930	930
<i>R²</i>	0.380		0.591	
<i>AR (1)</i>		0.000		0.000
<i>AR (2)</i>		0.539		0.366
<i>Hansen</i>		0.563		0.522
<i>Pays</i>	35	35	35	35

Note: EF: méthode des effets fixes pays (estimateur within) de Driscoll et Kraay (1998); MMG: méthode des moments généralisés en système de Blundell et Bond (1998). Les écarts-types robustes sont entre parenthèses. Les variables non stationnaires en niveau sont prises en différence première. La significativité statistique au seuil de 5% et de 10% est dénotée respectivement par (**) et (*). Probabilité du test de suridentification de Hansen (Ho: instruments valides). Probabilité du test d'autocorrélation d'Arellano et Bond (Ho: absence d'auto corrélation d'ordre 2).

J. Les différentes Unions économiques et monétaires d'Afrique Subsaharienne :

Arrangements	Type	Pays membres	Année de création	Critères de convergence
La Zone Rand / Common Monetary Area (CMA)	Communauté économique régionale (CER), Zone Monétaire (ZM)	Afrique du Sud, Lesotho, Namibie (1990), Swaziland.	1986 (1974)	Aucun critère de convergence macroéconomique n'a été établi pour les pays de la Zone Rand, en raison du fait que ces pays adhèrent tous aux critères fixés pour la SADC.
Zone monétaire de L'Afrique de l'Ouest (ZMAO)	Union monétaire (Objectif)	Ghana, Guinée, Gambie, Nigeria, Sierra Leone. 2000	2000	Adoption : 1999 Indicateurs de premier rang : Taux d'inflation $\leq 5\%$ Déficit budgétaire/PIB % $\leq 4\%$ avant 2002 Financement du déficit budgétaire par la Banque mondiale $\leq 10\%$ avant 2003 Réserves brutes ≥ 6 mois d'importations avant 2003
Union Monétaire ouest-africaine (UMOA)/ Union Économique et monétaire Ouest-africaine (UEMOA)	MC, Union monétaire (UM), Change fixe (Franc français et Euro après 1999)	Bénin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Guinée-Bissau (1997), Mali, Mauritanie, Niger, Sénégal, Togo	1962	Adoption : 1999 Indicateurs de premier rang : Ratio du solde budgétaire de base et du PIB ≥ 0 Taux d'inflation annuel moyen $= 3\%$ au maximum Ratio de la dette publique rapporté au PIB $\leq 70\%$ Accumulation d'arriérés sur les paiements intérieurs et extérieurs $= 0$
Communauté économique et monétaire d'Afrique Centrale (CEMAC)/UDEAC	Communauté Économique Régionale (CER), Union Monétaire (UM), CFA	Cameroun, Congo, Gabon, République Centrafricaine, Tchad, Guinée Équatoriale	1964	Premier dispositif 1994 ; 2002 Indicateurs de premier rang : Taux d'inflation annuel moyen $\leq 3\%$ Solde budgétaire de base ≥ 0 Dette publique/PIB nominal $\leq 70\%$ Variation des arriérés ≤ 0
Communauté Économique des États de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO)	Communauté Économique Régionale (CER)	Bénin, Burkina Faso, Cap-Vert, Côte d'Ivoire, Gambie, Ghana, Guinée, Guinée-Bissau, Libéria, Mali, Niger, Nigeria, Sénégal, Sierra Leone, Togo.	1975	Adoption : 1999 ; définition : 2012 Indicateurs de premier rang : Ratio du déficit budgétaire dons compris (base engagement) rapporté au PIB nominal $\leq 3\%$ Taux d'inflation en moyenne annuelle $\leq 5\%$ Financement du déficit budgétaire par la banque centrale $\leq 10\%$ des recettes fiscales de l'année précédente Réserves brutes ≥ 6 mois d'importations
Communauté de développement d'Afrique Australe (SADC)	Communauté Économique Régionale (CER), Union monétaire (UM) (objectif)	Afrique du Sud (1994), Angola, Botswana, Lesotho, Madagascar (2005), Malawi, Mozambique, Ile Maurice (1995), Namibie, République Démocratique du Congo (1997), Seychelles, Swaziland, Tanzanie, Zambie, Zimbabwe.	1992	Adoption : 2004 Indicateurs de premier rang : Taux d'inflation annuel $< 10\%$ Déficit budgétaire/PIB $< 5\%$ Dette publique/PIB $< 60\%$

Communauté des États de l'Afrique de l'Est (EAC)	Communauté Économique Régionale (CER), Union monétaire (UM) (objectif)	Burundi, Kenya, Ouganda, Rwanda, Soudan du Sud et Tanzanie	1967	Adoption : 1997 Taux d'inflation annuel < 8% Déficit budgétaire < 3% Dette publique/PIB < 50% Réserves brutes \geq 4,5 mois d'importations
Marché Commun d'Afrique orientale et australe (COMESA)	Communauté Économique Régionale (CER), Union monétaire (UM) (objectif)	Burundi, Comores, Djibouti, Égypte, Érythrée(1994), Éthiopie, Kenya, Libye (2005), Madagascar, Malawi, Ile Maurice, Ouganda, République démocratique du Congo, Rwanda, Seychelles(2001), Soudan, Swaziland, Zambie, Zimbabwe.	1994	Adoption : 1992, révision en 2004 Déficit budgétaire < 5% Taux d'inflation annuel < 5% Financement du déficit budgétaire par la banque centrale limité à 0% Réserves brutes \geq 4 mois d'importations

Source : Vigninou G. et al. (2013) FERDI, document de travail P217.

