



HAL
open science

Finances publiques dans les pays en développement : trois essais empiriques

Isabelle Do Santos

► **To cite this version:**

Isabelle Do Santos. Finances publiques dans les pays en développement : trois essais empiriques. Economies et finances. Université de Lorraine, 2021. Français. NNT : 2021LORR0018 . tel-03191772

HAL Id: tel-03191772

<https://hal.univ-lorraine.fr/tel-03191772>

Submitted on 4 May 2023

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

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



AVERTISSEMENT

Ce document est le fruit d'un long travail approuvé par le jury de soutenance et mis à disposition de l'ensemble de la communauté universitaire élargie.

Il est soumis à la propriété intellectuelle de l'auteur. Ceci implique une obligation de citation et de référencement lors de l'utilisation de ce document.

D'autre part, toute contrefaçon, plagiat, reproduction illicite encourt une poursuite pénale.

Contact : ddoc-theses-contact@univ-lorraine.fr

LIENS

Code de la Propriété Intellectuelle. articles L 122. 4

Code de la Propriété Intellectuelle. articles L 335.2- L 335.10

http://www.cfcopies.com/V2/leg/leg_droi.php

<http://www.culture.gouv.fr/culture/infos-pratiques/droits/protection.htm>

UNIVERSITE DE LORRAINE
ÉCOLE DOCTORALE SCIENCES JURIDIQUES, POLITIQUES,
ÉCONOMIQUES ET DE GESTION (ED SJPEG)
LABORATOIRE BETA – UMR CNRS 7522
U.F.R. FDSEG

Année 2021

N° attribué par la bibliothèque

|_|_|_|_|_|_|_|_|_|_|_|_|_|_|_|

T H È S E

POUR L'OBTENTION DU GRADE DE DOCTEUR EN SCIENCES ÉCONOMIQUES

Présentée par

Isabelle DO SANTOS ZOUNON

**Finances publiques dans les pays en
développement : Trois essais empiriques**

Thèse soutenue publiquement à l'Université de Lorraine

le 08 Février 2021

Devant le jury composé de :

Rapporteurs	Mme Amélie BARBIER-GAUCHAR	MCF HDR, Université de Strasbourg
	M. Alexandru MINEA	Professeur, Université d'Auvergne
Examineurs	M. Denis ACCLASSATO	Professeur, Université d'Abomey-Calavi
	M. Olivier DAMETTE	Professeur, Université de Lorraine
	Mme Valérie MIGNON	Professeur, Université Paris Nanterre <i>Présidente de jury</i>
Directeurs	M. Francis BISMANS	Professeur, Université de Lorraine
	M. Blaise GNIMASSOUN	MCF, Université de Lorraine

Dédicaces

A mon époux!

A mes enfants!!

Remerciements

Au terme de cette aventure doctorale qui a commencé en septembre 2017, il apparaît évident que beaucoup de gens ont contribué de près ou de loin à l'aboutissement de ce travail et je tiens à les remercier.

Je tiens d'abord à remercier chaleureusement mes encadrants :

- Le professeur Francis Biesmans pour la confiance qu'il m'a accordée en acceptant de diriger cette thèse.

- Une reconnaissance particulière envers mon maître Blaise Gnimassoun pour avoir supervisé et suivi cette thèse avec abnégation. Merci Blaise pour ton soutien indéfectible, tes compétences et ton expérience ont permis une très bonne orientation de cette thèse. Tu as su apprécier avec justesse mes difficultés et apaiser mes doutes. Tel un parent qui en plus de mettre au monde, bâtit et construit la vie de son enfant, tu m'as conçue et faite dans le domaine scientifique. Merci pour ton attention depuis le début de cette formation doctorale, merci pour la vie que tu inspires. C'est une grâce que d'apprendre à tes côtés bien plus que des qualités scientifiques.

J'adresse tous mes remerciements à l'ensemble des membres du jury :

- Monsieur Denis Acclassato, Professeur à l'Université d'Abomey-Calavi ; Monsieur Olivier Damette, Professeur à l'Université de Lorraine ; Madame Valérie Mignon, Professeur à l'Université Paris Nanterre, pour avoir accepté de participer à ma soutenance de thèse.

- Un merci particulier à Madame Amélie Barbier-Gauchar, Maître de Conférences HDR à l'Université de Strasbourg ainsi qu'à Monsieur Alexandru Minéa, Professeur à l'Université d'Auvergne, de l'honneur qu'ils me font en acceptant d'être rapporteurs de ma thèse.

Je remercie vivement les membres de mon comité de suivi de thèse pour leurs conseils avisés sur l'avancement de mes travaux. Merci à Olivier Damette et Romain Restout.

Nos discussions ont fait grandement avancer ma réflexion.

Je tiens notamment à exprimer mes plus vifs remerciements à Agnès Gramain, Directrice adjointe du laboratoire BETA, dont les conseils et les encouragements m'ont été précieux.

Je tiens sincèrement à remercier toutes les personnes que j'ai interrogées pour le temps qu'elles m'ont consacré. Même si ce n'est que quelques heures ou minutes passées ensemble, ces entretiens et ces rencontres ont été au cœur de la motivation qui m'a permis de mener à bien ce projet.

Un grand Merci au professeur Chicot Eboue aux côtés duquel j'ai fait mes premiers pas dans l'enseignement. Merci à tout le corps professoral de l'Université de Lorraine.

Ma reconnaissance au personnel administratif de l'Ecole doctorale SJPEG. Un merci spécial à Mr Jean-Noël Ory et à Mme Sandrine Cecchi, respectivement Directeur et Gestionnaire pédagogique de l'Ecole Doctorale SJPEG.

J'exprime aussi mes remerciements à tous mes collègues et amis du laboratoire BETA qui ont contribué au maintien d'une bonne humeur et leur sympathie, Wafa, Gaye, Camille, Julie, Dylan, Julien, Georges, Jaele, Jaune, Sarah, Sophie, Daniel et au personnel administratif du laboratoire BETA pour leur extrême gentillesse.

Je tiens également à remercier tous mes amis, frères et sœurs qui m'ont soutenue dans la prière. Un merci spécial à Chabi Yossounon et toute l'assemblée de la Communauté Missionnaire Chrétienne Internationale « Eglise locale de Godomey - Bénin ».

Ma profonde reconnaissance va à l'endroit de Dégué Armel pour avoir accepté de relire cette thèse.

Mes gratitude vont également envers mon groupe d'intercession. Merci à Anita et à Rachidatou.

J'adresse ma reconnaissance à Lazare Agbahoungba, et le couple Jennifer et Frédéric Marlier pour leur grande sympathie, leur sens profond de fraternité. Merci également à Mémé Félicienne que je ne saurais oublier.

Je suis reconnaissante envers Diane Pichon, tu as suivi mes pas et m'as accompagnée par la prière. Ta gentillesse est inégalable. Merci également aux Pasteurs Pierre-Yves et Valérie Abresol et à toute l'équipe de louange de l'église « Un chant nouveau » de Nancy. Nos concerts à la mairie de Nancy et dans la ville m'ont été d'une grande utilité.

Mes vifs remerciements vont à l'endroit de ma famille et de ma belle-famille dont l'affection, l'amour, le soutien et l'encouragement constants m'ont été d'un grand réconfort et ont contribué à l'aboutissement de ce travail. Un merci spécial à mon père et à ma mère. Je n'oublie pas mon beau-père à titre posthume pour ses bénédictions en début de ce travail. Merci mémé Marie-Claire Dagba do Santos pour tout.

Enfin, un grand merci à tous ceux qui me sont chers et dont j'ai omis de citer les noms ici. A tous ceux qui ont participé de près ou de loin à l'élaboration de ce travail.

Résumé général

Les pays en développement font face à d’immenses défis pour le financement de leurs économies. Leurs finances publiques sont fragiles et fortement soumises aux soubresauts des prix des matières premières. La capacité de ces Etats à lever des fonds sur les marchés financiers mondiaux est très limitée. Pendant plusieurs décennies, les stratégies de développement endogènes et l’appui des partenaires au développement n’ont pas permis de surmonter durablement ces difficultés. L’accélération et la persistance des déficits budgétaires dans ces pays depuis la crise financière de 2007 font planer à nouveau le spectre de l’endettement insoutenable des années 1980 et 1990. L’analyse des déficits publics structurels des pays en développement est donc une problématique de recherche importante en science économique. C’est dans ce cadre que s’inscrit notre thèse dont l’objectif est de contribuer à travers trois essais à mieux comprendre la macroéconomie des finances publiques dans les pays en développement et économies émergentes. A cette fin, notre analyse couvre une centaine de pays sur deux décennies. Notre investigation s’articule autour de trois chapitres, chacun mobilisant différents outils économétriques pour répondre à des questions précises. Dans le premier chapitre, à l’aide des méthodes “*Extreme Bound Analysis*” et “*Bayesian Model Averaging*”, nous étudions les déterminants des déficits budgétaires structurels dans les pays en développement et marchés émergents. Dans le deuxième chapitre, nous analysons la soutenabilité des finances publiques dans ces pays en examinant si le choix de la politique de change influence son niveau. Nous nous aidons pour ce faire des techniques récentes de la cointégration en panel avec prise en compte de dépendances inter-pays et de potentielles ruptures structurelles. Dans le dernier chapitre, nous examinons l’impact de la taille du secteur informel sur les performances budgétaires sur le même échantillon à partir de régressions quantile en panel avec prise en compte des effets fixes.

Mots clés : *Pays en développement, Politique budgétaire, Déficit budgétaires, Soutenabilité des finances publiques, Régimes de change, Activité informelle.*

Classification JEL : *H11, H26, C22, C23.*

Table des matières

Dédicaces	iii
Remerciements	iv
Résumé général	vii
Introduction générale	1
0.1 Problématique et objectifs de la thèse	5
0.2 Soutenabilité des finances publiques	8
0.2.1 Définition de la soutenabilité des finances publiques	8
0.2.2 Approches d'évaluation de la soutenabilité	10
0.3 Champ d'étude et plan de la thèse	12
1 Les principaux déterminants des déficits budgétaires dans les pays en développement	17
1.1 Introduction	18
1.2 Sources potentielles des déficits budgétaires	21
1.2.1 L'environnement macroéconomique	21
1.2.2 Les facteurs démographiques	24
1.2.3 La qualité des institutions	25
1.2.4 Les pressions politiques	27
1.2.5 La polarisation et la fragmentation sociales	29

1.3	Stratégie empirique et données de l'étude	30
1.3.1	Stratégie économétrique	30
1.3.2	EBA à la Sala-I-Martin (1997) et les routines de Hlavac (2016)	32
1.3.3	Données de l'étude	34
1.4	Résultats empiriques	37
1.4.1	Déterminants robustes du solde budgétaire	38
1.4.2	Déterminants robustes du solde budgétaire structurel	41
1.4.3	Problème de multicollinéarité	46
1.5	Régressions en panel, endogénéité et méthode	49
1.5.1	Régressions en panel	49
1.5.2	Déterminants robustes du solde primaire	52
1.5.3	La question de l'endogénéité	54
1.5.4	Méthode alternative : l'approche "Bayesian Model Averaging" (BMA)	56
1.6	Conclusion	60
2	Régimes de change et soutenabilité des finances publiques dans les pays en développement	73
2.1	Introduction	74
2.2	Cadre conceptuel et rôle du régime de change	76
2.2.1	Cadre conceptuel	76
2.2.2	Pourquoi le régime de change peut-il jouer un rôle?	81
2.3	Stratégie empirique et données de l'étude	83
2.3.1	Tests de racine unitaire et de cointégration	84
2.3.2	Stratégies d'estimation	86
2.3.3	Données de l'étude	88
2.4	Résultats empiriques	89
2.4.1	Résultats des tests de racine unitaire et de cointégration	91

2.4.2	Degré de soutenabilité des finances publiques	95
2.5	Analyse de sensibilité et approfondissements	96
2.5.1	Robustesse au choix de la classification	97
2.5.2	Robustesse au choix de l'estimateur	99
2.5.3	Régimes de change, équilibre budgétaire et asymétries	100
2.5.4	L'initiative PPTE influence t-elle nos résultats?	106
2.6	Conclusion	107
3	Economie informelle et performances budgétaires : Une analyse par les régressions quantiles en panel	121
3.1	Introduction	122
3.2	Revue de la littérature	124
3.2.1	Les caractéristiques et causes de l'économie informelle	124
3.2.2	Impact de l'informel sur les finances publiques	126
3.3	Stratégie empirique et données de l'étude	130
3.3.1	Stratégie économétrique	130
3.3.2	Estimation quantile à régresseurs endogènes avec prise en compte des effets fixes	132
3.3.3	Données de l'étude	133
3.4	Résultats empiriques	137
3.4.1	Impact de l'informel sur le solde budgétaire et ses composantes	138
3.4.2	Impact de l'activité informel sur les recettes fiscales et les dépenses sociales	142
3.4.3	Existe t-il des différences régionales?	145
3.5	Conclusion	146
	Conclusion générale	159
	Bibliographie	164

“Where there is a will, there is a way”. If every developing countries has a will and a determination, they will not mind any obstacles. They will focus on their target and they will achieve it.

Introduction générale

Comment concilier les faibles ressources financières avec les énormes besoins de financement de l'économie ? Si cette question est au cœur de la science économique depuis la nuit des temps, elle se pose avec une plus grande acuité pour les pays en développement et les marchés émergents. Ces pays, bien plus que les autres, souffrent constamment d'un manque criard de ressources publiques malgré les différentes politiques et réformes menées depuis les indépendances pour instaurer un cercle vertueux de financement de l'économie. D'énormes ressources financières manquent pour financer le développement dans tous les domaines régaliens (les infrastructures routières, l'énergie, les services publics de base comme la santé, l'éducation, l'eau, etc.). Les décennies de réformes nationales et d'appuis des institutions internationales y compris via les programmes d'ajustement structurel (PAS) n'ont pas permis de faire évoluer la forte spécialisation des pays en développement dans la production et l'exportation des produits de base. En conséquence, ces pays sont en permanence confrontés aux soubresauts des prix des matières premières sur les marchés internationaux et à une forte instabilité des ressources publiques.

En outre, plusieurs études empiriques montrent que les pays les plus dépendants de ressources naturelles ont tendance à faire moins d'efforts de mobilisation de ressources fiscales dans les secteurs abrités ou non exposés (voir entre autres [Moore, 1998](#) ; [Collier, 2006](#) ; [Crivelli et Gupta, 2014](#)). Il en résulte que les ressources publiques dans les pays en développement sont faibles et instables ; toute chose préjudiciable au financement du développement à long terme. En effet, aucun financement soutenable de l'économie ne peut se faire sans des ressources adéquates, prévisibles et pérennes. Des efforts de mobilisation de ressources domestiques (hors ressources

naturelles) sont donc indispensables pour accompagner le développement de l'économie. Selon les données du Fonds Monétaire International (FMI), les recettes publiques sur les deux dernières décennies (2000-2019) représentent en moyenne 37,6% du PIB dans les pays avancés contre 27,6% du PIB dans les pays en développement et marchés émergents, soit 10 points de PIB en moins. Dans le même temps, la volatilité de ces recettes publiques est 2,7 fois plus importante dans les pays en développement et marchés émergents que dans les économies avancées.

Il apparaît ainsi que la faible diversification économique dans les pays en développement joue un rôle crucial dans la faible performance budgétaire qu'ils enregistrent. En effet, la spécialisation dans l'exportation des produits de base et dans l'importation de produits manufacturés et alimentaires fait qu'ils ont pour la plupart un compte courant structurellement déficitaires en raison de la faible valeur ajoutée aux produits exportés. Il s'en suit qu'en vertu du principe des "déficits jumeaux" le solde budgétaire s'en trouve également déficitaire. Ce sont ces déficits budgétaires structurels causés par des dépenses difficilement compressibles et des recettes publiques faibles qui justifient l'endettement massif dans plusieurs pays en développement. Cependant, la spécialisation économique est loin d'être l'unique cause du faible niveau de mobilisation de ressources publiques dans ces pays. Les performances budgétaires sont la résultante de plusieurs facteurs macroéconomiques, institutionnels, politiques et sociologiques. Dans la plupart des pays à faible revenu, le niveau de mobilisation de ressources fiscales domestiques est faible en raison du poids de l'économie informelle. Cette dernière occupe une part prépondérante de l'économie dans certains pays et fait qu'une grande partie du potentiel fiscal échappe à la mobilisation. Il en résulte un accroissement des déficits budgétaires même si les dépenses publiques et en particulier les dépenses régaliennes peuvent aussi baisser avec la taille de l'économie informelle.

Les finances publiques dans les pays en développement se heurtent aussi à la faible capacité d'épargne au niveau domestique. Malgré le fort taux de croissance réalisé par certains pays en développement comme ceux de l'Afrique Sub-Saharienne (ASS) au début du siècle, le taux d'épargne reste très faible. En effet, le taux de croissance économique de l'Afrique subsaharienne par exemple a été de 5,5% en moyenne au début du 21ème siècle (moyenne de 2000 à 2015) contre une moyenne mondiale de

3,9% sur la même période. Cependant, le taux d'épargne moyen en ASS n'a été que de 18,8% sur la même période, tandis que le taux moyen d'épargne au niveau mondial était de 24,3%. Ce faible niveau de mobilisation de l'épargne nationale a pour conséquence de limiter l'ambition des Etats et du secteur privé pour les investissements de long terme mais aussi de contribuer à alimenter le déficit extérieur de ces pays. Bien que l'aide, l'endettement et les transferts de fonds de la diaspora sont des sources complémentaires ou alternatives de financement du développement, ils restent des moyens secondaires sur lesquels les pays à faible revenu ne peuvent durablement arrimer leurs politiques et stratégies de développement à long terme pour diverses raisons.

Premièrement, l'efficacité de l'aide au développement suscite beaucoup de débats parmi les économistes¹ et certains pensent qu'elle aurait même contribuer à inhiber les efforts de mobilisation interne (Pivovarsky et al., 2003 ; Combes et al., 2016). Outre la problématique de l'efficacité de l'aide, sa dépendance aux conditions économiques dans les pays donateurs et la tendance baissière de son niveau au cours des deux dernières décennies montrent que les pays en développement doivent s'appuyer sur des ressources internes plutôt que sur l'aide dans leurs stratégies de développement. En effet, l'aide publique au développement (APD) à destination des pays en développement est en baisse continue et est passée de 9,6% du PIB en 2002 à seulement 5% du PIB en 2018 selon les données de la Banque mondiale. Pour les pays d'Afrique subsaharienne (ASS), l'APD a baissé de 2 points du PIB entre 2003 et 2018 pour ne représenter désormais que 3% du PIB. Une stratégie de développement de long terme basée sur l'APD serait donc vouée à l'échec.

Deuxièmement, si l'endettement constitue un levier de financement du développement, l'accès aux marchés financiers mondiaux reste limité pour les pays en développement et économies émergentes et le coût du financement reste exorbitant pour ces pays. En théorie, l'endettement public permet à un pays d'investir au-delà de ses propres capacités financières en empruntant des excédents de capitaux sur les marchés financiers. L'endettement est ainsi supposé générer la croissance et le développement et donc un potentiel de mobilisation fiscale. Dans le meilleur des mondes,

1. Voir Hansen et Tarp (2000) et Doucouliagos et Paldam (2009) pour une littérature sur cette problématique.

un cercle vertueux se mettrait ainsi en place pour le financement du développement économique. Le problème est que les pays en développement ne jouissent pas d'une bonne réputation sur la scène internationale en raison en partie des problèmes de gouvernance et l'instabilité politique qui les caractérisent la plupart du temps. En conséquence, ils sont souvent négativement notés par les agences de notation et il en résulte un coût de financement exorbitant sur les marchés financiers mondiaux. Ce coût élevé de financement combiné avec les problèmes de gouvernance dans ces pays ne sont pas propices au déclenchement d'un tel cercle vertueux. Par ailleurs, bien que les marchés émergents et économies en développement ont bénéficié par le passé de prêts considérables (à taux préférentiels) des institutions internationales dans le but de favoriser l'investissement et accélérer la croissance, les résultats n'ont pas été reluisants. Les années 1980 ont été marquées par une croissance faible et un endettement élevé ([Reinhart et Rogoff, 2010](#)). Cette situation a conduit à la mise en place par la Banque mondiale et le FMI de l'initiative PPTE (Pays Pauvre Très Endettés) pour sortir les pays en développement de l'endettement massif devenu insoutenable des années 1980 et 1990.

Troisièmement, pour ce qui concerne les transferts des migrants, non seulement ils ne vont pas directement dans les caisses de l'Etat, ils dépendent aussi, comme l'aide, des conditions économiques dans les pays d'immigration. De ce point de vue, ces ressources sont difficilement prévisibles et sujettes à volatilité. Notons néanmoins que plusieurs économistes considèrent que les Etats en développement pourraient s'appuyer sur la diaspora pour le financement du développement via des mécanismes de "Diaspora bonds" ; des obligations d'Etat à destination de la diaspora qui a une plus forte propension à épargner. Mais la réussite d'un tel mécanisme dépend des garanties institutionnelles et de la gouvernance dans les pays d'origine. Par ailleurs, si certaines études montrent que la diaspora a un impact positif sur les institutions et le développement économique dans les pays d'origine ([Docquier et al., 2016](#) ; [Gnimassoun et Anyanwu, 2019](#)), son impact sur les finances publiques de ces pays n'est pas encore établi.

0.1 Problématique et objectifs de la thèse

Les analyses précédentes montrent combien la problématique des finances publiques est au cœur des politiques de développement dans les pays à faible revenu. L'une des questions qui découlent naturellement des analyses précédentes est celle des déterminants structurels des performances budgétaires dans les pays en développement et marchés émergents. Bien qu'un ensemble de facteurs économiques internes et externes ont été évoqués, ils ne suffisent pas pour comprendre la nature structurellement déficitaire des finances publiques dans ces pays. Une étude empirique impliquant un ensemble très large de déterminants potentiels des soldes budgétaires s'avère indispensable. Une autre question qui se pose en examinant les finances publiques dans les pays en développement est celle de leur soutenabilité à long terme. Enfin, la problématique du secteur informel est au centre des enjeux des finances publiques dans les pays en développement et marchés émergents. Compte tenu de son poids important, une attention particulière mérite d'être accordée à l'impact du secteur informel sur les finances publiques dans les pays en développement et économies émergentes. Ces différentes questions sont au cœur de notre thèse dont l'objectif principal est de contribuer à travers trois essais à mieux comprendre la macroéconomie des finances publiques dans les pays en développement et économies émergentes. De manière spécifique, cette thèse vise à :

1. étudier les déterminants des déficits budgétaires dans les pays en développement et marchés émergents.
2. analyser la soutenabilité des finances publiques dans les pays en développement et marchés émergents en examinant si le choix de la politique de change influence son niveau.
3. examiner l'impact de la taille du secteur informel sur les performances budgétaires des pays en développement et économies émergentes.

Pour mieux apprécier la nature des finances publiques dans les marchés émergents et économies en développement, il est avant tout important d'en connaître les déterminants structurels. Depuis le début des années 80, plusieurs études empiriques se sont intéressées à identifier les déterminants des déficits budgétaires (voir entre

autres, [Morrison, 1982](#) ; [Roubini et Sachs, 1989](#) ; [Roubini, 1991](#) ; [Woo, 2003a](#) ; [Tujula et Wolswijk, 2004](#) ; [Steiner, 2017](#)). Bien que certaines de ces études impliquent les pays en développement et économies émergentes ([Morrison, 1982](#) ; [Roubini, 1991](#) et [Woo, 2003a](#)), l'échantillon de ces pays est souvent limité pour des raisons de disponibilité de données sur la période d'étude. Dans certains travaux comme ceux de [Morrison \(1982\)](#) et [Roubini \(1991\)](#), les déterminants des déficits budgétaires sont ciblés a priori. Si ces études répondent à leurs propres objectifs, il apparaît important d'exposer une vue empirique plus large sur les facteurs explicatifs des déficits budgétaires. C'est ce que nous visons à travers le premier objectif de la thèse.

La question de la soutenabilité à long terme des politiques budgétaires s'est posée avec acuité depuis la crise financière de 2007 qui s'est traduite par un accroissement des déficits budgétaires dans les pays en développement. Si la problématique de la soutenabilité des finances publiques n'est pas nouvelle dans la littérature, elle a connu un regain d'intérêt dans les études depuis la crise mondiale ([Collignon, 2012](#) ; [Afonso et Jalles, 2012](#) ; [Imrohoroglu et al., 2016](#)). En effet, les pays en développement ont subi de plein fouet ses effets. Le ralentissement du commerce mondial a engendré, pour plusieurs d'entre eux, des déséquilibres budgétaires importants. A cette situation s'ajoutent les défaillances dans les mécanismes de collecte des ressources fiscales et l'inefficience des dépenses publiques. Par conséquent les soldes budgétaires se sont significativement détériorés depuis 2009 faisant ainsi craindre le risque d'insoutenabilité des finances publiques dans ces pays. La soutenabilité des finances publiques est assez largement étudiée dans la littérature et si plusieurs facteurs peuvent influencer le niveau de soutenabilité des finances publiques, celui qui retient notre attention et qui fait la spécificité de notre étude est le rôle de la politique de change. En effet, si les finances publiques des pays en développement dépendent significativement de leur commerce extérieur, la flexibilité du taux de change joue un rôle important dans la dynamique et l'ajustement des déséquilibres extérieurs des pays ([Drabek et Brada, 1998](#) ; [Gnimassoun, 2015](#) ; [Martin, 2016](#) ; [Ghosh et al., 2018](#)). D'une part, le choix d'un régime de change fixe ou l'appartenance à une union monétaire contraint les pays à une plus grande discipline budgétaire par crainte des coûts économiques du non-respect des règles ([Dutttagupta et Tolosa, 2006](#)). En général, la mise en place des unions monétaires s'accompagne de règles budgétaires strictes comme c'est le

cas dans la zone euro et dans les pays de la zone CFA (Communauté Financière Africaine) où les déficits budgétaires sont supposés ne pas excéder 3% de la production intérieure. Dans ces conditions, la règle de discipline budgétaire est censée créer les conditions pour une plus grande soutenabilité des finances publiques pour les pays en régime de change fixe. D'autre part, sous l'impulsion de [Friedman \(1953\)](#), il existe un nombre important de travaux qui montrent que les régimes de changes flexibles favorisent un ajustement plus rapide des déséquilibres extérieurs (voir entre autres, [Gnimassoun, 2015](#) ; [Martin, 2016](#) ; [Ghosh et al., 2018](#)). Or ces derniers sont intimement liés aux déséquilibres budgétaires. Il en résulte que les pays dotés d'un régime de changes flexibles peuvent corriger plus facilement leurs déséquilibres budgétaires et de ce fait ils peuvent garantir la soutenabilité de leurs finances publiques. Par conséquent, une étude empirique sérieuse s'impose pour déterminer dans quelle mesure le choix d'un régime de change peut affecter le niveau de soutenabilité des finances publiques dans les pays en développement. La réponse à une telle question pourrait avoir des implications importantes en termes de politique économique pour ces pays.

Le secteur informel représente, à lui seul, 60% du PIB africain et 80% de l'emploi global selon le rapport 2017 sur le développement économique de l'Union africaine. Pour [Pirttilä et Tarp \(2019\)](#) il devient indispensable d'élargir l'assiette fiscale pour couvrir le secteur informel afin d'augmenter les recettes fiscales dans les pays en développement. L'impact du secteur informel sur l'activité économique et les finances publiques a aussi fait l'objet de plusieurs études dans la littérature (entre autres, [Schneider et Enste, 2000](#) ; [Feld et Schneider, 2010](#) ; [Kodila-Tedika et Mutascu, 2014](#) ; [Mazhar et Méon, 2017](#)). La plupart des études montrent que l'accroissement du secteur informel nuit à la mobilisation des ressources publiques. Cependant l'effet non-linéaire du secteur informel sur les finances publiques des pays en développement n'a fait l'objet d'aucune étude empirique à notre connaissance. Or [Wu et Schneider \(2019\)](#) montrent qu'il existe une relation non-linéaire de forme U entre l'économie informelle et le niveau de développement. Par ailleurs, les fortes variations dans les parts du secteur informel selon les économies plaident pour l'étude de l'effet non-linéaire du secteur informel. De même, si le solde budgétaire reste l'indicateur budgétaire par excellence, il importe également d'étudier l'impact du

poids de l'économie informelle sur les recettes publiques et les dépenses publiques. Une analyse plus désagrégée permet de mieux cerner les effets de l'informel sur les finances publiques.

0.2 Soutenabilité des finances publiques

La problématique de la soutenabilité des finances publiques occupe une place importante dans cette thèse et mérite qu'on s'y attarde un peu plus longtemps ici. Dans cette section, nous nous employons dans un premier temps à définir le concept de soutenabilité des finances publiques. Dans un deuxième temps, nous exposerons les différentes méthodes d'évaluation de la soutenabilité des finances publiques.

0.2.1 Définition de la soutenabilité des finances publiques

De manière générale, le concept de soutenabilité est utilisé pour décrire l'utilisation d'une ressource de façon à ce qu'elle ne soit pas épuisée ou endommagée de façon permanente. Lorsque les économistes parlent de la soutenabilité des finances publiques, ils se réfèrent généralement à la politique budgétaire d'un gouvernement. Puisque les ressources d'un gouvernement ne sont pas comparables aux ressources minérales ou à d'autres ressources physiques, l'analogie de l'épuisement des ressources n'est pas tout à fait appropriée dans le cadre des finances publiques. Elle suggère néanmoins un concept de soutenabilité lié à la solvabilité. Cette dernière renvoie à la capacité d'un gouvernement à honorer ses dettes sans y faire explicitement défaut. Le concept de soutenabilité des finances publiques ou de soutenabilité budgétaire a donc trait à la capacité d'un gouvernement à maintenir indéfiniment le même ensemble de politiques tout en restant solvable ([Burnside, 2005](#)). C'est cette définition qui prévaut dans la plupart des travaux sur cette problématique.

Si une combinaison particulière de politiques budgétaires et/ou monétaires conduisait, si elle était maintenue indéfiniment, à l'insolvabilité, ces politiques seraient qualifiées de non soutenables. L'un des rôles de l'analyse de la soutenabilité bud-

gétaire est de fournir des indications sur la viabilité ou non d'une combinaison de politiques. C'est dans ce cadre par exemple que les règles budgétaires fixées dans le traité de Maastricht et intégrées ensuite par le pacte de stabilité et de croissance exigent des déficits inférieurs à 3% du PIB et la réduction des ratios de la dette au PIB en dessous de 60% (voir [Balassone et Franco, 2000](#)). Le respect de ces règles, qui visent à combiner la discipline et la flexibilité budgétaires, exclut clairement les écarts et une dynamique budgétaire non soutenable. De telles règles sont aussi en vigueur dans la plupart des communautés économiques et monétaires dans le monde comme dans la zone CFA (Communauté Financière Africaine).

Pour [Blanchard et al. \(1990\)](#) la soutenabilité des finances publiques s'apparente à la capacité des Etat à rester solvables, c'est-à-dire à dégager et maintenir des marges de manœuvre budgétaires suffisantes pour honorer leurs engagements. Cette définition est proche de celle du Fonds Monétaire International (FMI) selon laquelle des finances publiques peuvent être considérées comme soutenables lorsque l'État a la capacité d'honorer ses obligations présentes et futures en menant des politiques économiquement faisables et politiquement réalistes. Pour [Balassone et Franco \(2000\)](#), des finances publiques soutenables supposent que l'Etat a la capacité de maintenir ses dépenses actuelles, ses impôts et politiques inchangés sur le long terme sans menacer la solvabilité ou sans faire défaut sur les engagements pris par le gouvernement ou des dépenses prévues par l'Etat. Ainsi, la solvabilité est définie comme une situation dans laquelle les trajectoires futures des dépenses et des recettes satisfont à la contrainte budgétaire inter-temporelle ([Alvarado et al., 2004](#)). Une telle définition avait déjà été avancée par [Hamilton et Flavin \(1986\)](#) qui considèrent que les finances publiques sont soutenables si la politique budgétaire de l'Etat est compatible avec le respect de sa contrainte budgétaire inter-temporelle. Puisque les gouvernements modifient continuellement leurs politiques s'il devient clair qu'elles ne sont pas viables, l'analyse de la soutenabilité budgétaire n'est souvent pas centrée sur le défaut de soutenabilité lui-même — que les gouvernements ont tendance à éviter — mais plutôt sur les conséquences des changements de politique nécessaires pour éviter un défaut éventuel ([Burnside, 2005](#)).

0.2.2 Approches d'évaluation de la soutenabilité

La question de l'évaluation de la soutenabilité budgétaire est une question centrale pour l'analyse macroéconomique. Elle a connu un regain d'intérêt depuis le début des années 2000. Plusieurs approches sont utilisées dans la littérature pour tester la soutenabilité des finances publiques.

L'une des approches de soutenabilité des finances publiques les plus utilisées dans la littérature économique, encore appelée approche de l'équilibre partiel² est celle basée sur le respect de la contrainte budgétaire intertemporelle et développée par [Blanchard et al. \(1990\)](#). Selon cette approche, une politique budgétaire soutenable est celle qui permet à l'Etat de maintenir le ratio de la dette publique sur le PIB à son niveau actuel. Elle consiste à calculer le solde primaire nécessaire pour maintenir la dette à un niveau raisonnable, à taux d'intérêt et taux de croissance donnés (voir [Miller, 1982](#), [Buiter, 1985](#), [Buiter et al., 1987](#) et [Buiter et al., 1993](#)). Ainsi, afin de ne pas atteindre des proportions excessives, la dette publique ne doit pas s'accroître indéfiniment. Autrement dit, la valeur actuelle des excédents primaires futurs doit dépasser la valeur actuelle des déficits primaires futurs d'un montant suffisant pour couvrir la différence entre l'encours de la dette initiale et la valeur actuelle du stock final de la dette (voir [Chalk et Hemming, 2000](#)). Sur le plan pratique, l'approche de [Blanchard et al. \(1990\)](#) se concentre sur le ratio dette publique/PIB qui doit être stationnaire. Cette approche est contestée par certains auteurs qui lui reprochent de ne pas tenir compte du caractère volatile des recettes et des dépenses notamment dans les pays en développement et marchés émergents (voir [Alvarado et al., 2004](#)). D'autres approches économétriques consistent à mettre en œuvre des tests de solvabilité budgétaire. A l'origine de ces approches, on retrouve les travaux fondateurs de [Hamilton et Flavin \(1986\)](#), [Trehan et Walsh \(1988, 1991\)](#) et de [Bohn \(1998\)](#).

[Hamilton et Flavin \(1986\)](#) sont en effet les premiers à proposer une analyse de la soutenabilité de la politique budgétaire en étudiant la stationnarité du déficit primaire ou de la dette. Au moyen de tests de racine unitaire, les auteurs considèrent un taux d'intérêt réel constant et concluent que la stationnarité du déficit public

2. L'approche de l'équilibre partiel ne prend pas en compte les interactions entre les variables budgétaires et l'économie

est une condition suffisante pour que la contrainte budgétaire intertemporelle soit respectée. Ils mettent en évidence que le montant actualisé des recettes futures attendues doit être égal au montant de la dette émise et que l'équilibre du budget en termes de valeurs actualisées est donc une condition nécessaire pour qu'un Etat puisse émettre une dette. [Wilcox \(1989\)](#) a par la suite élaboré un test plus convainquant qui considère la valeur actualisée de la dette. Selon les résultats de l'auteur, la condition de soutenabilité n'est satisfaite que si la dette actualisée est stationnaire avec une espérance nulle.

[Trehan et Walsh \(1988, 1991\)](#) ou encore [Smith et Zin \(1991\)](#) stipulent que des finances publiques soutenables supposent l'existence d'une relation de cointégration entre les dépenses et les recettes publiques. [Trehan et Walsh \(1988\)](#) analyse l'existence de relations de long terme entre les variables tout en prenant en compte la nature éventuellement non stationnaire des processus définis par les recettes et les dépenses publiques (charges de la dette incluses). Par la suite, considérant des taux d'intérêt réels constants, [Trehan et Walsh \(1991\)](#) montrent que tant que le déficit net d'intérêt est stationnaire, l'existence d'une combinaison linéaire entre l'encours de la dette et ce déficit net d'intérêt est une condition nécessaire et suffisante pour l'équilibre du budget intertemporel. C'est-à-dire que tant que le taux d'intérêt réel attendu est positif, l'équilibre budgétaire intertemporel est respecté tant que le déficit même incluant les charges d'intérêt est stationnaire.

Par ailleurs, [Bohn \(1998\)](#) développe une approche qui utilise des tests économétriques pour évaluer la fonction de réaction de la politique budgétaire. Par son analyse, l'auteur dénonce le caractère exogène de l'évaluation de la contrainte budgétaire inter temporelle dans les études antérieures et introduit la notion d'incertitude dans le coût de financement de la dette. Il utilise des tests de stationnarité et de cointégration basés sur la forme de la relation fonctionnelle décrite par la fonction de réaction de la politique budgétaire pour tester la soutenabilité budgétaire. Pour [Bohn \(1998\)](#), une réaction strictement positive du solde primaire au niveau de la dette est suffisante pour que l'Etat respecte sa contrainte budgétaire intemporelle à long terme. Il aboutit ainsi à une condition nécessaire et suffisante de la soutenabilité budgétaire en plus de l'ancienne contrainte qui est relative à la valeur actualisée de la contrainte budgétaire de l'Etat.

Cette analyse est par la suite étendue par [Bohn \(2007\)](#) qui inclut les concepts de limite fiscale, de fatigue budgétaire, pour déduire des estimations du seuil maximal d'endettement, à partir de règles budgétaires. Ce qui restreint le critère de soutenabilité de la politique budgétaire à la stabilisation du ratio dette publique/PIB à moyen terme à un niveau garantissant un espace budgétaire suffisant pour faire face à des chocs macroéconomiques importants. L'auteur montre ici que la condition de stationnarité de la série de la dette publique n'est pas une condition nécessaire pour satisfaire la condition de transversalité ou encore la contrainte budgétaire inter temporelle. Pour lui, une règle budgétaire de stabilisation implique que la réaction du solde primaire à la dette soit, non seulement positive, mais en moyenne supérieure à la charge d'intérêts réelle.

Concernant la dette, [Mendoza et Oviedo \(2004\)](#) utilise une méthode probabiliste qui détermine des niveaux de seuil variés au-dessus desquels la dette publique est insoutenable. Pour que la dette publique soit soutenable, [Mendoza et Oviedo \(2004\)](#) définissent trois scénarios différents : le scénario optimiste qui nécessite que la valeur actualisée de la dette soit inférieure à 25%, le scénario de base avec faible taux d'inflation où la valeur actualisée de la dette devra se situer en-dessous de 27% et le scénario pessimiste qui fixe ce seuil en-dessous de 35%. En partant d'un déficit stabilisateur, les auteurs définissent un niveau minimum de revenus et de dépenses de l'Etat. Selon l'approche, la stabilisation de la dette nécessite une maîtrise du solde budgétaire primaire qui doit être supérieur à -1% et proche de zéro. Bien évidemment une telle approche ne saurait être appliquée sans discernement en fonction de la situation spécifique des pays.

0.3 Champ d'étude et plan de la thèse

Les pays en développement et économies émergentes constituent essentiellement le champ d'étude de cette thèse. En effet, ces pays sont exposés à des déficits budgétaires structurels qui se sont aggravés depuis la crise financière de 2007. Cette situation pousse naturellement à s'intéresser aux causes de ces déficits et leur soutenabilité à long terme. Sur le plan empirique, cette thèse utilise plusieurs méthodes

pour atteindre les objectifs énumérés plus haut. Tant les méthodes de l'économétrie des données en coupe transversable que celles de l'économétrie des données de panel ont été mobilisées. Pour ces dernières, nous mobilisons des outils issus des développements récents comme les tests de racine unitaire et de cointégration en panel prenant en compte la dépendance inter-pays. Les régressions quantiles en panel avec prise en compte de l'hétérogénéité sont aussi effectuées dans le cadre de cette thèse. Plus spécifiquement, notre thèse s'articule autour de trois chapitres, chacun mobilisant différents outils économétriques pour répondre à des questions précises.

Le premier chapitre questionne la robustesse de l'impact estimé des variables macroéconomiques, institutionnelles, démographiques, sociales et politiques proposées dans des études empiriques précédentes. Une large littérature antérieure a été mobilisée pour identifier un nombre relativement important de déterminants potentiels des déficits budgétaires. La question de l'incertitude du modèle que pose cette multitude de variables est prise en compte en utilisant l'analyse des limites extrêmes. Nous déduisons de nos résultats que les chocs extérieurs, le taux d'endettement, le développement financier, le niveau de démocratie et le contrôle gouvernemental des dépenses sont associés de manière robuste aux déficits budgétaires. Les déficits publics sont plus faibles dans les pays qui ont un meilleur contrôle des dépenses publiques face à l'instabilité des recettes publiques et qui sont moins exposés aux chocs externes négatifs. En revanche, les déficits publics augmentent avec le taux d'endettement, le développement financier et le niveau de démocratie. L'importance relative des chocs extérieurs dans l'explication des déficits primaires plaide pour plus de diversification économique afin d'atténuer l'impact des chocs négatifs sur les finances publiques.

Le deuxième chapitre étudie l'impact du choix de politique de change sur la soutenabilité des finances publiques dans les marchés émergents et pays en développement. Pour cela, l'étude utilise une approche économétrique basée sur la cointégration en panel. Selon les résultats, les finances publiques des pays en développement sont soutenables. Toutefois, le niveau de soutenabilité apparaît globalement faible en l'occurrence en l'absence des stabilisateurs automatiques. Par ailleurs, le choix du régime de change n'influence pas significativement la soutenabilité des finances publiques. Ce résultat est en partie dû aux effets asymétriques exercés par les régimes de change

sur les performances budgétaires. Alors que les régimes de change fixes sont associés à de meilleures performances budgétaires globales, les régimes de change flexibles contribuent mieux à la réduction des déficits budgétaires.

Dans le troisième chapitre, nous étudions l'effet de la taille du secteur informel sur les performances budgétaires de ces pays. Pour tenir compte des effets extrêmes, nous adoptons une approche non-linéaire en utilisant des régressions quantiles en panel avec prise en compte des effets fixes. Nos résultats montrent que le développement de l'activité informelle affecte négativement et significativement les performances budgétaires. En limitant les ressources publiques, la prolifération de l'activité informelle réduit significativement les marges de manœuvre des pouvoirs publics dans les dépenses publiques y compris les dépenses sociales. Plus important encore, nos résultats révèlent que les pays les plus fragiles sur le plan budgétaire souffrent davantage du développement de l'activité informelle.

Chapitre 1

Les principaux déterminants des déficits budgétaires dans les pays en développement

Note : Une version de ce chapitre est à paraître en tant que Blaise Gnimassoun & Isabelle Do Santos (2020) : Robust structural determinants of public deficits in developing countries, *Applied Economics*. Une version antérieure a été publiée en tant que Working Papers of BETA 2020-15, Bureau d’Economie Théorique et Appliquée, UDS, Strasbourg.

Résumé

De nombreuses variables macroéconomiques, institutionnelles, démographiques, sociales et politiques ont été proposées dans des études empiriques comme des déterminants importants des déficits publics dans les pays en développement. Ce chapitre se demande si leur impact estimé est robuste sous des milliers de spécifications alternatives. Nous traitons l’incertitude du modèle en utilisant l’analyse des limites extrêmes (“*Extreme Bound Analysis*”) développée par Sala-I-Martin. Nos résultats montrent clairement que les chocs extérieurs, le taux d’endettement, le développement financier, le niveau de démocratie et le contrôle gouvernemental des dépenses sont associés de manière robuste aux déficits budgétaires. Les déficits publics sont plus faibles dans les pays qui ont un meilleur contrôle des dépenses publiques face à l’instabilité des recettes publiques et qui sont moins exposés aux chocs externes négatifs. En revanche, les déficits publics augmentent avec le taux d’endettement, le développement financier et le niveau de démocratie. L’importance relative des chocs extérieurs dans l’explication des déficits primaires plaide pour plus de diversification économique afin d’atténuer l’impact des chocs négatifs sur les finances publiques.