K. Description des règles budgétaires et leurs mises en œuvre

Règles budgétaires	Explication¹⁰²	Exemple	mise en œuvre
i. Règle d'équilibre budgétaire	Limite aux soldes budgétaires globaux, primaires, courants sur le plan effectif ou structurel.	Chili (disposition législative depuis 2006). Norvège (Engagement politique depuis 2001).	Excédent structurel de 1 % du PIB avec clause échappatoire. Ce qui constitue un « solde structurel » est renseigné par les prévisions des recettes tirées de l'exploitation du cuivre et du molybdène sur 10 ans, déterminées par un comité indépendant. Le déficit structurel hors pétrole du gouvernement central ne peut pas dépasser 4 %, ce qui représente le rendement réel prévisionnel à long terme des investissements du fonds souverain. Les directives budgétaires permettent des dérogations temporaires à cette règle dans certaines circonstances.
ii. Règle d'endettement	Limite à l'endettement public sous forme de pourcentage du PIB	Indonésie (accord de coalition depuis 2004). Mongolie (disposition législative depuis 2010 ; entrée en vigueur en 2014).	Le total de l'endettement du gouvernement central et des gouvernements locaux ne doit pas dépasser 60 % du PIB. L'endettement public ne peut pas dépasser 40 % du PIB.

¹⁰² Solde budgétaire global signifie que les dépenses sont égales aux recettes ; solde budgétaire primaire signifie que les dépenses totales moins le paiement des intérêts sur la dette sont égales aux recettes ; solde budgétaire courant signifie que les dépenses totales moins les dépenses en immobilisations sont égales aux recettes ; solde budgétaire effectif indique que, à tout moment, les dépenses sont égales aux recettes ; solde budgétaire structurel indique que les dépenses sont égales aux recettes lorsque l'économie tourne à son plein potentiel ou à pleine capacité ; un déficit désigne la situation où les dépenses sont supérieures aux recettes ; un excédent signifie que les recettes sont supérieures aux dépenses.

Règles budgétaires	Explication	Exemple	mise en œuvre
iii. Règle des dépenses	Limite aux dépenses totales, primaires ou courantes, soit en termes absolus, selon les taux de croissance, soit en pourcentage du PIB	Botswana (disposition législative depuis 2003)	Ratio dépenses publiques/PIB plafonné à 40 %.
		Mongolie (disposition législative depuis 2010 ; entrée en vigueur en 2013)	Croissance des dépenses limitée à la croissance du PIB hors minerais.
		Pérou (disposition législative depuis 2003 ; règle modifiée en 2009)	Croissance réelle des dépenses courantes plafonnée à 4 %. Des dérogations peuvent être faites si le Congrès déclare l'état d'urgence.
iv. Règle des recettes	Plafonnement des recettes globales ou des revenus pétroliers, gaziers ou miniers	Alaska (disposition législative depuis 1976)	50 à 75 % des revenus pétroliers moins l'impôt sur le revenu et l'impôt foncier sont inscrits au budget ; le solde est placé sur l'Alaska Permanent Fund, qui épargne une certaine somme et distribue le reste directement aux ressortissants de l'État.
		Botswana (engagement politique depuis 1994)	Les recettes minières ne peuvent être utilisées que pour des investissements publics ou épargnés dans le Fonds Pula. Un maximum de 70 % de la moyenne des recettes pétrolières sur sept ans est inscrit au budget.
		Ghana (disposition législative depuis 2011)	Un maximum de 21 % est affecté à un fonds de stabilisation. Un minimum de 9 % est affecté à un fonds du patrimoine pour en faire bénéficier les générations futures. Les pourcentages sont sujets à modification tous les trois ans.
		Kazakhstan (politique gouvernementale depuis 2010)	Près de 8 milliards de dollars US plus/moins 15 % (en fonction de la croissance économique) des recettes pétrolières sont transférés, chaque année, du Fonds national vers le budget.
		Trinité-et-Tobago (disposition législative depuis 2007)	Un maximum de 40 % des recettes excédentaires du pétrole et du gaz par rapport aux recettes estimatives seront utilisés pour financer le budget ; le reste sera déposé sur le fonds du patrimoine et de stabilisation. Une moyenne des recettes sur 11 ans est utilisée pour les prévisions budgétaires.

Source : Budina et al. (2012).

L. Contribution sectorielle du PIB pour l'année 2017

Secteurs (%PIB)	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Ghana	Mali	Niger	Zambie
Agriculture	34,21	22,08	20,99	40,41	39,6	5,25
Industrie	20,19	31,74	27,6	19,82	19,88	35,31
Industrie extractive	8,83	5,05	7,32	5,59	8,66	12,77
Manufacture	6,51	17,98	5,33	13,99	6,7	7,93
Services	45,6	46,18	51,42	39,76	40,52	59,44

Source : Banque africaine de développement.

M. Les exportations de matières premières en pourcentage du PIB