Mots clés : Politique budgétaire ; Déficit budgétaires ; Modèles de coupe transversale ; Analyse de sensibilité ; Régressions robustes.

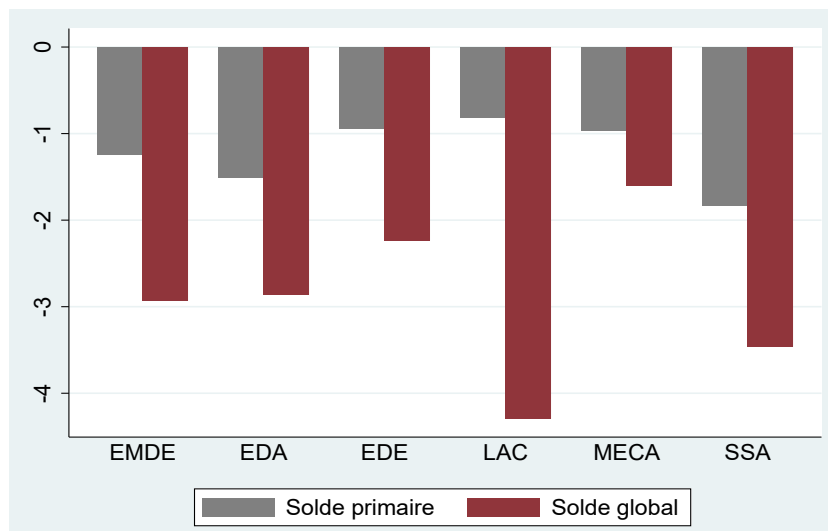
Classification JEL : E62 ; H61 ; H62 ; C31.

1.1 Introduction

La politique budgétaire est l'un des principaux outils de politique économique dont dispose un pays. Depuis la crise économique de 2008, les marchés émergents et économies en développement (EMDE) font face, dans leur grande majorité, à des déficits budgétaires importants voire persistants. Comme le montre la figure [A-1](#), le solde primaire comme le solde global des finances publiques sont en moyenne déficitaires pour ces pays sur la décennie 2009-2018. La dégradation des soldes budgétaires est observée dans toutes les régions émergentes et en développement avec une ampleur relativement plus importante du déficit primaire pour l'Afrique subsaharienne (SSA) et un déficit global plus prononcé pour l'Amérique latine et les Caraïbes (LAC). L'observation conjointe des soldes primaires et global montre l'incidence néfaste de la dette publique sur la santé des finances publiques sur cette période. Les déficits primaires observés dans l'ensemble des régions ne sont pas non plus de nature à briser la spirale négative de la dette. Cette situation soulève la question de la viabilité à moyen et long terme des finances publiques dans ces pays. Cette question est d'autant plus pertinente que plane toujours sur ces pays le spectre de la crise des finances publiques et de la dette des années 80 et 90 ayant conduit à la mise en place des programmes d'ajustement structurel.

Pour mieux apprécier la viabilité des déficits budgétaires dans les marchés émergents et économies en développement, il est avant tout important d'en connaître les déterminants structurels. En effet, bien que le niveau initial de la dette publique influence la santé des finances publiques, il est loin d'être la seule source des déficits budgétaires globaux. En effet, le solde des finances publiques est la conséquence de divers facteurs structurels macroéconomiques, politiques, démographiques, institutionnels et sociaux. Depuis le début des années 80, plusieurs études empiriques se sont intéressées à identifier les déterminants des déficits budgétaires (voir entre autres, [Morrison, 1982](#) ; [Roubini et Sachs, 1989](#) ; [Roubini, 1991](#) ; [Woo, 2003a](#) ; [Tujula et Wolswijk, 2004](#) ; [Steiner, 2017](#)). Bien que certaines de ces études impliquent les

FIGURE 1.1 – Soldes budgétaires des pays en développement et économies émergentes au cours de la décennie 2009-2018



Notes : Les données et les classifications sont celles de la base de données World Economic Outlook du Fonds Monétaire International. EMDE = Marchés émergents et économies en développement, EDA = Asie émergente et en développement, EDE = Europe émergente et en développement, LAC = Amérique latine et Caraïbes, MECA = Moyen-Orient et Asie centrale, SSA = Afrique sub-saharienne.

pays en développement et économies émergentes (Morrison, 1982 ; Roubini, 1991 et Woo, 2003a), l'échantillon de ces pays est souvent limité pour des raisons de disponibilité de données sur la période d'étude. Dans certains travaux comme ceux de Morrison (1982) et Roubini (1991), les déterminants des déficits budgétaires sont ciblés a priori. Si ces études répondent à leurs propres objectifs, il apparaît important d'exposer une vue empirique plus large sur les facteurs explicatifs des déficits budgétaires.

L'objectif de cette étude est d'étudier les déterminants des déficits budgétaires dans les pays en développement et marchés émergents. Elle s'appuie sur une large littérature antérieure pour identifier un nombre relativement important de déterminants potentiels des déficits budgétaires. Pour répondre à la question de l'incertitude du modèle que soulève cette multitude de variables explicatives potentielles et l'absence de modèle théorique intégral du solde budgétaire, nous utilisons la méthode de l'analyse des limites extrêmes (*Extreme Bound Analysis (EBA)*, en anglais) développée par Sala-I-Martin (1997). Cette méthode souvent utilisée dans les études en

coupe transversale sur la croissance économique permet d'identifier les déterminants structurels les plus importants des déficits budgétaires en partant d'un large nombre de déterminants potentiels et en effectuant des milliers de régressions alternatives. Notre échantillon est constitué de 110 pays en développement et marchés émergents sur la période 1998-2017. Notre étude contribue à la littérature sur les déterminants structurels des déficits budgétaires. Elle offre une vue plus complète en examinant aussi bien les déterminants du solde budgétaire global, du solde budgétaire structurel que du solde primaire. Elle s'appuie également sur un échantillon plus large et des données plus fiables que les études précédentes sur les pays en développement et marchés émergents.

Les résultats indiquent que les chocs extérieurs, le taux d'endettement, le développement financier, le niveau de démocratie et le contrôle gouvernemental des dépenses publiques sont fortement associés aux déficits budgétaires. Les déficits publics sont plus faibles dans les pays qui assurent une meilleure stabilité des dépenses publiques face à l'instabilité des recettes publiques et qui sont moins exposés aux chocs externes négatifs. En revanche, les déficits publics augmentent avec le taux d'endettement, le développement financier et le niveau de démocratie. Les soldes budgétaires dépendent également, bien que dans une moindre mesure, du régime de change, du système politique et du niveau de développement. L'importance des chocs externes dans l'explication des déficits publics plaide pour une plus grande diversification des économies en développement afin d'atténuer l'impact des chocs négatifs, en particulier dans les pays dont les finances publiques dépendent fortement des recettes fiscales liées au commerce international.

Le reste du chapitre est structuré comme suit. La section 1.2 passe en revue les déterminants potentiels des déficits budgétaires. La section 2.3 est consacrée à la présentation de la stratégie empirique et des données. Dans la section 1.4, nous exposons et commentons les résultats des régressions. Nous effectuons quelques tests de sensibilité dans la section 1.5 et la section 1.6 conclut le chapitre.

1.2 Sources potentielles des déficits budgétaires

Les sources des déficits budgétaires sont de plusieurs ordres. Les variables explicatives des déficits budgétaires ainsi que leur importance diffèrent considérablement selon les études. Après avoir passé en revue une large littérature sur les déterminants des déficits budgétaires (structurels), nous regroupons les sources potentielles des déficits budgétaires en cinq groupes : l'environnement macroéconomique, les facteurs démographiques, la qualité des institutions, les pressions politiques et la polarisation et la fragmentation sociales.

1.2.1 L'environnement macroéconomique

L'environnement macroéconomique joue un rôle important dans les performances budgétaires des pays en développement. Il est caractérisé par plusieurs variables toutes aussi importantes les unes que les autres.

Les chocs extérieurs. Ils sont potentiellement une source importante des performances budgétaires structurelles dans les pays en développement. En effet, l'équilibre des finances publiques dans ces pays est considérablement influencé par les modifications des prix à l'exportation et à l'importation, que ce soit par le biais des bénéfices des entreprises publiques exportatrices ou par le biais des droits d'importation et des taxes à l'exportation (Woo, 2003a). Ces chocs extérieurs augmentent avec le degré d'ouverture commerciale et les termes de l'échange. Combes et Saadi-Sedik (2006) montrent que l'ouverture commerciale augmente l'exposition d'un pays aux chocs externes et renforce ainsi l'impact négatif de l'instabilité des termes de l'échange sur les soldes budgétaires. Des chocs extérieurs positifs devraient être associés à des excédents budgétaires tandis que des chocs négatifs s'accompagnent de déficits budgétaires.

L'instabilité et la croissance des recettes publiques. Touchant plus fortement les pays en développement, l'instabilité des recettes publiques est considérée par Morrison (1982) comme un déterminant structurel des déficits budgétaires. Si celle-ci peut avoir des conséquences néfastes pour l'investissement public (Ebeke et

[Ehrhart, 2012](#)) et par conséquent pour la croissance, son incidence sur le déficit budgétaire dans les pays en développement est plus discutable. Les Etats les plus confrontés à des baisses répétitives de recettes publiques pourraient être les plus déficitaires dans la mesure où les dépenses publiques ne baissent pas dans les mêmes proportions en raison des dépenses incompressibles ou socialement difficiles à réduire ([Morrison, 1982](#)). En revanche, lorsque la volatilité des recettes est plus tirée par les hausses de recettes d'origine externe ou interne, elle pourrait s'accompagner d'excédents budgétaires. Par ailleurs, comme le montrent [Ebeke et Ehrhart \(2012\)](#) pour les pays africains, l'instabilité des recettes s'accompagne souvent d'une baisse des dépenses publiques en particulier des dépenses d'investissement. Le sens de la relation entre l'instabilité des recettes publiques et le solde des finances publiques reste à déterminer empiriquement. Outre l'instabilité, la croissance des recettes publiques (hors inflation) est un élément déterminant des performances budgétaires structurelles des pays. En effet, les pays ayant une croissance plus forte des recettes publiques réelles sont susceptibles de réaliser des performances budgétaires plus importantes que ceux ayant une faible croissance des recettes ([Morrison, 1982](#)). Une telle hypothèse est néanmoins subordonnée à une croissance moins rapide des dépenses publiques dans les pays à forte croissance de recettes publiques.

Le niveau de développement et le cycle économique. Théoriquement, les pays à faible niveau de développement sont confrontés à des déficits budgétaires structurellement plus importants puisqu'ils font face à une pression des dépenses publiques relativement plus importante (dépenses d'éducation, de santé, d'infrastructure de base) alors qu'ils ont du mal à mobiliser les recettes publiques ainsi que l'épargne privée. Ainsi, le solde budgétaire devrait s'améliorer avec le niveau de développement économique qui s'accompagne généralement d'une plus grande capacité de mobilisation des recettes publiques. Outre le niveau de développement, la croissance du PIB réel est aussi un déterminant du déficit budgétaire même si elle est moins susceptible d'affecter le niveau structurel des performances budgétaires. En effet, le principe du stabilisateur automatique veut que les recettes publiques et le solde budgétaire se dégradent en période de récession économique et qu'ils s'améliorent en période d'expansion économique. Ces résultats ont été établis par plusieurs études empiriques (voir entre autres, [Morrison, 1982](#) ; [Roubini et Sachs, 1989](#) ; [Woo, 2003a](#) ;

[Steiner, 2017](#)).

Le taux d'inflation. L'effet réel de l'inflation sur le solde budgétaire reste ambigu. Toutefois, sa prise en compte parmi les déterminants du déficit est justifiée pour plusieurs raisons. D'une part, l'inflation érode la valeur réelle de la dette publique nominale. D'autre part, elle engendre des paiements d'intérêts nominaux plus élevés et de recettes réelles plus faibles ([Woo, 2003a](#)). Par ailleurs, si les impôts sur le revenu ne sont pas indexés sur l'inflation, celle-ci peut entraîner une amélioration des performances budgétaires par le biais de l'effet positif du glissement des tranches d'imposition. L'inclusion de l'inflation comme déterminant potentiel des déficits budgétaires est aussi justifiée sous l'hypothèse que les pouvoirs publics adaptent leurs politiques budgétaires pour répondre à des problèmes de perte de compétitivité externe induite par une forte inflation ([Tujula et Wolswijk, 2004](#)).

La dette publique et le taux d'intérêt réel. Ces deux variables sont considérées comme des déterminants clés des déficits budgétaires. La dette publique a un effet mécanique sur le solde budgétaire global. En effet, pour un niveau de taux d'intérêt donné, les pays ayant un niveau d'endettement plus élevé sont plus enclins aux déficits budgétaires en raison des services de la dette plus importants. Cependant, il est aussi possible d'imaginer que le niveau de la dette serve de stabilisateur automatique dans le sens où les pays fortement endettés auraient tendance à appliquer des politiques budgétaires plus restrictives afin de ne pas mettre en péril les finances publiques ([Steiner, 2017](#)). Mais ces politiques pouvant avoir des effets néfastes sur la croissance, elles pourraient induire un accroissement du déficit budgétaire à long terme. Comme le taux d'endettement public, le taux d'intérêt peut affecter le déficit budgétaire par le canal du service de la dette. Les pays qui s'endettent à des taux d'intérêt plus élevés sont susceptibles d'enregistrer des déficits budgétaires plus grands. Mais il est aussi plausible que les gouvernements payant des intérêts plus élevés soient contraints de dégager des excédents futurs pour respecter leur contrainte budgétaire inter-temporelle. L'effet du taux d'intérêt sur les performances budgétaires reste donc à déterminer empiriquement.

Les régimes de change. La sagesse conventionnelle veut que les pays ayant fait le choix d'un régime de change fixe ou d'une union monétaire aient une politique

économique (budgétaire et monétaire) plus disciplinée que les autres ([Tornell et Velasco, 1995](#)). L'argument typique est que dans le cadre des régimes de change fixes, l'adoption de politiques fiscales laxistes ou la recherche de salaires élevés par les syndicats conduisent à terme à des difficultés de balance des paiements et donc à un abandon de l'ancrage avec des coûts économique et politique considérables. Pour éviter une telle situation, les pays en régime de change fixe devraient être budgétairement plus disciplinés en évitant des dépenses excessives. En toute logique, on pourrait s'attendre à une meilleure performance budgétaire de la part de ces pays. Cependant les travaux empiriques sont loin d'être unanimes sur ce résultat (voir [Tornell et Velasco, 2000](#)).

Le niveau de développement financier. Le développement du marché financier national joue un rôle déterminant dans la capacité d'une nation à financer un déficit budgétaire. En effet, lorsque les marchés financiers locaux sont développés, les gouvernements peuvent plus facilement couvrir un déficit en émettant des obligations et dépendent moins des financements inflationnistes ([Steiner, 2017](#)). Des études empiriques montrent que les pays dotés de marchés financiers développés se caractérisent par des soldes budgétaires plus faibles (voir entre autres [Woo, 2003a](#) ; [Steiner, 2017](#)).

1.2.2 Les facteurs démographiques

La démographie des pays joue un rôle important dans la situation de leur finance publique. Les ratios de dépendance des jeunes et des personnes âgées ainsi que le taux d'urbanisation sont assez souvent cités parmi les déterminants des déficits budgétaires.

Les ratios de dépendance. La dépendance crée une pression sur les dépenses publiques en particulier les dépenses sociales. Les économies à fort taux de dépendance des personnes âgées consacrent une plus grande part de leurs recettes à la protection sociale, comme les retraites et la santé. Par conséquent, plus le ratio de dépendance est élevé (personnes de plus de 65 ans relativement à la population active), plus le déficit budgétaire est important. Le même raisonnement s'applique pour la dépendance des jeunes (personnes de moins de 15 ans). [Woo \(2003a\)](#) et [Stei-](#)

ner (2017) montrent que les pays en développement ayant des taux de dépendance des personnes âgées plus importants ont aussi des déficits budgétaires plus élevés.

Le taux d'urbanisation. Dans la mesure où il est relativement plus facile de taxer la population urbaine que la population rurale, — en particulier dans les pays en développement où l'activité rurale est peu ou pas enregistrée —, les pays à fort taux d'urbanisation sont susceptibles d'enregistrer de meilleures performances budgétaires (Edwards et Tabellini, 1991).

1.2.3 La qualité des institutions

Les performances budgétaires dans les pays en développement dépendent de la qualité de leurs institutions. De manière générale, les pays qui mettent en place des institutions solides ont tendance à réaliser moins de déficits budgétaires car ils créent les conditions d'une stabilité économique et d'un niveau de recouvrement fiscal plus élevé. La qualité des institutions peut être appréhendée par plusieurs variables.

La qualité de la gouvernance. Une bonne gouvernance devrait permettre aux pays en développement d'être budgétairement plus performants et de réduire leur dépendance à l'aide publique au développement pour le financement de leur déficit budgétaire. Plusieurs travaux font le lien entre la qualité de la gouvernance et le déficit budgétaire. Woo (2003a) souligne que les institutions efficaces sont associées à une croissance plus forte et peuvent impacter positivement les finances publiques. Un mécanisme efficace de collecte des recettes fiscales devrait améliorer le solde budgétaire. De même Woo (2003a) soutient que, lorsque les institutions de gestion des conflits sont bien établies et fonctionnent suffisamment bien pour supprimer les conflits d'intérêts entre différents groupes, l'effet potentiellement négatif de la polarisation sociale sur les finances publiques est considérablement amoindri. Selon l'auteur, les variables institutionnelles comme l'efficacité de la gestion publique, le degré de corruption et l'état de droit sont de bonnes mesures de la qualité des institutions budgétaires. Ainsi une amélioration de ces variables permet de réduire les déficits budgétaires. Collier (2000) indique que, du fait de la corruption, beaucoup d'entreprises peuvent bénéficier de subventions d'Etat y compris lorsqu'elles sont au

bord de la faillite ; ce qui est de nature à aggraver le déficit budgétaire. La corruption opère souvent par le biais de ses effets sur l'accroissement des dépenses publiques (Benfratello et al., 2018). Liu et al. (2017) montrent qu'un niveau élevé de corruption conduit à des niveaux plus élevés de déséquilibres globaux et de dettes publiques dans un Etat.

Le niveau de démocratie. Il est considéré comme l'un des déterminants des performances budgétaires des pays émergents et en développement. Plusieurs travaux montrent l'existence d'un cycle politique tant dans les jeunes démocraties que dans les plus expérimentées. Ce cycle consiste à la mise en place de politique plus expansionnistes (augmentation des dépenses publiques et/ou baisse des impôts) en période électorales (voir Brender et Drazen, 2005 et de Haan, 2014). Cependant pour Brender et Drazen (2005) l'effet du cycle électoral est plus significatif dans les jeunes démocraties. Roubini et Sachs (1989) soutiennent l'idée selon laquelle les forces politiques et économiques dans les pays démocratiques sont à l'origine des déficits publics importants et durables. Selon eux, les difficultés de gestion politique dans les gouvernements de coalition sont favorables à des déficits publics persistants. Ils indiquent par ailleurs que les déficits publics sont plus importants dans les pays caractérisés par une courte durée moyenne du gouvernement.

La maîtrise des dépenses publiques et le poids de l'Etat dans l'économie. Plusieurs facteurs institutionnels et structurels peuvent influencer la capacité de contrôle des dépenses publiques par les Etats dont entre autres l'efficacité du système budgétaire, la coordination entre les ministères de la planification et des finances et la part des dépenses récurrentes dans les dépenses totales (Morrison, 1982). Dans la mesure où les gouvernements ont des difficultés à contrôler les dépenses, ils auront tendance à connaître des déficits budgétaires relativement importants. Outre la non-maîtrise des dépenses publiques, une forte présence de l'Etat dans l'économie — à travers la fiscalité, les dépenses et d'autres types d'intervention — entrave les libertés économiques. Morrison (1982) considère qu'une forte présence de l'Etat dans les économies en développement est généralement source de déficits structurels des finances publiques. En effet, les pays où le degré de participation du gouvernement est relativement plus grand sont souvent soumis à de plus fortes pressions sur les dépenses. Par ailleurs, une taille relativement importante du secteur public

est probablement liée positivement à la participation croissante des pouvoirs publics à la production et au contrôle accru exercé par le gouvernement sur des variables économiques telles que les prix et les taux d'intérêt. Or l'expérience montre que les entreprises publiques dans les pays en développement ont une gestion peu efficace des finances publiques et ne sont pas performantes pour réaliser les investissements les plus appropriés en termes d'avantage comparatif. De même, les pressions inflationnistes induites par les contrôles gouvernementaux ont des répercussions négatives sur le budget de l'État notamment par le biais des subventions nécessaires pour maintenir les prix des denrées alimentaires à un niveau bas. Ce point de vue ne fait pas l'unanimité dans la littérature. Par exemple, [Ram \(1989\)](#) indique qu'une plus grande présence de l'État dans l'économie est source de performance économique et d'externalités positives. La littérature récente confirme ce manque de consensus même si la majorité des études révèle qu'un secteur public plus vaste freine la croissance économique et est néfaste pour les finances publiques ([Kim et al., 2018](#)).

1.2.4 Les pressions politiques

Les facteurs politiques susceptibles d'engendrer des déficits budgétaires structurels ou de les aggraver sont de plusieurs ordres.

La fragmentation politique. Elle traduit la capacité politique des gouvernements à implémenter plus ou moins rapidement des ajustements budgétaires en cas de chocs exogènes défavorables. [Alesina et Drazen \(1991\)](#) montrent que les gouvernements de coalition ou politiquement minoritaires sont souvent confrontés à des déficits budgétaires plus persistants suite à des chocs exogènes défavorables étant donné que les différents partis politiques ont du mal à s'accorder sur la "clé" de répartition du fardeau de l'ajustement. [Roubini et Sachs \(1989\)](#) notent une tendance à des déficits budgétaires plus importants dans les pays caractérisés par la présence de nombreux partis politiques dans une coalition au pouvoir dans les pays industrialisés. Un résultat similaire est mis en avant par [Volkerink et Haan \(2001\)](#) sur un échantillon de 22 pays de l'OCDE. Cependant, [Woo \(2003a\)](#) ne parvient pas à établir une relation significative entre la fragmentation politique et les performances budgétaires dans un panel plus large de pays développés et en développement.

Les pressions électorales. Elles poussent souvent les pouvoirs publics à afficher une plus grande générosité. En effet, dans le but d'augmenter leur chance de réélection, les pouvoirs publics sont plus enclins à dépenser plus et à taxer moins dans les périodes électorales. Ainsi, les pays confrontés à une forte occurrence des élections sont susceptibles de connaître des déficits structurels plus importants. [Schuknecht \(2000\)](#) montre que le principal vecteur de politiques fiscales expansionnistes autour des élections dans les pays en développement est l'augmentation des dépenses publiques. Il recommande des mécanismes institutionnels qui contraignent les politiques de dépenses discrétionnaires et renforcent le contrôle budgétaire pour empêcher l'adoption de politiques opportunistes autour des élections. [Ebeke et Ölcü \(2013\)](#) indiquent que pendant les années électorales, la consommation publique augmente considérablement et induit des déficits publics importants. De plus, selon eux l'ajustement budgétaire post-électoral se fait au détriment de l'investissement publics, ce qui accroît le coût économique des politiques électorales opportunistes.

Le système politique, la maturité politique et la durée au pouvoir. Les performances budgétaires peuvent être différentes selon les régimes politiques. En effet, [Persson et Tabellini \(1999\)](#) montrent que les régimes présidentiels sont moins redistributifs et impliquent généralement des gouvernements de plus petite taille. De même, en jouissant d'une plus grande autorité indépendante et centralisée, les régimes présidentiels sont plus aptes à ajuster des déséquilibres budgétaires éventuels que les régimes parlementaires ([Shugart et Carey, 1992](#)). Selon [Woo \(2003a\)](#), bien que les régimes présidentiels ont tendance à avoir de meilleures performances budgétaires que les régimes parlementaires, le résultat n'est statistiquement pas significatif. Outre le régime politique, la maturité ou l'âge des partis politiques peut avoir une influence sur les performances budgétaires. En effet, plus les partis politiques sont expérimentés, plus ils sont influents dans la détermination de la trajectoire des budgets nationaux votés à l'assemblée. Ainsi, les partis politiques matures pourraient constituer un facteur de blocage par exemple lorsque le gouvernement souhaite opérer des ajustements rapides pour faire face à une conjoncture défavorable. Enfin la durée au pouvoir peut être perçue comme l'aptitude du pouvoir en place à résister aux forces politiques adverses. Dans ces conditions, la trajectoire budgétaire est moins contrainte par les partis politiques concurrents. Il est donc possible que le

déficit du solde budgétaire soit plus prononcé dans les pays avec une plus grande alternance politique.

1.2.5 La polarisation et la fragmentation sociales

Les inégalités réelles ou perçues des revenus, la fragmentation sociale et l'ampleur de l'économie informelle peuvent durablement affecter la santé des finances publiques des pays.

Les inégalités de revenus. L'effet des inégalités de revenus sur les déficits budgétaires a été empiriquement étudié pour la première fois par [Woo \(2003b\)](#). L'auteur montre que les pays dans lesquels les inégalités de revenus sont plus importantes enregistrent des déficits budgétaires plus élevés. L'idée sous-jacente est que, dans ces pays, les incitations à augmenter des dépenses redistributives sont plus élevées. Cette étude s'inspire des travaux de [Alesina et Rodrik \(1994\)](#), [Persson et Tabellini \(1994\)](#) et [Clarke \(1995\)](#) qui montrent que les inégalités de revenus sont nuisibles pour la croissance économique. Selon eux, des niveaux d'inégalité élevés provoquent de grands conflits autour des questions de redistribution et incitent les gouvernements à lever des impôts en compensation des dépenses de transferts. Cela affecte négativement le taux de rendement des actifs privés, limitant ainsi l'accumulation de capital et la croissance.

Les divisions sociales. Outre les inégalités de revenus, les fragmentations sociales (ethnique et religieuse) sont également sources de conflits qui poussent les gouvernements à mettre en place des politiques fiscales pro-cycliques qui sont défavorables à la croissance économique (voir [Woo, 2009](#)). Dès lors, on peut penser que les pays les plus polarisés socialement ont de plus grands déficits budgétaires comme le montre [Woo \(2003a\)](#).

L'activité informelle. Dans la mesure où elle échappe au contrôle des autorités gouvernementales et compte tenu de son ampleur dans certains pays émergents et en développement, l'économie informelle constitue un manque à gagner considérable pour les finances publiques. Les pays les plus confrontés à ce problème subissent des pertes de recettes fiscales colossales et sont susceptibles d'enregistrer des déficits

budgétaires plus importants. [Elgin et Uras \(2013\)](#) montrent par exemple qu’une plus grande taille du secteur informel est associée à une dette publique plus élevée, à des taux d’intérêt plus élevés payés sur la dette souveraine et à une probabilité plus élevée de défaut souverain.

1.3 Stratégie empirique et données de l’étude

1.3.1 Stratégie économétrique

Afin d’étudier les déterminants structurels des déficits budgétaires dans les pays en développement, nous recourons à une analyse en coupe transversale dans laquelle la variable à expliquer est la moyenne du solde budgétaire global sur la période 1998-2017. Cette approche est assez commune dans la littérature (voir entre autres, [Morrison, 1982](#) ; [de Haan et Sturm, 1997](#) ; [Woo, 2003a](#)) et permet dans une certaine mesure de purger les composantes cycliques du solde budgétaire qui pourraient être expliquées par des chocs transitoires. L’approche en coupe transversale permet ainsi de se focaliser sur les facteurs explicatifs des différences structurelles de déficits budgétaires entre les pays.

Puisque cette étude considère un nombre relativement important de déterminants structurels potentiels des déficits budgétaires, il est important d’utiliser une technique économétrique permettant d’identifier les déterminants les plus robustes. Pour ce faire, nous utilisons l’analyse des limites extrêmes (“Extreme Bound Analysis (EBA)”) initialement développée par [Leamer \(1985\)](#) et reprise par [Sala-I-Martin \(1997\)](#). Cette méthode est bien connue dans la littérature pour traiter la question d’incertitude en présence d’un nombre important de variables explicatives.

Grossomodo, en considérant un ensemble Z de déterminants potentiels, la méthode EBA permet de déterminer quelles variables de cet ensemble sont associées de manière robuste à la variable dépendante (le solde budgétaire). A cette fin, elle consiste à effectuer un nombre important de régressions dans lesquelles la variable dépendante est toujours expliquée par un ensemble de variables explicatives standard

F . Ces variables sont habituellement celles qui font l'objet d'un certain consensus dans les études théoriques et/ou empiriques précédentes. En plus des variables F , chaque régression inclut un sous-ensemble différent E de déterminants potentiels Z . La convention dans la littérature veut que les variables F soient définies comme des variables libres et les variables Z comme des variables douteuses. Si certains sous-ensembles des variables douteuses Z présentent un intérêt particulier pour le chercheur, ils sont déclarées comme variables d'intérêt (ou variable "focus"). Après avoir effectué l'ensemble des régressions, les variables douteuses sont déclarées robustes lorsqu'elles apparaissent statistiquement significatives dans une proportion assez importante de l'ensemble des modèles estimés et qualifiées de fragiles dans le cas contraire.

Formellement, pour savoir si une variable d'intérêt $v \in Z$ explique de manière robuste le solde budgétaire (SB), un ensemble de modèles de régression de la forme suivante est estimé :

$$SB = \alpha_\tau + \beta_\tau v + \lambda_\tau F + \vartheta_\tau E_\tau + \epsilon \quad (1.1)$$

où τ est l'indice des modèles de régression, F représente l'ensemble des variables libres (ou "consensuelles") qui seront incluses dans chaque modèle de régression, E_τ est un vecteur de k variables de l'ensemble Z des variables douteuses et ϵ est le terme d'erreur. L'équation 1.1 est estimée pour chacune des M combinaisons possibles de $E_\tau \subset Z$. Après chaque régression, les coefficients estimés $\hat{\beta}_\tau$ de la variable d'intérêt v ainsi que les écart-types correspondants $\hat{\sigma}_\tau$ sont collectés et stockés pour des calculs qui détermineront ensuite si v est robuste ou fragile.

En pratique deux générations d'EBA existent. La première génération d'EBA est celle proposée par [Leamer \(1985\)](#). Elle est qualifiée d'« exigeante » ou « de rigide » car elle se concentre sur les limites extrêmes des coefficients de régression définis, pour chaque régression, par les valeurs minimales et maximales de $\hat{\beta}_\tau \pm \kappa \hat{\sigma}_\tau$ où κ est la valeur critique pour le niveau de confiance souhaité (habituellement 1,96 pour un niveau de confiance classique de 95%). Dès lors une variable d'intérêt est déclarée comme robuste si et seulement si ses coefficients extrêmes estimés gardent le même signe dans l'ensemble des régressions. En d'autres termes une variable

robuste est celle dont les coefficients estimés sont statistiquement différents de zéro dans l'ensemble des régressions effectuées. Une seule exception suffit pour déclarer la variable fragile. Cette approche binaire de [Leamer \(1985\)](#) est considérée comme trop restrictive car elle offre une faible probabilité qu'une variable soit robuste. Elle est donc au final peu informative. Pour pallier cette limite, [Sala-I-Martin \(1997\)](#) propose une deuxième génération d'EBA qui est qualifiée de "flexible" dans la mesure où elle considère la distribution entière des coefficients de régression et non pas seulement les limites extrêmes. C'est donc cette approche plus informative de [Sala-I-Martin \(1997\)](#) que nous utilisons dans cette étude.

1.3.2 EBA à la [Sala-I-Martin \(1997\)](#) et les routines de [Hlavac \(2016\)](#)

Très brièvement, l'approche EBA à la [Sala-I-Martin \(1997\)](#) consiste à attribuer un certain niveau de confiance — de valeur CDF(0) — à la robustesse de chaque variable qui correspond à la proportion de la distribution cumulée de la variable qui se trouve de chaque côté de zéro. Dès lors, une variable est d'autant plus robuste qu'une grande proportion de ses coefficients estimés est du même côté de zéro. Par ailleurs, pour permettre une plus grande flexibilité, l'auteur propose deux variantes pour son analyse des limites extrêmes. L'une considère un modèle normal dans lequel les coefficients estimés sont supposés suivre une distribution normale et l'autre s'appuie sur un modèle générique dans lequel aucune distribution particulière n'est supposée pour les coefficients de régression.

Afin d'estimer le modèle normal de Sala-i-Martin, il convient de calculer d'abord la moyenne pondérée des coefficients de régression $\hat{\beta}_\tau$ et des variances $\hat{\sigma}_\tau^2$ comme suit :

$$\bar{\beta} = \sum_{\tau=1}^M w_\tau \hat{\beta}_\tau, \quad (1.2)$$

$$\bar{\sigma}^2 = \sum_{\tau=1}^M w_\tau \hat{\sigma}_\tau^2 \quad (1.3)$$

où w_τ représente les pondérations appliquées aux résultats de chaque modèle estimé. [Sala-I-Martin \(1997\)](#) indique que cette pondération permet au chercheur de « donner plus de poids aux régressions ou aux modèles qui sont plus susceptibles d’être le vrai modèle », en supposant que « l’ajustement du modèle τ est une indication de sa probabilité d’être le vrai modèle ». Une fois que les $\bar{\beta}$ et les $\bar{\sigma}^2$ sont connus, Sala-i-Martin calcule $CDF(0)$ — c’est-à-dire la fonction de densité cumulative évaluée à zéro — sur la base de la distribution normale supposée des coefficients de régression tels que $\beta \sim \mathcal{N}(\bar{\beta}, \bar{\sigma}^2)$.

Pour ce qui est du modèle générique, Sala-i-Martin estime la fonction de densité cumulative de chaque modèle séparément et les regroupe dans une $CDF(0)$ agrégée qui sert ensuite d’indicateur de robustesse de la variable douteuse. Pour obtenir une $CDF(0)$ individuelle, notée $\phi_\tau(0 \mid \hat{\beta}_\tau, \hat{\sigma}_\tau^2)$, pour chaque modèle de régression estimé, il utilise la distribution d’échantillonnage du coefficient de régression $\hat{\beta}_\tau$. Ensuite, il calcule la $CDF(0)$ globale pour β comme la moyenne pondérée de toutes les $CDF(0)$ individuelles :

$$\Phi(0) = \sum_{\tau=1}^M w_\tau \phi_\tau(0 \mid \hat{\beta}_\tau, \hat{\sigma}_\tau^2) \quad (1.4)$$

Aussi bien dans le modèle normal que le modèle générique, Sala-i-Martin applique des pondérations qui sont proportionnelles à la probabilité intégrée de donner plus de poids aux modèles qui offrent un meilleur ajustement. Ainsi, on a :

$$w_\tau = \frac{A_\tau}{\sum_{j=1}^M A_j} \quad (1.5)$$

où A_j mesure la qualité d’ajustement du modèle j .

Bien que la méthode EBA soit ancienne et largement utilisée, son attrait dans les études empiriques a continué de croître et les nouvelles routines développées sur son utilisation par [Hlavac \(2016\)](#) la rendent encore plus attrayante. En effet, contrairement aux routines existantes, celles proposées par [Hlavac \(2016\)](#) offrent plusieurs avantages dont, entre autres, l’estimation des écarts-types robustes et la possibilité d’atténuer les inquiétudes concernant la multicolinéarité et le chevauchement conceptuel des variables étudiées.

1.3.3 Données de l'étude

L'étude porte sur 110 pays en développement et économies émergentes sur la période 1998-2017. Compte tenu du nombre de variables considérées, plusieurs sources de données ont été mobilisées.

Pour l'essentiel, les variables macroéconomiques proviennent des bases de données du Fonds Monétaire International (FMI) et de la Banque Mondiale (BM). En effet, la mesure du choc est le produit du degré d'ouverture (importations + exportations rapportées au PIB) et de la variation des termes de l'échange comme le définit [Morrison \(1982\)](#). Ces deux variables proviennent de la base de données World Development Indicators (WDI) de la BM. C'est le cas également pour le taux de croissance économique, le taux d'intérêt réel et la variable de développement financier mesurée par le montant du crédit accordé par les banques au secteur privé en pourcentage du PIB. Le solde budgétaire (en % du PIB), le taux d'inflation, la dette publique rapportée au PIB, les recettes et les dépenses publiques sont issus de la base de données World Economic Outlook (WEO) du FMI. Comme [Morrison \(1982\)](#), nous mesurons la volatilité des recettes publiques par l'indice E_r/M_r où E_r est l'écart-type des résidus de la régression des recettes publiques sur une tendance temporelle sur la période 1998-2017, et M_r est la moyenne des recettes au cours de la même période. Le PIB réel par tête en parité de pouvoir d'achat provient du Penn World Tables (PWT9.1).

Les variables démographiques (le taux d'urbanisation et le ratio de dépendance démographique relative) proviennent du WDI. Le ratio de dépendance est le ratio de personnes dépendantes (jeunes de moins de 15 ans et personnes âgées de plus de 65 ans) sur la population active. Ce ratio est rapporté à la moyenne mondiale pour obtenir le ratio de dépendance relative.

Concernant la qualité des institutions, nous utilisons comme mesure du niveau de démocratie l'indice composite (Polity2) de la base de données POLITY IV. Il est conçu sur la base de trois éléments essentiels et interdépendants : la présence d'institutions et de procédures permettant aux citoyens d'exprimer leurs préférences effectives en matière de politiques et de dirigeants alternatifs ; l'existence de contraintes institu-

tionnalisées à l'exercice du pouvoir par l'exécutif et la garantie des libertés civiles pour tous les citoyens dans leur vie quotidienne et dans les actes de participation politique. Les pays ont un indice de démocratie compris entre -10 (fortement autocratique) et +10 (fortement démocratique). Les indices de stabilité politique, d'efficacité gouvernementale et de lutte contre la corruption proviennent de la base de données Worldwide Governance Indicators (WGI) produite par Kaufmann et Kraay. Ces indices sont des variables continues allant de -2,5 (faible qualité) à +2,5 (bonne qualité). La présence de l'Etat dans l'économie est une variable qui reflète le poids ou la taille de l'Etat dans l'économie. Elle indique dans quelle mesure le gouvernement se substitue au choix individuel et réduit la liberté économique à travers les décisions gouvernementales (fiscalité et dépenses publiques) et la taille des entreprises publiques qu'il contrôle. Cette variable est issue de la base de donnée Economic Freedom of the World (EFW) de l'institut Fraser. La maîtrise des dépenses publiques qui mesure la capacité des pouvoirs publics à contrôler les dépenses publiques en situation de forte variation des recettes publiques. En suivant [Morrison \(1982\)](#), nous la mesurons par le ratio de l'instabilité des dépenses publiques sur l'instabilité des recettes publiques. Comme précédemment, l'instabilité des dépenses publiques est mesurée par l'indice E_d/M_d où E_d est l'écart-type des résidus de la régression des dépenses publiques sur une tendance temporelle sur la période 1998-2017, et M_d est la moyenne des dépenses au cours de la même période.

Concernant les variables de pression politique, elles proviennent toutes de la base de données Database of Political Institutions (DPI) de [Scartascini et al. \(2018\)](#). La fragmentation politique mesure la probabilité que deux députés choisis au hasard dans la législature soient de partis différents. L'occurrence des élections est le nombre total d'élections législatives et présidentielles ayant lieu sur la période d'étude rapporté à la durée de l'étude. Le système politique est une variable binaire qui prend la valeur 1 si le régime politique est présidentiel et 0 sinon. La durée au pouvoir est le nombre d'années moyen d'un président de la république à la tête de l'Etat. La maturité politique est mesurée par l'âge moyen des partis politiques dans un Etat.

La dernière catégorie de variables concerne les variables de polarisation et de fragmentation sociales. L'inégalité des revenus est tirée de la base de données sur les inégalités de revenu dans le monde (World Income Inequality Database (WIID)) et

est mesurée à travers l'indice de Gini, une mesure de la répartition des revenus dans une société. La taille du secteur informel dans l'économie mesurée par la production estimée de ce secteur en pourcentage du PIB est construite par [Medina et Schneider \(2018\)](#). Les mesures de fragmentation ethnique et religieuse proviennent de la base de données de [Alesina et al. \(2003\)](#). Les statistiques descriptives sur l'ensemble des variables utilisées sont présentées dans le tableau 1.1.

Tableau 1.1 – Statistiques descriptives

VARIABLES	Observation	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Variable dépendante					
Solde budgétaire (%PIB)	110	-2.266	2.711	-11.546	7.164
Environnement macroéconomique					
Chocs extérieurs	108	1.074	2.162	-1.568	13.098
Croissance économique	110	4.291	2.051	0.602	12.048
Développement financier	110	44.404	33.885	-13.334	177.534
Taux d'inflation	110	7.390	9.485	0.246	74.032
Log (PIB réel par tête PPA)	108	8.646	1.063	6.436	11.432
Ancrage de la monnaie	110	0.500	0.502	0.000	1.000
Dettes publiques (%PIB)	109	52.670	27.076	1.145	154.939
Taux d'intérêt réel	91	7.144	6.376	-6.891	40.720
Instabilité des recettes publiques	110	2.966	2.185	0.411	10.714
Croissance des recettes réelles	110	0.380	8.840	-55.096	15.653
Facteurs démographiques					
Ratio de dépendance démographique	110	1.098	0.200	0.522	1.470
Taux d'urbanisation	110	50.321	20.872	10.092	97.770
Qualité institutionnelle					
Niveau de démocratie	100	3.190	5.541	-10.000	10.000
Stabilité politique	110	-0.311	0.817	-2.220	1.241
Efficacité gouvernementale	110	-0.321	0.671	-1.648	1.334
Lutte contre la corruption	110	-0.364	0.685	-1.568	1.466
Présence de l'Etat dans l'économie	102	6.697	1.061	4.030	9.441
Maîtrise des dépenses publiques	110	1.252	0.541	0.394	3.675
Pressions politiques					
Fragmentation politique	108	0.536	0.210	0.000	0.924
Occurrence des élections	108	0.258	0.106	0.000	0.500
Système politique	108	0.691	0.451	0.000	1.000
Durée au pouvoir	108	8.129	7.148	2.250	37.500
Maturité politique	100	25.918	19.937	5.000	112.600
Polarisation et fragmentation sociales					
Inégalité des revenus	104	42.287	7.730	27.620	66.963
Fragmentation ethnique	107	0.495	0.251	0.000	0.930
Fragmentation religieuse	109	0.439	0.236	0.002	0.860
Part économie informelle	102	34.281	10.195	10.320	63.740

1.4 Résultats empiriques

Avant d'examiner les résultats empiriques, nous examinons les corrélations entre le solde budgétaire et ses déterminants potentiels. A cette fin, nous représentons dans la figure [A-1](#) les nuages de points mettant en relation le solde budgétaire et ses déterminants potentiels. Au niveau de l'environnement macroéconomique, le ratio dette publique/PIB, les chocs extérieurs, le développement économique, l'ancrage de la monnaie et le développement financier semblent être positivement et significativement corrélés avec le solde budgétaire. En effet, ces variables présentent chacune une F-statistique très significative aux seuils habituels. En ce qui concerne les facteurs démographiques, c'est le taux d'urbanisation qui apparaît comme le déterminant important du solde budgétaire. Dans la même veine, parmi les variables de la qualité institutionnelle, ce sont la maîtrise des dépenses publiques, le niveau de démocratie et la présence de l'Etat dans l'économie qui apparaissent les plus significativement corrélés avec le solde budgétaire. Concernant les variables mesurant la polarisation et la fragmentation sociales (inégalité des revenus, fragmentation ethnique et religieuse et part de l'économie informelle), aucune ne semble a priori fortement corrélée avec le solde budgétaire. Pour leur part, la majorité des variables de pression politique (fragmentation politique, occurrence des élections, système politique présidentiel et durée au pouvoir) exhibent une corrélation positive au solde budgétaire. Bien évidemment, cette analyse graphique ne donne qu'un aperçu de la relation entre le solde budgétaire et ses déterminants potentiels. Les différentes régressions à suivre permettront d'obtenir des résultats plus robustes.

Les divergences empiriques sur les "vrais" déterminants structurels des déficits budgétaires et l'absence de modèle théorique consensuel impliquent une incertitude du modèle. Ainsi, nos régressions à cette étape ne considèrent *a priori* aucune variable comme libre ou "sûre". En d'autres termes, tous les déterminants potentiels des déficits budgétaires sont considérés comme des variables douteuses. C'est ainsi un moyen de mettre l'ensemble des déterminants potentiels sur le même pied d'égalité et de tester la robustesse de chacun d'eux sans préjugé. Cependant comme dans la plupart des études en coupe transversale sur un échantillon large, des variables dummy

régionales¹ sont incluses dans toutes les régressions pour capter les spécificités régionales. Ce sont donc les variables explicatives standard F de l'équation 1.1. Par ailleurs, si le chevauchement conceptuel de certaines variables examinées peut susciter des inquiétudes concernant la multicollinéarité, nous surmontons ce problème en utilisant la routine EBA développée par Hlavac (2016) qui permet de spécifier des ensembles de variables mutuellement exclusives. C'est le cas notamment pour le niveau de démocratie, la stabilité politique, l'efficacité gouvernementale et la lutte contre la corruption. En d'autres termes ces quatre variables n'interviennent pas ensemble dans la même régression mais plutôt alternativement.

1.4.1 Déterminants robustes du solde budgétaire

Les résultats des régressions effectuées à partir de l'ensemble des combinaisons de l'équation 1.1 selon l'approche de Sala-I-Martin (1997) sont présentés dans le tableau 1.3. Les deux premières colonnes sont respectivement la moyenne pondérée des coefficients de régression et l'écart-type pondéré correspondant tels que définis dans les équations 1.2 et 1.3. La troisième colonne indique la proportion dans laquelle chaque coefficient estimé apparaît significativement différent de zéro dans l'ensemble des régressions impliquant la variable associée. Enfin, par souci de complétude, nous présentons dans les quatre dernières colonnes la distribution cumulative (CDF) des coefficients de régression sur la base des deux modèles — normal et générique — définis par Sala-I-Martin (1997). Outre la fonction de densité cumulative agrégée, nous examinons principalement la proportion dans laquelle les coefficients estimés sont significativement différents de zéro. Nous définissons trois niveaux de significativité des variables pour faciliter l'interprétation des résultats. Une variable est déclarée "*robuste*" dans l'explication du solde budgétaire si son coefficient apparaît significativement différent de zéro dans au moins 90% des régressions dans lesquelles elle est impliquée. Lorsque cette proportion est comprise entre 70% et 90%, la variable est considérée comme "*modérément robuste*". En dessous de 70%, la variable "*n'est pas robuste*".

1. Ces variables sont définies en suivant la classification de la banque mondiale : Asie de l'Est et Pacifique (EAP), Europe et Asie centrale (ECA), Amérique latine et Caraïbes (LAC), Moyen-Orient et Afrique du Nord (MENA), Afrique sub-saharienne (SSA).

Les résultats montrent que les chocs extérieurs, le développement financier, le taux d'endettement public, le niveau de démocratie et le contrôle gouvernemental sur les dépenses sont les déterminants structurels les plus robustes de l'équilibre budgétaire. En particulier, les déficits publics sont plus élevés dans les pays qui ont un niveau d'endettement plus élevé, un secteur financier plus développé et une meilleure démocratie. De même, les pays confrontés à des chocs extérieurs négatifs plus importants ont des déficits budgétaires plus importants. En outre, plus les gouvernements sont incapables de contrôler les dépenses publiques, plus les déficits budgétaires sont importants. Si les résultats semblent intuitifs pour les chocs extérieurs, la dette publique et le contrôle des dépenses publiques, c'est moins le cas pour le niveau de démocratie. En effet, on pourrait penser que les pays les moins démocratiques sont plus dépensiers et moins efficaces dans la collecte des recettes publiques pour plusieurs raisons dont entre autres, la corruption, le détournement de fonds et l'évasion fiscale. Cependant, certaines études montrent que les «jeunes» démocraties sont souvent plus dépensières et utilisent plus souvent la politique fiscale à des fins électorales (voir entre autres [Brender et Drazen, 2005](#) et [de Haan, 2014](#)). Concernant le rôle du secteur financier, nos résultats sont cohérents avec ceux de [Woo \(2003a\)](#) et [Steiner \(2017\)](#), indiquant que les pays qui ont un secteur financier interne plus développé ont tendance à creuser davantage leur déficit budgétaire étant donné que ce dernier est plus facilement financé.

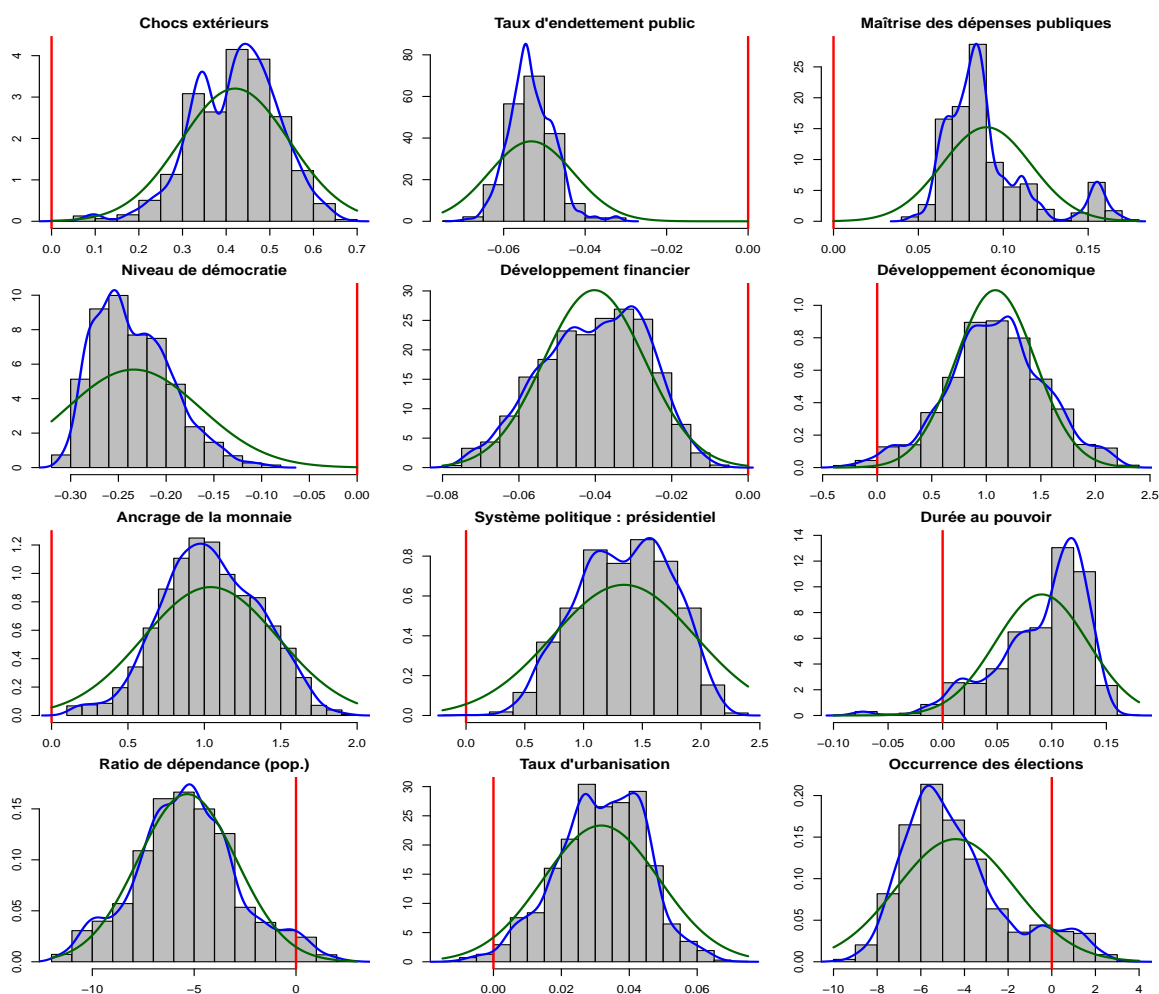
De ces résultats, il ressort également que le régime de change, le niveau de développement et le système politique sont des variables significatives dans l'explication des déficits budgétaires. Ils peuvent être considérés comme des déterminants moyennement robustes. En effet, les pays à faible revenu sont plus exposés aux déficits budgétaires étant donné le poids relativement important des dépenses de base. En ce qui concerne le système politique, nos résultats sont conformes à ceux de [Persson et Tabellini \(1999\)](#) qui montrent que les systèmes présidentiels ont de meilleures performances budgétaires car ils sont moins redistributifs et impliquent généralement des gouvernements de plus petite taille. Il est important de noter que pour toutes les variables identifiées, au moins 95% de la fonction de densité cumulative (CDF) des coefficients estimés est du même côté de zéro, que l'on considère le modèle normal ou le modèle générique. Cela reflète leur importance dans l'explication des déficits

budgétaires.

Au total, les résultats montrent qu'en l'absence de jugement *a priori*, les sources structurelles des déficits budgétaires dans les pays en développement et économies émergentes sont de deux ordres. Au premier plan figurent les chocs extérieurs négatifs, le fort taux d'endettement, le niveau de démocratie, le développement financier et l'incapacité des Etats à maîtriser leurs dépenses publiques face à une volatilité des recettes. Par ailleurs, on note que les performances budgétaires sont plus élevées dans les pays avec un niveau de revenu plus élevé, avec un régime politique présidentiel et avec un régime de change fixe.

Dans la figure 1.2, nous représentons les fonctions de distribution cumulative (CDF) des coefficients estimés pour un ensemble de variables, essentiellement celles qui sont les plus significatives. Ce graphique montre clairement les signes des coefficients associés à chacune de ces variables. Ainsi, sur un grand nombre de régressions, la totalité ou quasi-totalité des coefficients estimés affichent un signe positif pour certaines variables (chocs extérieurs, maîtrise des dépenses publiques, ancrage de la monnaie, le système politique présidentiel) et un signe négatif pour d'autres (taux d'endettement, niveau de démocratie, développement financier). Les premières contribuent à l'amélioration du solde budgétaire tandis que les secondes accentuent les déficits budgétaires.

FIGURE 1.2 – Fonctions distributives des coefficients β



Notes : Les grandeurs des coefficients de régression sont sur l'axe horizontal. L'axe vertical indique la densité de probabilité correspondante. La courbe bleue est la courbe de densité de Kernel et la courbe verte est une distribution normale. La ligne verticale rouge à zéro indique la valeur du coefficient par défaut sous l'hypothèse nulle.

1.4.2 Déterminants robustes du solde budgétaire structurel

Les évolutions du solde budgétaire global d'un pays sont guidées à la fois par les mesures de politiques budgétaires discrétionnaires (expansionniste ou restrictive) et par la conjoncture macroéconomique. Contrairement au solde budgétaire global, le solde budgétaire structurel est purgé des effets du cycle économique. Dès lors, les différences entre les soldes budgétaires structurels des pays sont essentiellement le

fait de leurs différences fondamentales (économiques, sociales et politiques). Ainsi, on peut s'attendre à ce que les déterminants structurels du solde budgétaire global soient comparables aux déterminants du solde budgétaire structurel. D'ailleurs, en s'appuyant sur la moyenne des variables pour étudier les déterminants structurels du solde budgétaire, on se rapproche du solde budgétaire structurel puisque les effets du cycle sont globalement annihilés. Il apparaît donc intéressant, en guise de test de robustesse, d'utiliser à la place du solde budgétaire global, le solde budgétaire structurel. Cependant, contrairement au solde budgétaire global qui fait l'objet de mesure par les institutions internationales (en particulier le FMI et la BM) et pour lequel les données sont disponibles pour les pays en développement et marchés émergents, les données concernant le solde budgétaire structurel (SBS) sont très rares pour ces pays en raison des difficultés de mesure. En effet, le calcul du SBS requiert la disponibilité de données sur le PIB potentiel. Ces données ne sont pas disponibles pour la plupart des pays en développement et marchés émergents.

Face à l'indisponibilité de données, nous décidons de calculer le solde budgétaire structurel des pays en développement et marchés émergents sur la période d'étude en utilisant la méthodologie de [Fedelino et al. \(2009\)](#). Le solde budgétaire corrigé des variations conjoncturelles est dérivé des recettes et dépenses corrigées des variations conjoncturelles. Ces dernières sont calculées comme suit :

$$R^{AC} = R \left(\frac{Y^p}{Y} \right)^{\varepsilon_R} . \quad (1.6)$$

$$G^{AC} = G \left(\frac{Y^p}{Y} \right)^{\varepsilon_G} \quad (1.7)$$

où R^{AC} et G^{AC} désignent respectivement les recettes et les dépenses budgétaires corrigées des variations conjoncturelles, Y^p le PIB potentiel et Y le PIB réel observé. ε_R et ε_G mesurent respectivement l'élasticité des recettes et l'élasticité des dépenses par rapport à l'écart de production (*ygap*) défini par :

$$ygap = \left(\frac{Y - Y^p}{Y^p} \right) \quad (1.8)$$

Sur cette base, le solde budgétaire structurel est défini comme suit :

$$SBS = R \left(\frac{Y^p}{Y} \right)^{\varepsilon_R} - G \left(\frac{Y^p}{Y} \right)^{\varepsilon_G} \quad (1.9)$$

Comme le solde budgétaire structurel mesure ce qu'aurait été le solde budgétaire si la production était à son niveau potentiel, il est assez commun de l'exprimer en pourcentage de la production potentielle comme suit :

$$sbs = \frac{SBS}{Y^p} = \frac{R}{Y^p} \left(\frac{Y^p}{Y} \right)^{\varepsilon_R} - \frac{G}{Y^p} \left(\frac{Y^p}{Y} \right)^{\varepsilon_G} = \frac{R}{Y} \left(\frac{Y^p}{Y} \right)^{\varepsilon_R - 1} - \frac{G}{Y} \left(\frac{Y^p}{Y} \right)^{\varepsilon_G - 1} \quad (1.10)$$

Comme $Y^p/Y = (ygap + 1)^{-1}$, le SBS en pourcentage du PIB potentiel devient :

$$sbs = r (1 + ygap)^{1 - \varepsilon_R} - g (1 + ygap)^{1 - \varepsilon_G} \quad (1.11)$$

où sbs est le solde budgétaire structurel en pourcentage du PIB potentiel et r et g sont respectivement les recettes et les dépenses publiques en pourcentage du PIB. Pour déterminer le PIB potentiel, nous utilisons le filtre Hodrick-Prescott (*HP*) avec un paramètre de lissage de valeur conventionnelle $\eta = 100$. Le PIB potentiel correspond à la composante tendancielle du PIB réel extraite à partir du filtre *HP*. Outre le filtre *HP*, nous estimons également la production potentielle en estimant une fonction de type Cobb-Douglas dans laquelle la production réelle est expliquée par le stock de capital réel, le niveau de l'emploi et le niveau de technologie mesurée par le taux de pénétration d'internet. Les résultats de cette estimation sont reportés dans le tableau [A-2](#). Comme attendu, la production réelle est significativement et positivement expliquée par le stock de capital, l'emploi et le niveau de technologie. La production potentielle est la valeur prédite de la production à partir de cette régression. Les données sur la production, le capital et l'emploi proviennent du PWT9.1. Les données sur la part de la population utilisant internet sont issues du WDI. Les statistiques descriptives sur les variables utilisées dans l'estimation de la fonction de production ainsi que sur les soldes budgétaires additionnels sont reportées dans le tableau [A-4](#).

Le tableau [1.2](#) reporte les résultats de l'EBA sur les déterminants du solde budgétaire

structurel. Les régressions effectuées sont les mêmes que celles dont les résultats sont synthétisés dans le tableau 1.3, avec la seule différence que la variable dépendante est désormais le solde budgétaire structurel et non le solde budgétaire global. Ces résultats sont globalement similaires à ceux sur les déterminants du solde budgétaire global. En effet, nous obtenons les mêmes déterminants robustes que précédemment, à savoir les chocs externes, le taux d'endettement public, le niveau de démocratie et le contrôle gouvernemental des dépenses. Seul le développement financier n'apparaît plus dans cette catégorie mais dont la proportion de coefficients significativement différents reste élevée à 83%. De même, le niveau de développement, le système politique et dans une moindre mesure le régime de change sont modérément robustes comme auparavant. Ils jouent donc un rôle important dans l'explication des déficits structurels dans les pays en développement.

Au total, l'analyse EBA sur le solde budgétaire structurel conduit à identifier les mêmes déterminants clés que ceux obtenus dans l'analyse du solde budgétaire global. Ainsi, les déterminants structurels les plus importants pour expliquer les déficits budgétaires sont les chocs extérieurs, la dette publique, le niveau de démocratie, le contrôle des dépenses publiques, le niveau de développement économique, le développement financier, le système politique et le régime de change. Seules ces variables explicatives ont plus de 95% de la fonction de densité cumulative de leurs coefficients estimés situés à droite ou à gauche de zéro quel que soit le modèle considéré (normal ou générique), ce qui témoigne de la robustesse de leur signe et de leur influence.²

2. Les résultats obtenus avec la deuxième mesure du solde budgétaire structurel — celle s'appuyant sur le PIB potentiel obtenu par l'estimation de la fonction Cobb-Douglas — sont reportés dans le tableau A-6. Ces résultats sont globalement similaires à ceux de la première mesure.

Tableau 1.2 – Déterminants du solde budgétaire structurel

Variables	Coef. (Wgt Mean)	S.E. (Wgt Mean)	Pct(signif. $\neq 0$)	Normal model (N)		Generic model (G)	
				CDF($\beta \leq 0$)	CDF($\beta > 0$)	CDF($\beta \leq 0$)	CDF($\beta > 0$)
Chocs extérieurs	0.393	0.120	95.37	0.092	99.91	0.708	99.29
Instabilité des recettes publiques	-0.010	0.009	32.85	85.26	14.75	77.56	22.44
Croissance économique	0.122	0.165	0.925	23.36	76.64	27.14	72.87
<i>Développement financier</i>	-0.038	0.013	83.17	99.74	0.258	98.52	1.481
Taux d'inflation	0.007	0.017	9.639	34.32	65.69	35.53	64.47
<i>Log (PIB réel par tête PPA)</i>	1.024	0.359	77.94	0.250	99.75	4.705	95.30
<i>Ancrage de la monnaie</i>	<i>0.940</i>	<i>0.428</i>	<i>66.09</i>	<i>1.455</i>	<i>98.54</i>	<i>3.973</i>	<i>96.03</i>
Dette publique (%PIB)	-0.051	0.010	100.0	100.0	0.000	100.0	0.000
Taux d'intérêt réel	-0.019	0.028	8.683	75.70	24.30	69.11	30.89
Croissance réelle des recettes	-0.002	0.021	1.566	53.46	46.54	54.68	45.32
<i>Ratio de dépendance de la population</i>	<i>-5.819</i>	<i>2.388</i>	<i>64.37</i>	<i>99.15</i>	<i>0.849</i>	<i>93.93</i>	<i>6.071</i>
<i>Taux urbanisation</i>	<i>0.036</i>	<i>0.017</i>	<i>64.02</i>	<i>1.484</i>	<i>98.52</i>	<i>5.433</i>	<i>94.57</i>
Stabilité politique	0.096	0.346	7.764	39.16	60.84	44.11	55.89
Efficacité gouvernementale	-0.300	0.443	23.44	74.68	25.32	63.33	36.67
Lutte contre la corruption	-0.045	0.442	6.445	54.04	45.96	53.37	46.63
Niveau de démocratie	-0.233	0.067	98.05	99.97	0.032	99.82	0.185
Présence de l'Etat dans l'économie	-0.394	0.310	8.256	89.55	10.45	86.96	13.04
Maîtrise des dépenses publiques	0.091	0.026	98.29	0.024	99.98	0.369	99.63
Fragmentation politique	-1.600	1.451	17.05	86.08	13.92	78.70	21.30
Occurrence des élections	-3.956	2.633	34.95	93.20	6.799	85.06	14.94
<i>Système politique</i>	1.400	0.574	81.10	0.815	99.19	1.705	98.30
<i>Durée au pouvoir</i>	<i>0.081</i>	<i>0.042</i>	<i>65.52</i>	<i>2.838</i>	<i>97.16</i>	<i>9.622</i>	<i>90.38</i>
Maturité politique	-0.004	0.007	0.071	72.02	27.98	68.32	31.68
Inégalité des revenus	0.020	0.037	1.601	29.61	70.39	32.63	67.37
Fragmentation ethnique	0.993	1.227	0.569	21.16	78.85	23.72	76.28
Part de l'économie informelle	0.033	0.025	19.96	9.856	90.14	15.58	84.42
Fragmentation religieuse	-0.724	1.282	0.000	71.03	28.97	67.93	32.07
SSA	2.355	0.955	74.94	0.756	99.24	4.354	95.64
ECA	1.929	1.064	52.17	3.608	96.39	8.518	91.48
MENA	1.294	1.473	6.850	19.37	80.64	24.63	75.37
EAP	2.221	1.015	67.30	1.498	98.50	3.890	96.11
LAC	1.859	0.955	54.95	2.694	97.31	7.627	92.37
Constante	-6.266	2.268	69.12	99.34	0.661	85.28	14.72

Notes : Les écarts-types reportés sont robustes à l'hétéroscédasticité. Le facteur d'inflation de la variance (VIF) est fixé à 5 pour éviter le problème de multicollinéarité. En gras apparaissent les variables très robustes, en gras et en italique les variables robustes et en italique les variables moyennement robustes.

1.4.3 Problème de multicolinéarité

Le problème de multicolinéarité est celui qui est souvent redouté dans des études impliquant un large nombre de variables explicatives comme la nôtre. Ce problème peut intervenir pour des raisons de chevauchement conceptuel dans la définition des variables explicatives ou simplement pour des raisons de corrélations statistiques sans fondement économique particulier. Dans les deux cas, les variables concernées exhibent une forte corrélation transversale. Afin de tester la sensibilité de nos résultats à ce problème, nous procédons à des restrictions additionnelles en imposant la condition d'exclusion mutuelle pour les couples de variables affichant un coefficient de corrélation supérieur ou égal à 0,5. La matrice des corrélations transversales est présentée dans le tableau A-1. On y trouve par exemple que le niveau de démocratie et la durée au pouvoir sont négativement corrélés avec un coefficient de corrélation de $-0,7$; ce qui n'est pas étonnant dans la mesure où les pays les moins démocratiques sont ceux dans lesquels les présidents durent longtemps au pouvoir. Ainsi nous imposons que ces deux variables n'interviennent pas simultanément dans la même régression. On y trouve également une forte corrélation entre le niveau de développement économique et certaines variables institutionnelles. Nous imposons donc que tous les couples de variables concernées soient mutuellement exclusives.

Les résultats de l'EBA avec ces restrictions supplémentaires sont présentés dans le tableau 1.4. Ces résultats corroborent largement les précédents. Les déterminants structurels les plus solides des déficits budgétaires restent les chocs externes négatifs, le taux d'endettement, l'incapacité du gouvernement à contrôler les dépenses, le niveau de démocratie et le développement financier. La deuxième catégorie de variables robustes est composée du niveau de développement économique, de la durée au pouvoir et, dans une moindre mesure, du système politique et du régime de change. Bien que la durée au pouvoir soit une nouvelle variable dans cette catégorie, elle était déjà bien située dans les résultats précédents. Cependant, comme dans les résultats précédents, les fonctions de densité cumulatives (CDF) agrégées pour cette variable ne dépassent pas 95%, notamment dans le modèle générique alors que c'est le cas pour les autres variables.

Tableau 1.3 – Déterminants structurels du solde budgétaire global

Variables	Coef. (Wgt Mean)	S.E. (Wgt Mean)	Pct(signif. $\neq 0$)	Modèle normal (N)		Modèle générique (G)	
				CDF($\beta \leq 0$)	CDF($\beta > 0$)	CDF($\beta \leq 0$)	CDF($\beta > 0$)
Chocs extérieurs	0.402	0.118	96.23	0.065	99.94	0.609	99.39
Instabilité des recettes publiques	-0.006	0.009	13.27	74.11	25.89	70.21	29.79
Croissance économique	0.100	0.162	0.569	27.18	72.82	30.73	69.27
<i>Développement financier</i>	<i>-0.040</i>	<i>0.013</i>	<i>91.57</i>	<i>99.88</i>	<i>0.120</i>	<i>99.13</i>	<i>0.872</i>
Taux d'inflation	0.007	0.017	10.84	34.30	65.70	35.49	64.51
<i>Log (PIB réel par tête)</i>	<i>1.047</i>	<i>0.358</i>	<i>78.40</i>	<i>0.199</i>	<i>99.80</i>	<i>4.490</i>	<i>95.51</i>
<i>Ancrage de la monnaie</i>	<i>0.965</i>	<i>0.427</i>	<i>70.32</i>	<i>1.231</i>	<i>98.77</i>	<i>3.643</i>	<i>96.36</i>
Dettes publiques (%PIB)	-0.053	0.010	100.0	100.0	0.000	100.0	0.000
Taux d'intérêt réel	-0.019	0.028	9.431	75.52	24.49	68.56	31.44
Croissance réelle des recettes	-0.002	0.021	2.249	54.09	45.91	55.26	44.74
<i>Ratio de dépendance de la population</i>	<i>-5.057</i>	<i>2.387</i>	<i>53.84</i>	<i>98.09</i>	<i>1.907</i>	<i>91.41</i>	<i>8.591</i>
<i>Taux d'urbanisation</i>	<i>0.031</i>	<i>0.016</i>	<i>49.04</i>	<i>3.250</i>	<i>96.75</i>	<i>7.717</i>	<i>92.28</i>
Stabilité politique	0.110	0.345	8.789	37.66	62.34	42.72	57.28
Efficacité gouvernementale	-0.368	0.443	24.32	79.22	20.79	66.95	33.05
Lutte contre la corruption	-0.050	0.442	7.422	54.40	45.60	53.70	46.30
Niveau de démocratie	-0.229	0.068	97.22	99.96	0.041	99.77	0.234
Présence de l'Etat dans l'économie	-0.402	0.310	9.644	90.03	9.968	87.38	12.62
Maîtrise des dépenses publiques	0.095	0.025	98.54	0.012	99.99	0.305	99.70
Fragmentation politique	-1.246	1.400	10.53	80.94	19.06	74.47	25.53
Occurrence des élections	-4.217	2.628	40.32	94.45	5.555	86.92	13.08
<i>Système politique</i>	<i>1.280</i>	<i>0.575</i>	<i>69.47</i>	<i>1.431</i>	<i>98.57</i>	<i>2.784</i>	<i>97.22</i>
<i>Durée au pouvoir</i>	<i>0.080</i>	<i>0.041</i>	<i>66.76</i>	<i>2.891</i>	<i>97.11</i>	<i>9.428</i>	<i>90.57</i>
Maturité politique	-0.006	0.007	1.957	78.32	21.68	73.39	26.61
Inégalité des revenus	0.031	0.038	6.299	20.88	79.12	25.92	74.08
Fragmentation ethnique	0.786	1.201	0.605	25.86	74.14	28.57	71.43
Part de l'économie informelle	0.033	0.025	19.82	10.07	89.93	15.43	84.57
Fragmentation religieuse	-0.501	1.279	0.000	64.98	35.02	62.50	37.50
SSA	2.335	0.953	75.28	0.783	99.22	4.476	95.52
ECA	1.885	1.060	51.92	3.884	96.12	9.097	90.90
MENA	1.386	1.470	7.824	17.68	82.32	22.95	77.05
EAP	2.546	1.029	78.61	0.706	99.29	2.739	97.26
LAC	1.843	0.950	54.09	2.742	97.26	7.576	92.42
Constante	-6.565	2.251	69.15	99.55	0.450	86.41	13.59

Notes : Les écarts-types reportés sont robustes à l'hétéroscédasticité. Le facteur d'inflation de la variance (VIF) est fixé à 5 pour éviter le problème de multicollinéarité. En gras apparaissent les variables très robustes, en gras et en italique les variables robustes et en italique les variables moyennement robustes.

Tableau 1.4 – Déterminants structurels du solde budgétaire global : exclusion mutuelle des variables fortement corrélées

Variables	Coef. (Wgt Mean)	S.E. (Wgt Mean)	Pct(signif. $\neq 0$)	Modèle normal (N)		Modèle générique (G)	
				CDF($\beta \leq 0$)	CDF($\beta > 0$)	CDF($\beta \leq 0$)	CDF($\beta > 0$)
Chocs extérieurs	0.402	0.118	95.84	0.068	99.93	0.647	99.35
Instabilité des recettes publiques	-0.006	0.010	13.79	73.29	26.71	69.32	30.68
Croissance économique	0.093	0.163	0.475	28.74	71.26	32.35	67.65
<i>Développement financier</i>	<i>-0.038</i>	<i>0.012</i>	<i>91.84</i>	<i>99.87</i>	<i>0.130</i>	<i>99.10</i>	<i>0.896</i>
Taux d'inflation	0.008	0.017	11.50	33.47	66.53	34.77	65.23
<i>Log (PIB réel par tête PPA)</i>	<i>0.948</i>	<i>0.331</i>	<i>79.32</i>	<i>0.226</i>	<i>99.77</i>	<i>4.955</i>	<i>95.05</i>
<i>Ancrage de la monnaie</i>	<i>0.946</i>	<i>0.427</i>	<i>67.79</i>	<i>1.388</i>	<i>98.61</i>	<i>3.956</i>	<i>96.04</i>
Dette publique (%PIB)	-0.053	0.010	100.0	100.0	0.000	100.0	0.000
Taux d'intérêt réel	-0.019	0.028	9.271	74.64	25.36	67.71	32.30
Croissance réelle des recettes	-0.003	0.020	2.391	55.32	44.68	56.36	43.64
<i>Ratio de dépendance de la population</i>	<i>-5.130</i>	<i>2.196</i>	<i>60.24</i>	<i>98.90</i>	<i>1.099</i>	<i>92.54</i>	<i>7.456</i>
<i>Taux d'urbanisation</i>	<i>0.033</i>	<i>0.016</i>	<i>59.57</i>	<i>1.766</i>	<i>98.23</i>	<i>5.260</i>	<i>94.74</i>
Stabilité politique	0.307	0.345	16.16	19.09	80.91	28.85	71.15
Efficacité gouvernementale	0.103	0.429	7.716	40.78	59.22	49.01	50.99
Lutte contre la corruption	0.262	0.429	4.588	27.45	72.55	36.21	63.79
Niveau de démocratie	-0.229	0.067	98.10	99.97	0.032	99.81	0.195
Présence de l'Etat dans l'économie	-0.394	0.307	10.14	89.72	10.28	86.90	13.10
Maîtrise des dépenses publiques	0.095	0.025	98.38	0.010	99.99	0.304	99.70
Fragmentation politique	-1.582	1.329	12.64	88.01	11.99	81.16	18.84
Occurrence des élections	-4.113	2.649	38.35	93.85	6.154	85.89	14.11
<i>Système politique</i>	<i>1.249</i>	<i>0.564</i>	<i>69.02</i>	<i>1.473</i>	<i>98.53</i>	<i>2.841</i>	<i>97.16</i>
<i>Durée au pouvoir</i>	<i>0.086</i>	<i>0.038</i>	<i>73.38</i>	<i>1.278</i>	<i>98.72</i>	<i>5.116</i>	<i>94.88</i>
Maturité politique	-0.006	0.007	1.783	77.74	22.26	72.77	27.23
Inégalité des revenus	0.031	0.037	6.854	20.37	79.63	25.59	74.41
Fragmentation ethnique	0.761	1.193	0.634	26.40	73.60	29.09	70.91
Part de l'économie informelle	0.031	0.025	17.38	10.78	89.22	15.96	84.04
Fragmentation religieuse	-0.474	1.260	0.000	64.40	35.60	61.93	38.07
SSA	2.197	0.930	72.52	0.988	99.01	5.014	94.99
ECA	1.931	1.047	56.48	3.375	96.63	8.693	91.31
MENA	1.391	1.467	8.726	17.60	82.40	23.19	76.81
EAP	2.534	1.015	79.06	0.658	99.34	2.789	97.21
LAC	1.873	0.931	58.19	2.310	97.69	7.175	92.83
Constante	-6.223	2.055	70.41	99.70	0.300	87.44	12.56

Notes : Les écarts-types reportés sont robustes à l'hétéroscédasticité. Le facteur d'inflation de la variance (VIF) est fixé à 5 pour éviter le problème de multicollinéarité. En gras apparaissent les variables très robustes, en gras et en italique les variables robustes et en italique les variables moyennement robustes.

En prolongement de l'analyse précédente, nous effectuons de nouvelles régressions en considérant deux variables comme sûres à savoir le ratio de la dette publique et la maîtrise des dépenses publiques. Ce sont les deux variables les plus significatives dans l'explication des déficits budgétaires. Ces deux variables sont donc incluses dans toutes les régressions. Les résultats de l'EBA correspondante sont présentés dans le tableau A-5. Ces résultats sont globalement cohérents avec les précédents. Seul le niveau de développement économique n'apparaît plus parmi les variables les plus significatives dans l'explication des déficits budgétaires. Par ailleurs, bien que la proportion des coefficients significativement différents de zéro ait légèrement baissé pour certaines variables comme la mesure des chocs extérieurs et la maîtrise des dépenses publiques, ces dernières restent parmi les variables les plus significatives.

1.5 Régressions en panel, endogénéité et méthode

1.5.1 Régressions en panel

Les régressions en coupe transversale sur la moyenne des variables sont assez courantes et souvent utilisées pour étudier les déterminants structurels des déficits budgétaires (voir, entre autres, Morrison, 1982 ; Roubini, 1991 ; Woo, 2003a). Cependant, cette approche peut être critiquée pour son incapacité à saisir les phénomènes cycliques et surtout pour les informations non révélées par les moyennes sur une longue période. Les régressions en panel surmontent cette faiblesse en introduisant une dimension temporelle dans l'analyse. Par conséquent, en guise d'analyse de sensibilité, nous effectuons des régressions en panel avec un échantillon constitué des 110 pays et 4 périodes où les données sont des moyennes des variables sur cinq ans pour chaque pays. Étant donné le nombre relativement important de pays, nous contrôlons l'hétérogénéité en introduisant des effets fixes régionaux et des effets fixes temporels dans toutes les régressions. Les résultats des régressions sont reportés dans le tableau 1.5.

L'introduction de la dimension temporelle avec des moyennes plus courtes ne remettent pas en cause les résultats précédents. En effet, les déterminants robustes du solde budgétaire dans l'analyse transversale — à savoir les chocs externes, le

développement financier, le niveau de démocratie, le taux d'endettement public et le contrôle des pouvoirs publics sur les dépenses publiques — sont identifiés comme tels dans les régressions en panel. De même, les déterminants modérément robustes tels que le niveau de développement économique et le régime politique restent modérément robustes dans l'analyse en panel, à l'exception du régime de taux de change fixe qui devient robuste avec un niveau de signification plus élevé. De plus, comme on pouvait s'y attendre, l'introduction de la dimension temporelle donne plus d'importance aux variables généralement associées aux cycles économiques telles que l'instabilité des recettes publiques, le taux de croissance économique et le taux d'urbanisation. Ces variables ainsi que le ratio de dépendance deviennent modérément robustes avec une proportion de significativité comprise entre 70% et 90%.

Tableau 1.5 – Déterminants du solde budgétaire : régressions en panel

Variables	Coef. (Wgt Mean)	S.E. (Wgt Mean)	Pct(signif. \neq 0)	Normal model (N)		Generic model (G)	
				CDF($\beta \leq 0$)	CDF($\beta > 0$)	CDF($\beta \leq 0$)	CDF($\beta > 0$)
External shocks	0.272	0.090	97.029	0.130	99.870	0.399	99.601
<i>Instability of public revenue</i>	<i>-0.025</i>	<i>0.012</i>	<i>71.791</i>	<i>97.685</i>	<i>2.315</i>	<i>88.328</i>	<i>11.672</i>
<i>Economic growth</i>	<i>0.174</i>	<i>0.073</i>	<i>75.238</i>	<i>0.866</i>	<i>99.134</i>	<i>2.570</i>	<i>97.430</i>
Financial development	-0.035	0.009	98.415	99.996	0.004	99.783	0.217
Inflation rate	0.000	0.015	18.899	51.005	48.995	62.316	37.684
<i>Log (real GDP per capita)</i>	<i>1.056</i>	<i>0.289</i>	<i>85.106</i>	<i>0.015</i>	<i>99.985</i>	<i>1.589</i>	<i>98.411</i>
Pegged currency	1.085	0.346	93.582	0.088	99.912	0.741	99.259
Public debt (% GDP)	-0.042	0.007	100.000	100.000	0.000	99.999	0.001
Real interest rate	-0.033	0.019	39.739	95.851	4.149	92.607	7.393
Real revenue growth	0.037	0.018	42.452	2.326	97.674	6.610	93.390
<i>Dependency ratio</i>	<i>-5.118</i>	<i>1.636</i>	<i>74.269</i>	<i>99.903</i>	<i>0.097</i>	<i>96.199</i>	<i>3.801</i>
<i>Urbanization rate</i>	<i>0.037</i>	<i>0.013</i>	<i>88.431</i>	<i>0.224</i>	<i>99.776</i>	<i>1.076</i>	<i>98.924</i>
Political stability	0.468	0.243	51.995	2.778	97.222	13.543	86.457
Government effectiveness	0.116	0.336	19.213	36.673	63.327	44.195	55.805
Corruption control	0.333	0.327	22.540	15.576	84.424	26.971	73.029
Level of democracy	-0.196	0.049	98.352	99.997	0.003	99.849	0.151
Size of Government	-0.163	0.220	0.000	76.943	23.057	75.285	24.715
Gov. control over expenditures	0.048	0.011	99.326	0.000	100.000	0.037	99.963
Political fragmentation	-1.700	1.032	38.212	94.912	5.088	87.151	12.849
Election occurrence	-1.932	1.371	25.317	92.016	7.984	85.426	14.574
<i>Political system</i>	<i>1.158</i>	<i>0.441</i>	<i>76.941</i>	<i>0.451</i>	<i>99.549</i>	<i>2.416</i>	<i>97.584</i>
Years in office of the chief executive	0.070	0.036	57.992	2.776	97.224	4.566	95.434
Average age of political parties	-0.005	0.006	3.328	79.263	20.737	74.717	25.283
Income inequality	0.051	0.030	35.380	4.378	95.622	6.599	93.401
Ethnic fragmentation	0.744	0.933	2.219	21.328	78.672	25.717	74.283
Share of the informal sector	0.026	0.019	29.580	8.142	91.858	16.271	83.729
Religious fragmentation	-0.286	0.938	2.179	61.886	38.114	58.233	41.767
SSA	2.339	0.755	89.613	0.103	99.897	1.424	98.576
ECA	2.720	0.758	99.353	0.018	99.982	0.162	99.838
MENA	2.421	0.812	91.104	0.149	99.851	1.038	98.962
EAP	1.992	1.151	40.646	4.323	95.677	10.046	89.954
LAC	2.995	0.870	99.400	0.030	99.970	0.202	99.798
Constant	-7.487	1.444	90.946	100.000	0.000	96.628	3.372

Notes : The variance inflation factor (VIF) is set at 5 to avoid the multicollinearity problem. Robust variables are shown in bold, moderately robust variables in bold and italics. All regressions include region fixed effects and time fixed effects.

1.5.2 Déterminants robustes du solde primaire

Le solde primaire correspond au solde budgétaire global hors paiement des intérêts de la dette publique. Il est souvent utilisé pour tester la viabilité de la politique budgétaire car il reflète la capacité d'un État à honorer ses obligations sans contracter de nouvelles dettes. En faisant abstraction du poids de la dette publique, le solde primaire est révélateur de l'équilibre budgétaire réel d'un pays et donne une image plus claire de sa gestion budgétaire. Ainsi, si le ratio de la dette publique a joué un rôle de premier plan parmi les déterminants structurels des déficits budgétaires en raison des intérêts de la dette, on s'attend à une faible influence voire une influence nulle de la dette publique sur le solde primaire. Nous procédons à la même analyse EBA que précédemment avec pour variable dépendante le solde primaire. Les données sur le solde primaire proviennent de la base de données du FMI.

Les résultats de l'EBA sur le solde budgétaire primaire sont présentés dans le tableau 1.6. Comme prévu, le niveau de la dette publique n'a aucune influence sur les déficits primaires. Les chocs externes, le développement financier et le contrôle exercé par les pouvoirs publics sur les dépenses semblent être les déterminants solides du solde budgétaire primaire dans les pays émergents et en développement. D'autres déterminants précédemment identifiés comme l'instabilité des recettes publiques, le niveau de développement, le taux de dépendance, le niveau de démocratie et le taux d'urbanisation jouent également un rôle important dans l'explication des déficits primaires.

Tableau 1.6 – Déterminants du solde budgétaire primaire : régressions en panel

Variables	Coef. (Wgt Mean)	S.E. (Wgt Mean)	Pct(signif. $\neq 0$)	Normal model (N)		Generic model (G)	
				CDF($\beta \leq 0$)	CDF($\beta > 0$)	CDF($\beta \leq 0$)	CDF($\beta > 0$)
External shocks	0.291	0.081	98.019	0.021	99.979	0.229	99.771
<i>Instability of public revenue</i>	<i>-0.032</i>	<i>0.014</i>	<i>80.349</i>	<i>98.937</i>	<i>1.063</i>	<i>98.146</i>	<i>1.854</i>
Economic growth	0.066	0.075	2.853	18.949	81.051	22.699	77.301
Financial development	-0.026	0.008	91.521	99.902	0.098	99.095	0.905
Inflation rate	0.017	0.010	19.651	7.964	92.036	25.696	74.304
<i>Log (real GDP per capita)</i>	<i>1.044</i>	<i>0.301</i>	<i>88.231</i>	<i>0.028</i>	<i>99.972</i>	<i>1.034</i>	<i>98.966</i>
Pegged currency	0.439	0.354	12.480	10.810	89.190	15.128	84.872
Public debt (% GDP)	0.000	0.007	0.119	48.247	51.753	49.822	50.178
Real interest rate	-0.007	0.019	0.000	64.775	35.225	63.049	36.951
Real revenue growth	0.027	0.015	14.816	4.480	95.520	9.794	90.206
<i>Dependency ratio</i>	<i>-4.483</i>	<i>1.621</i>	<i>77.992</i>	<i>99.704</i>	<i>0.296</i>	<i>96.016</i>	<i>3.984</i>
<i>Urbanization rate</i>	<i>0.041</i>	<i>0.013</i>	<i>85.971</i>	<i>0.118</i>	<i>99.882</i>	<i>1.599</i>	<i>98.401</i>
Political stability	0.106	0.246	1.396	33.423	66.577	35.836	64.164
Government effectiveness	0.152	0.344	3.318	33.068	66.932	38.420	61.580
Corruption control	0.021	0.338	4.322	47.581	52.419	46.972	53.028
<i>Level of democracy</i>	<i>-0.125</i>	<i>0.049</i>	<i>82.168</i>	<i>99.425</i>	<i>0.575</i>	<i>97.570</i>	<i>2.430</i>
Size of Government	0.252	0.222	3.764	12.814	87.186	14.311	85.689
Gov. control over expenditures	0.040	0.010	99.089	0.003	99.997	0.063	99.937
Political fragmentation	-0.444	1.009	0.849	66.904	33.096	64.563	35.437
Election occurrence	-1.804	1.318	18.265	91.395	8.605	86.544	13.456
Political system	0.448	0.477	5.071	17.423	82.577	21.611	78.389
Years in office of the chief executive	0.048	0.037	7.243	10.070	89.930	12.260	87.740
Average age of political parties	0.004	0.007	0.000	29.129	70.871	31.471	68.529
Income inequality	0.004	0.033	0.000	45.430	54.570	45.632	54.368
Ethnic fragmentation	1.203	0.906	16.442	9.260	90.740	13.827	86.173
Share of the informal sector	0.035	0.019	36.644	3.250	96.750	7.683	92.317
Religious fragmentation	1.107	0.819	20.206	8.897	91.103	13.633	86.367
SSA	0.804	0.700	14.882	12.639	87.361	19.144	80.856
ECA	1.196	0.729	40.064	5.106	94.894	9.641	90.359
MENA	1.688	0.997	45.561	4.618	95.382	12.136	87.864
EAP	1.426	0.824	41.467	4.227	95.773	8.649	91.351
LAC	1.715	0.708	80.723	0.814	99.186	4.538	95.462
Constant	-5.237	1.427	88.387	99.952	0.048	94.677	5.323

Notes : Les écarts-types reportés sont robustes à l'hétéroscédasticité. Le facteur d'inflation de la variance (VIF) est fixé à 5 pour éviter le problème de multicolinéarité. En gras apparaissent les variables très robustes, en gras et en italique les variables robustes et en italique les variables moyennement robustes.

1.5.3 La question de l'endogénéité

L'endogénéité est une question récurrente lorsqu'il s'agit d'analyser les relations entre les variables économiques mais pas seulement. Cette question peut se poser dans le contexte de notre analyse étant donné les relations causales bidirectionnelles possibles entre l'équilibre budgétaire et plusieurs de ses déterminants tels que la croissance économique, la dette publique, le niveau de développement, le régime de change et le niveau de démocratie. Cependant, il semble difficile, voire impossible, de répondre adéquatement à cette question dans cette étude étant donné le nombre relativement élevé de variables explicatives. Il est presque impossible de trouver des instruments économiquement pertinents pour toutes les variables endogènes potentielles et de résoudre techniquement ce problème avec la méthode des moindres carrés en deux étapes (2SLS). De plus, l'utilisation de techniques économétriques telles que la méthode des moments généralisés (GMM) induirait inexorablement des problèmes de prolifération des instruments et d'explosion des paramètres à estimer.

En résumé, bien que la question de l'endogénéité soit importante, l'intérêt de ce chapitre n'est pas de traiter cette question mais plutôt de mettre en évidence les variables liées de manière robuste aux déficits budgétaires à partir d'un grand nombre de déterminants potentiels déjà utilisés dans les études précédentes. Fondamentalement, les études dont l'objectif est similaire au nôtre et qui reposent sur un large éventail de déterminants potentiels ne traitent pas du problème de l'endogénéité même si son importance n'est pas négligée (voir entre autres, [Woo, 2003a](#) ; [Ghosh et Yamarik, 2004](#) ; [Serra, 2006](#) ; [Gassebner et al., 2016](#) ; [Bruns et Poghosyan, 2018](#)). Cependant, pour contrôler l'endogénéité dans une certaine mesure, nous effectuons des régressions en panel avec des variables explicatives retardées de 5 ans. Les résultats reportés dans le tableau 1.7 sont globalement cohérents avec les précédents. Tous les déterminants robustes demeurent, à l'exception de la dette publique. En outre, le niveau d'importance du contrôle gouvernemental sur les dépenses est réduit, ce qui montre que la rigueur dans la gestion des dépenses publiques doit être permanente. Cependant, l'importance du régime de taux de change fixe devient plus grande, ce qui traduit le rôle du régime de change dans les ajustements cycliques.

Tableau 1.7 – Déterminants du solde budgétaire : variables explicatives décalées

Variables	Coef. (Wgt Mean)	S.E. (Wgt Mean)	Pct(signif. ≠ 0)	Normal model (N)		Generic model (G)	
				CDF($\beta \leq 0$)	CDF($\beta > 0$)	CDF($\beta \leq 0$)	CDF($\beta > 0$)
External shocks	0.248	0.091	89.893	0.396	99.604	0.910	99.090
Instability of public revenue	-0.021	0.014	21.495	92.363	7.637	86.785	13.215
Economic growth	0.126	0.129	3.345	16.697	83.303	18.564	81.436
Financial development	-0.032	0.010	89.751	99.935	0.065	98.928	1.072
Inflation rate	0.008	0.012	7.505	28.418	71.582	37.612	62.388
Log (real GDP per capita)	1.020	0.393	67.438	0.538	99.462	6.513	93.487
Pegged currency	1.242	0.415	93.915	0.140	99.860	0.688	99.312
Public debt (% GDP)	-0.012	0.009	22.171	91.268	8.732	87.670	12.330
Real interest rate	-0.032	0.020	32.064	94.045	5.955	90.987	9.013
Real revenue growth	0.010	0.014	2.313	26.915	73.085	28.770	71.230
Dependency ratio	-4.406	2.029	54.840	98.396	1.604	91.474	8.526
Urbanization rate	0.045	0.017	84.093	0.356	99.644	1.497	98.503
Political stability	-0.063	0.300	16.113	58.226	41.774	54.767	45.233
Government effectiveness	-0.492	0.451	27.979	85.785	14.215	72.065	27.935
Corruption control	-0.185	0.399	19.092	67.664	32.336	59.273	40.727
Level of democracy	-0.190	0.059	95.996	99.924	0.076	99.473	0.527
Size of Government	-0.094	0.260	0.000	64.140	35.860	63.089	36.911
Gov. control over expenditures	0.027	0.012	75.125	1.540	98.460	2.612	97.388
Political fragmentation	-1.518	1.274	11.922	88.217	11.783	80.604	19.396
Election occurrence	-2.674	1.706	41.423	94.101	5.899	85.946	14.054
Political system	1.127	0.518	62.028	1.518	98.482	5.372	94.628
Years in office of the chief executive	0.037	0.049	2.028	22.595	77.405	26.312	73.688
Average age of political parties	-0.004	0.007	0.142	72.720	27.280	70.214	29.786
Income inequality	0.050	0.038	2.135	9.915	90.085	11.870	88.130
Ethnic fragmentation	0.389	1.127	0.463	36.524	63.476	38.671	61.329
Share of the informal sector	0.034	0.022	32.776	6.473	93.527	13.401	86.599
Religious fragmentation	-0.891	1.059	1.851	79.920	20.080	76.301	23.699
SSA	2.889	0.868	98.548	0.046	99.954	0.264	99.736
ECA	2.743	0.911	88.703	0.134	99.866	1.132	98.868
MENA	1.180	1.311	20.986	18.551	81.449	27.198	72.802
EAP	3.354	1.008	99.513	0.047	99.953	0.191	99.809
LAC	2.239	0.884	74.290	0.589	99.411	4.203	95.797
Constant	-8.093	1.897	88.530	99.989	0.011	96.419	3.581

Les écarts-types reportés sont robustes à l'hétéroscédasticité. Le facteur d'inflation de la variance (VIF) est fixé à 5 pour éviter le problème de multicolinéarité. En gras apparaissent les variables très robustes, en gras et en italique les variables robustes et en italique les variables moyennement robustes.

1.5.4 Méthode alternative : l’approche “Bayesian Model Averaging” (BMA)

Outre l’approche EBA, la littérature a recours à d’autres méthodes pour traiter de l’incertitude du modèle. L’une de ces méthodes les plus utilisées est la procédure des statistiques bayésiennes. Cette méthode a été proposée par [Fernández et al. \(2001b\)](#) dans le cadre des régressions de croissance entre pays après l’approche EBA suggérée par [Sala-I-Martin \(1997\)](#) dans le même contexte. L’approche bayésienne proposée par ces auteurs permet de traiter le problème de l’incertitude du modèle dans un cadre statistique plus formel. Elle permet de traiter à la fois l’incertitude du modèle et celle des paramètres. Contrairement à l’approche EBA, la démarche BMA proposée par [Fernández et al. \(2001b\)](#) ne recommande pas de sélectionner un sous-ensemble de régresseurs. Les auteurs utilisent le modèle bayésien, où toutes les inférences sont moyennées sur des modèles, en utilisant comme poids les probabilités correspondantes du modèle a posteriori.

Nous utilisons donc cette approche comme test de robustesse dans notre analyse des déterminants robustes du solde budgétaire. En considérant les 27 déterminants potentiels du solde budgétaire (hors effets fixes régionaux), la mise en œuvre de l’approche BMA équivaut à l’estimation de plus de 130 millions de modèles différents (plus précisément $2^{27} = 134, 217, 728$ modèles). Comme [Fernández et al. \(2001b\)](#) et [Gnimassoun \(2015\)](#), nous utilisons la méthode de calcul du modèle de Monte Carlo par chaîne de Markov (MC^3) pour résoudre le problème numérique. De plus, comme eux, nous choisissons une loi a priori uniforme qui est le choix populaire pour représenter le manque de connaissances préalables.³ Les résultats de l’approche BMA sur les déterminants du solde budgétaire sont présentés dans le tableau 1.8. L’importance des variables dans l’explication du solde budgétaire est donnée dans la colonne “PIP”, qui représente les probabilités d’inclusion a posteriori (PIP), c’est-à-dire la somme des probabilités a posteriori de tous modèles dans lesquels une variable a été incluse. Dans une large mesure, ces résultats confirment les résultats précédents, notamment en ce qui concerne les déterminants les plus robustes du solde budgétaire. En effet, les cinq déterminants les plus robustes du solde budgétaire identifiés précédemment,

3. Voir aussi [Fernández et al. \(2001a\)](#) pour plus de détails sur cette question.

à savoir les chocs extérieurs, le développement financier, le taux d'endettement public, le niveau de la démocratie et le contrôle gouvernemental sur les dépenses sont également les plus importants selon l'approche BMA, ces variables montrent une PIP approximativement égale ou supérieure à 90%. Le ratio de dépendance avec une PIP d'environ 90% rejoint ce groupe de déterminants les plus robustes même si son niveau de significativité était plus faible avec l'approche EBA. Cependant, il est important de noter que les variables secondaires dans l'ordre de robustesse dans l'approche EBA telles que le régime de change, le niveau de développement et le système politique apparaissent moins importantes avec l'approche BMA. Leur PIP n'est que d'environ 10%. Globalement, nous constatons aussi que les coefficients associés aux variables les plus robustes sont inférieurs à ceux de l'approche EBA.

Tableau 1.8 – Les déterminants de l'équilibre budgétaire : approche BMA

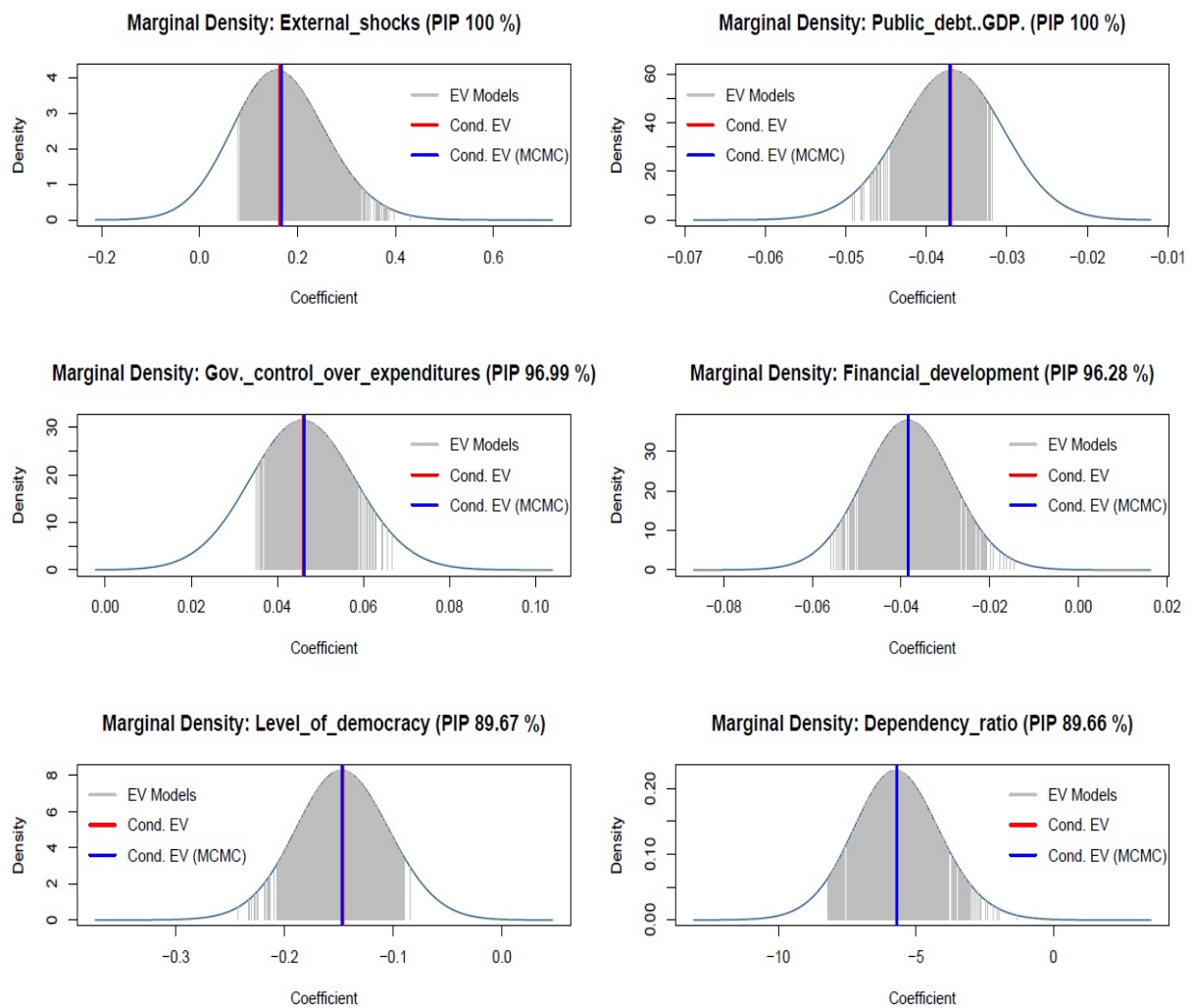
Variabes	PIP	Post Mean	Post SD	Cond.Pos.Sign
External shocks	1.000	0.164	0.097	1.000
Public debt (% GDP)	1.000	-0.037	0.007	0.000
Gov. control over expenditures	0.970	0.045	0.015	1.000
Financial development	0.963	-0.037	0.012	0.000
Level of democracy	0.897	-0.131	0.061	0.000
Dependency ratio	0.896	-5.104	2.315	0.000
Election occurrence	0.522	-2.616	2.868	0.000
Urbanization rate	0.246	0.007	0.014	1.000
Log (real GDP per capita)	0.110	-0.033	0.111	0.002
Political system	0.102	0.075	0.264	0.999
Currency anchoring	0.096	0.058	0.213	1.000
Years in office of the chief exec.	0.093	-0.005	0.020	0.003
Economic growth	0.076	-0.010	0.042	0.000
Ethnic fragmentation	0.068	0.067	0.310	1.000
Size of shadow economy	0.067	0.001	0.006	1.000
Income inequality	0.043	0.001	0.005	0.981
Instability of gov. revenues	0.041	0.000	0.003	0.999
Political fragmentation	0.032	0.022	0.215	0.937
Religious fragmentation	0.028	0.012	0.151	0.978
Political stability	0.026	-0.003	0.047	0.086
Size of Government	0.026	0.001	0.015	0.905
Corruption control	0.025	0.003	0.060	0.826
Government effectiveness	0.025	0.000	0.071	0.524
Average age of political parties	0.025	0.000	0.002	0.004
Real growth of gov. revenues	0.025	0.000	0.003	0.422
Inflation rate	0.025	0.000	0.003	0.510
Real interest rate	0.022	0.000	0.004	0.650
SSA	1.000	2.565	0.917	1.000
ECA	1.000	1.204	0.904	1.000
MENA	1.000	1.298	1.014	0.997
EAP	1.000	2.242	0.947	1.000
LAC	1.000	1.856	0.884	1.000

Notes : Ce tableau reproduit les régressions transversales du tableau 1.3. Les effets fixes régionaux sont inclus dans toutes les régressions. Les résultats sont basés sur 1 000 000 de tirages et 1 000 000 d'itérations. Pour chaque simulation, nous utilisons une loi a priori uniforme. Il s'agit d'un choix standard en l'absence d'informations préalables (voir Fernández et al., 2001b). La corrélation entre le nombre d'itérations et les probabilités analytiques du modèle à postériori pour les 2000 meilleurs modèles est de 0.9998.

De plus, comme le montre la figure 1.3, les signes des déterminants les plus robustes de l'approche BMA sont cohérents avec ceux de l'approche EBA. Par exemple, le contrôle des dépenses publiques est clairement lié de manière positive au solde budgétaire, 97% de la masse de ses coefficients a postériori étant compris entre 0,035 et 0,065 avec une moyenne estimée à 0,045. En résumé, les déterminants les

plus robustes du solde budgétaire sont les mêmes quelle que soit l'approche utilisée — EBA ou BMA —, à l'exception du ratio de dépendance qui apparaît robuste avec l'approche BMA et ne l'est pas avec l'EBA. Les mêmes résultats sont obtenus pour les déterminants du solde budgétaire structurel (voir le tableau A-3 en annexe).

FIGURE 1.3 – Les densités des coefficients a posteriori



Notes : “EV” indique la valeur attendu, “Cond. EV” représente le coefficient attendu basé sur les probabilités analytiques du modèle a posteriori et “Cond. EV (MCMC)” désigne le coefficient conditionnel attendu du MCMC. “Cond. EV” et “Cond. EV (MCMC)” coïncident dans la plupart des cas.

1.6 Conclusion

La politique budgétaire est un instrument clé de la politique et de la santé économique des nations. Les pays en développement et les économies émergentes sont souvent confrontés à une instabilité dans la gestion de leurs finances publiques en raison notamment de leur forte sensibilité aux chocs exogènes mais aussi du fait de leurs choix de politique économique souvent controversés. Dans les années 80 et 90, plusieurs de ces pays ont connu des déficits budgétaires excessifs avec un niveau d'endettement devenu insoutenable. Cette situation a conduit à la mise en place des programmes d'ajustement structurel, accompagnés ensuite de l'initiative "*pays pauvres très endettés*" en vue de l'annulation de toute ou partie de la dette extérieure de ces pays.

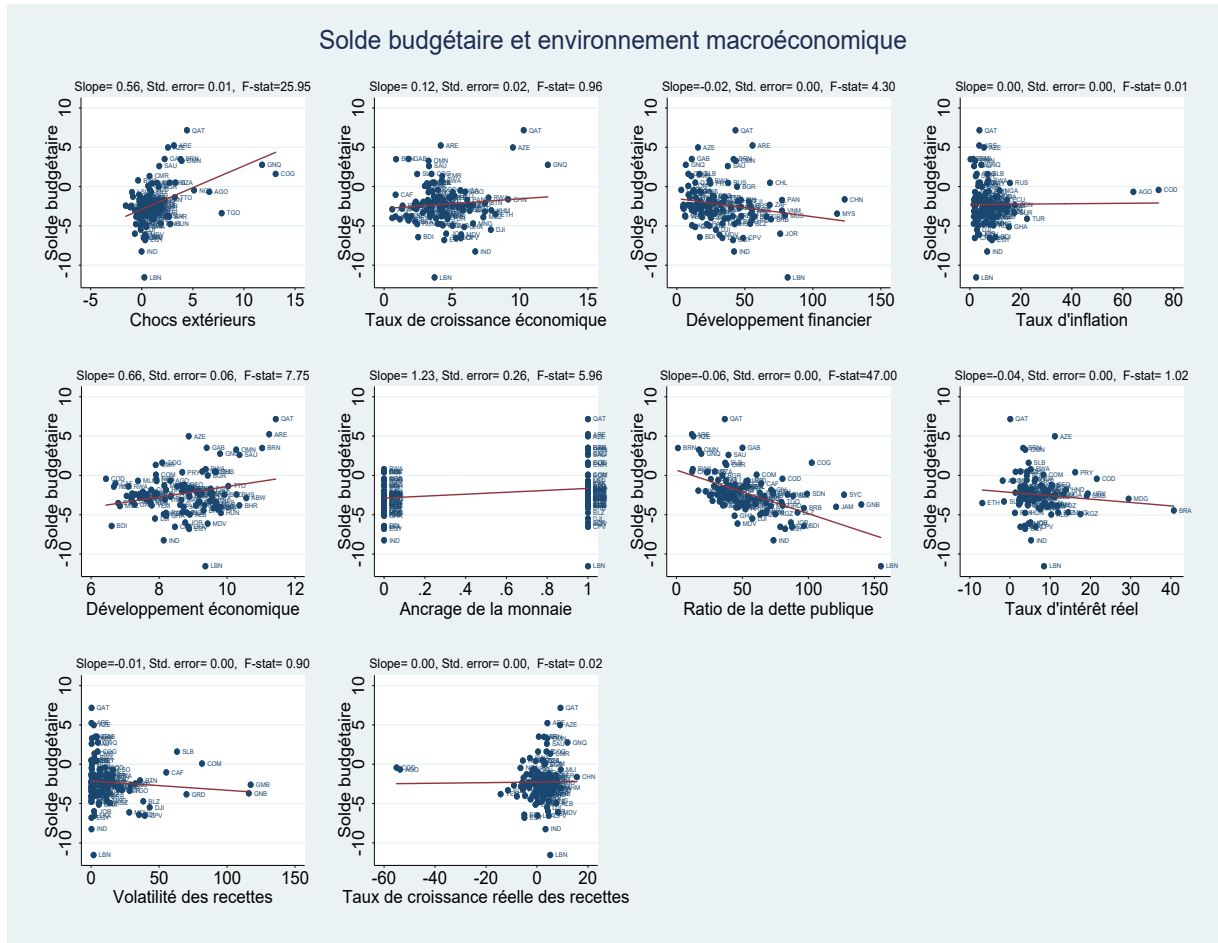
L'objectif de cette étude est d'étudier les déterminants structurels des déficits budgétaires dans les pays émergents et en développement. La littérature met en évidence un ensemble relativement important de déterminants potentiels. Cette multitude de variables explicatives potentielles combinées à l'absence d'un modèle théorique "complet" du solde budgétaire pose la question de l'incertitude du modèle. Pour répondre à cette préoccupation, nous utilisons la méthode *Extreme Bound Analysis (EBA)* développée par [Sala-I-Martin \(1997\)](#). Cette méthode permet d'identifier les déterminants structurels les plus robustes des déficits budgétaires en partant d'un grand nombre de déterminants potentiels et en effectuant des milliers de régressions alternatives. Notre échantillon est composé de 110 pays émergents et en développement sur deux décennies (1998-2017).

Nos résultats montrent que les principaux déterminants structurels des déficits publics sont les chocs extérieurs négatifs, le taux d'endettement public, le développement financier, le niveau de la démocratie et le manque de contrôle des dépenses publiques. Les déficits publics augmentent considérablement avec des chocs extérieurs négatifs, le taux d'endettement public, le développement financier et le niveau de démocratie. Les pays dans lesquels les gouvernements contrôlent mieux les dépenses ont moins de déficits budgétaires. En outre, nous constatons que les pays avec un niveau de développement plus élevé et un régime de change fixe ont moins

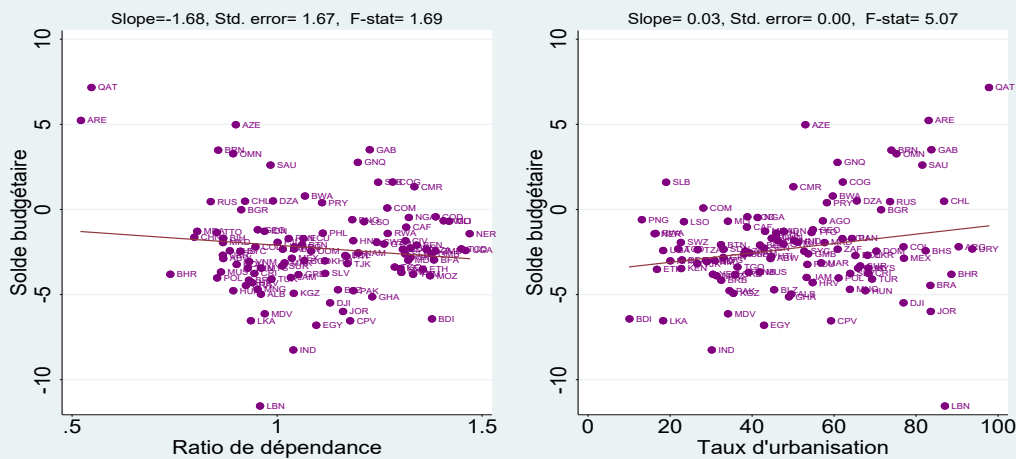
de déficits budgétaires structurels. L'importance des chocs extérieurs dans toutes les estimations plaide pour une diversification des économies des pays en développement afin d'atténuer l'impact de ces chocs, notamment dans les pays dont les finances publiques sont fortement tributaires des revenus du commerce extérieur.

Annexe

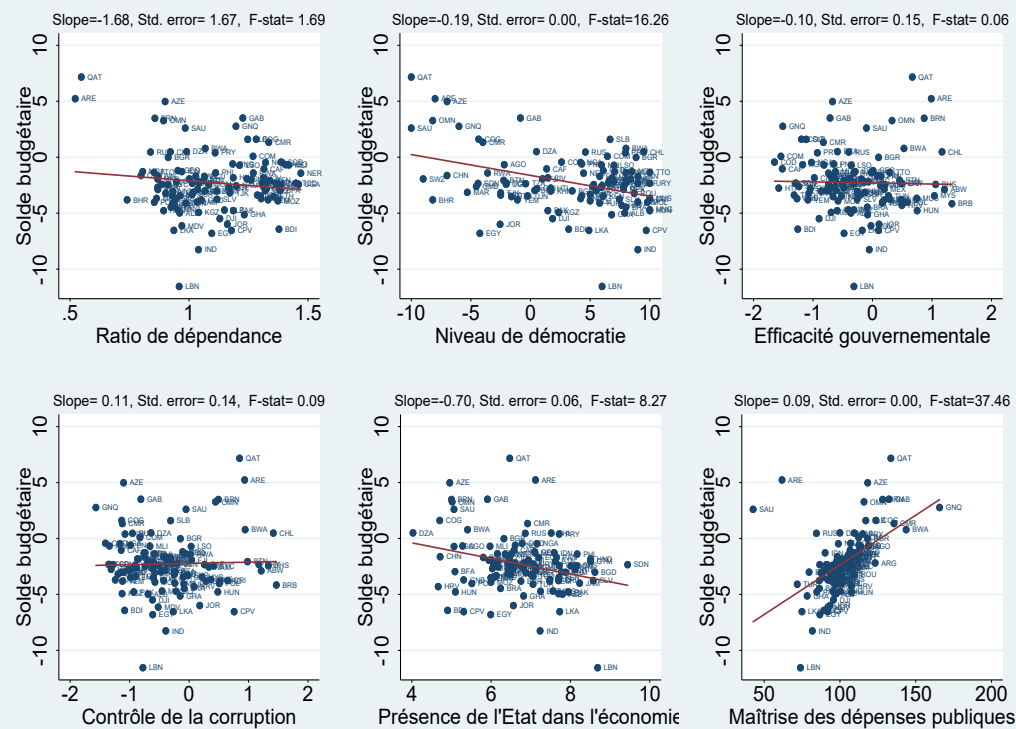
FIGURE A-1 – Relation entre le solde budgétaire et ses déterminants potentiels



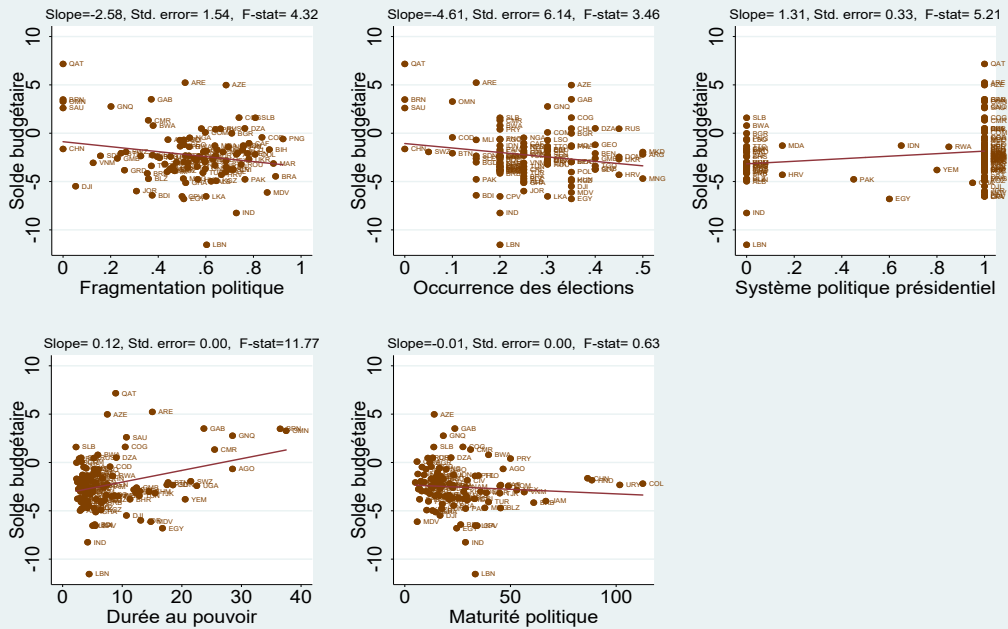
Solde budgétaire et facteurs démographiques



Solde budgétaire et qualité institutionnelle



Solde budgétaire et pressions politiques



Solde budgétaire, polarisation et fragmentation sociales

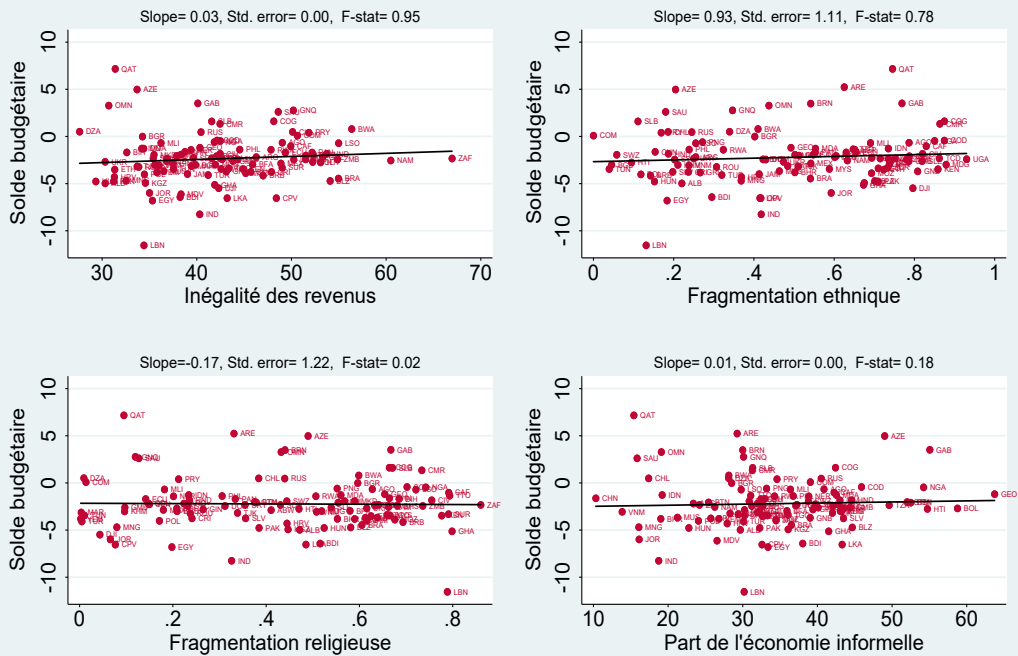


Tableau A-1 – Corrélations transversales

65

Variables	Chocs extérieurs	Instabilité recettes	Croissance économique	Dév. financier	Taux d'inflation	Log (PIB/tête)	Ancrage de monnaie	Ratio dette pub.	Taux d'intérêt réel	Croissance recettes	Ratio dépendance	Taux d'urbanisation	Stabilité politique	Efficacité gouv.	Corruption	Démocratie	Présence Etat	Maîtrise des dépenses	Frag. politique	Occurrence élections	Système politique	Durée au pouvoir	Maturité politique	Inégalité revenu	Frag. ethnique	Part informelle	Frag. religieuse	
Chocs extérieurs	1.00																											
Instabilité recettes	-0.14	1.00																										
Croissance économique	0.16	-0.14	1.00																									
Dév. financier	-0.14	-0.22	-0.02	1.00																								
Taux d'inflation	0.08	-0.09	0.06	-0.28	1.00																							
Log (PIB réel/tête)	0.17	-0.29	-0.17	0.52	-0.23	1.00																						
Ancrage de monnaie	0.19	0.18	0.04	0.16	-0.34	0.08	1.00																					
Ratio dette pub.	-0.14	0.36	-0.15	-0.03	0.07	-0.28	-0.09	1.00																				
Taux d'intérêt réel	-0.19	0.08	-0.14	-0.10	0.10	-0.12	-0.21	0.14	1.00																			
Croissance recettes	-0.05	0.08	0.21	0.27	-0.93	0.16	0.34	-0.10	-0.13	1.00																		
Ratio de dépendance	0.01	0.29	0.08	-0.61	0.23	-0.83	-0.03	0.23	0.05	-0.21	1.00																	
Taux urbanisation	0.21	-0.26	-0.18	0.37	-0.08	0.73	0.02	-0.14	0.08	0.02	-0.58	1.00																
Stabilité politique	0.03	0.08	-0.09	0.39	-0.32	0.58	0.20	-0.16	0.02	0.27	-0.45	0.35	1.00															
Efficacité gouv.	-0.16	-0.28	-0.16	0.67	-0.31	0.75	-0.02	-0.15	-0.11	0.22	-0.69	0.47	0.67	1.00														
Lutte corruption	-0.16	-0.07	-0.19	0.53	-0.29	0.63	0.08	-0.09	-0.05	0.19	-0.55	0.39	0.76	0.89	1.00													
Niveau de démocratie	-0.33	-0.06	-0.35	0.09	0.01	0.01	-0.34	0.06	0.19	-0.06	-0.07	0.05	0.18	0.21	0.17	1.00												
Présence de l'Etat	-0.26	-0.07	-0.02	0.00	0.04	-0.09	-0.21	0.12	0.28	-0.01	0.02	-0.06	-0.19	-0.07	-0.13	0.24	1.00											
Maîtrise des dépenses	0.39	-0.01	0.12	-0.22	-0.00	0.06	0.15	-0.25	-0.12	0.01	0.09	0.05	0.23	-0.10	-0.04	-0.01	-0.28	1.00										
Frag. politique	-0.14	-0.11	-0.28	-0.17	0.14	-0.15	-0.26	0.03	0.20	-0.17	0.03	-0.06	-0.27	-0.16	-0.22	0.56	0.14	-0.05	1.00									
Occurrence élections	0.06	0.11	-0.15	-0.21	-0.09	-0.08	-0.15	0.05	0.10	0.06	0.00	0.10	-0.01	-0.15	-0.20	0.37	-0.01	0.10	0.43	1.00								
Système politique	0.18	0.04	0.11	-0.39	0.09	-0.17	-0.03	-0.07	0.20	-0.07	0.31	0.12	-0.18	-0.27	-0.22	-0.25	-0.02	0.04	-0.01	0.08	1.00							
Durée au pouvoir	0.34	-0.05	0.17	-0.15	0.09	0.10	0.22	-0.16	-0.15	-0.10	0.14	0.01	0.03	-0.07	-0.09	-0.70	-0.24	0.27	-0.52	-0.30	0.29	1.00						
Maturité politique	-0.08	-0.18	-0.04	0.31	0.00	0.20	-0.05	0.10	0.05	-0.01	-0.18	0.23	0.06	0.25	0.19	0.11	0.09	-0.09	-0.16	-0.26	-0.13	-0.09	1.00					
Inégalité revenus	0.08	0.11	-0.17	0.00	0.03	-0.00	0.08	-0.11	0.20	-0.10	0.23	0.08	0.13	0.02	0.14	0.18	0.10	0.07	0.02	-0.10	0.16	-0.12	0.24	1.00				
Frag. ethnique	0.12	0.07	0.11	-0.32	0.18	-0.37	0.02	0.08	0.05	-0.16	0.43	-0.11	-0.24	-0.27	-0.25	-0.14	-0.04	0.06	-0.01	-0.02	0.26	0.19	-0.21	0.04	1.00			
Part informelle	-0.00	0.19	-0.11	-0.48	0.17	-0.45	-0.06	0.10	0.26	-0.19	0.47	-0.25	-0.32	-0.50	-0.44	0.07	0.14	0.08	0.27	0.26	0.31	-0.07	-0.19	0.18	0.27	1.00		
Frag. religieuse	0.03	-0.02	-0.14	0.03	0.11	-0.16	0.02	0.11	0.01	-0.13	0.13	-0.22	-0.01	-0.02	-0.02	0.07	-0.10	0.09	0.05	-0.05	-0.32	-0.07	-0.09	0.15	0.33	0.20	1.00	

Notes : Les cases en couleur verte sont celles des couples de variables pour lesquels les coefficients de corrélations sont supérieurs à 0,5.

Tableau A-2 – Estimation de la fonction de production

Variables	Production réelle
Stock de capital réel	0.781*** (0.013)
Nombre d'emplois	0.219*** (0.013)
Niveau de technologie (Internet)	0.062*** (0.010)
Constant	1.081*** (0.124)
Observations	1,818
R-squared	0.958

Note : Les écart-types entre parenthèses sont robustes à l'hétéroscédasticité.

Tableau A-3 – Déterminants du solde budgétaire structurel : approche BMA

Variabes	PIP	Post Mean	Post SD	Cond.Pos.Sign
External shocks	1.000	0.136	0.093	1.000
Public debt (% GDP)	1.000	-0.035	0.007	0.000
Level of democracy	0.971	-0.156	0.050	0.000
Gov. control over expenditures	0.929	0.040	0.016	1.000
Dependency ratio	0.918	-5.548	2.312	0.000
Financial development	0.912	-0.032	0.014	0.000
Election occurrence	0.331	-1.443	2.325	0.000
Urbanization rate	0.310	0.009	0.016	1.000
Political system	0.184	0.167	0.403	1.000
Ethnic fragmentation	0.103	0.123	0.428	1.000
Years in office of the chief exec.	0.074	-0.004	0.017	0.009
Size of shadow economy	0.072	0.002	0.007	1.000
Size of Government	0.067	0.008	0.039	0.999
Currency anchoring	0.060	0.030	0.150	0.997
Economic growth	0.051	-0.005	0.031	0.000
Income inequality	0.040	0.001	0.004	0.970
Log (real GDP per capita)	0.037	0.005	0.100	0.649
Political stability	0.034	-0.007	0.063	0.043
Real growth of gov. revenues	0.026	0.000	0.003	0.157
Government effectiveness	0.026	-0.001	0.072	0.548
Political fragmentation	0.026	0.009	0.171	0.792
Inflation rate	0.025	0.000	0.003	0.706
Instability of gov. revenues	0.025	0.000	0.002	0.439
Religious fragmentation	0.025	0.000	0.134	0.616
Corruption control	0.025	0.000	0.057	0.577
Average age of political parties	0.024	0.000	0.001	0.015
Real interest rate	0.023	0.000	0.004	0.736
SSA	1.000	2.737	0.914	1.000
ECA	1.000	1.137	0.882	1.000
MENA	1.000	0.933	1.032	0.958
EAP	1.000	1.805	0.978	1.000
LAC	1.000	1.853	0.895	1.000

Notes : Ce tableau reproduit les régressions transversales du tableau 1.2. Les effets fixes régionaux sont inclus dans toutes les régressions. Les résultats sont basés sur 1 000 000 de tirages et 1 000 000 d'itérations. Pour chaque simulation, nous utilisons une loi a priori uniforme. Il s'agit d'un choix standard en l'absence d'informations préalables (voir [Fernández et al., 2001b](#)). La corrélation entre le nombre d'itérations et les probabilités analytiques du modèle à postériori pour les 2000 meilleurs modèles est 0.9996.

Tableau A-4 – Statistiques descriptives additionnelles

VARIABLES	Obs.	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Variables de production					
Production réelle (millions de dollars), (Log)	2,180	10.845	1.938	6.704	16.759
Stock de capital réel (millions de dollars), (Log)	2,180	12.022	1.957	7.716	18.368
Nombre d'emplois (millions), (Log)	2,180	1.084	1.895	-3.358	6.675
Niveau de technologie (Internet), (Log)	1,952	2.117	1.741	-5.132	4.605
Variables budgétaires additionnelles					
Solde budgétaire structurel hp (% PIB pot.)	108	-2.336	2.685	-11.541	7.493
Solde budgétaire structurel (% PIB pot.)	100	-2.309	3.372	-15.606	6.842
Solde primaire (%PIB)	110	-0.264	2.545	-9.326	9.259

Tableau A-5 – Déterminants du solde budgétaire : Ratio de la dette et maîtrise des dépenses comme variables libres

Variables	Coef. (Wgt Mean)	S.E. (Wgt Mean)	Pct(signif. $\neq 0$)	Normal model (N)		Generic model (G)	
				CDF($\beta \leq 0$)	CDF($\beta > 0$)	CDF($\beta \leq 0$)	CDF($\beta > 0$)
<i>Chocs extérieurs</i>	<i>0.254</i>	<i>0.100</i>	<i>83.93</i>	<i>0.578</i>	<i>99.42</i>	<i>2.034</i>	<i>97.97</i>
Instabilité des recettes publiques	0.013	0.009	19.85	6.962	93.04	8.982	91.02
Croissance économique	-0.032	0.121	1.499	60.27	39.73	59.09	40.91
<i>Développement financier</i>	<i>-0.025</i>	<i>0.009</i>	<i>89.41</i>	<i>99.74</i>	<i>0.263</i>	<i>99.02</i>	<i>0.976</i>
Taux d'inflation	0.015	0.015	7.036	16.88	83.12	18.53	81.47
Log (PIB réel par tête PPA)	0.350	0.279	36.64	10.74	89.26	26.81	73.19
Ancrage de la monnaie	0.447	0.338	11.99	9.428	90.57	12.72	87.28
Dettes publique (%PIB)	-0.043	0.010	100.0	100.0	0.001	100.0	0.001
Taux d'intérêt réel	0.022	0.021	0.103	14.64	85.36	15.69	84.31
Croissance réelle des recettes	-0.008	0.018	0.477	67.37	32.63	66.85	33.15
Ratio de dépendance de la population	-3.142	1.657	45.76	96.75	3.254	85.46	14.54
<i>Taux urbanisation</i>	<i>0.022</i>	<i>0.011</i>	<i>52.71</i>	<i>2.804</i>	<i>97.20</i>	<i>10.08</i>	<i>89.92</i>
Stabilité politique	-0.140	0.251	17.69	70.78	29.22	64.20	35.80
Efficacité gouvernementale	-0.238	0.310	18.85	77.37	22.63	72.04	27.96
Lutte contre la corruption	-0.107	0.298	10.74	63.82	36.18	61.80	38.20
Niveau de démocratie	-0.154	0.051	96.47	99.86	0.144	99.51	0.494
Présence de l'Etat dans l'économie	-0.063	0.238	0.000	60.30	39.71	58.09	41.91
<i>Maîtrise des dépenses publiques</i>	<i>0.080</i>	<i>0.023</i>	<i>91.58</i>	<i>0.032</i>	<i>99.97</i>	<i>0.635</i>	<i>99.37</i>
Fragmentation politique	-1.012	1.038	5.589	83.14	16.87	76.15	23.85
Occurrence des élections	-2.715	2.245	21.09	88.46	11.54	78.69	21.31
<i>Système politique</i>	<i>0.931</i>	<i>0.383</i>	<i>81.55</i>	<i>0.776</i>	<i>99.22</i>	<i>1.598</i>	<i>98.40</i>
Durée au pouvoir	0.010	0.032	0.399	38.17	61.83	39.45	60.55
Maturité politique	0.004	0.005	1.085	21.98	78.02	25.08	74.93
Inégalité des revenus	-0.008	0.033	0.000	59.67	40.33	59.16	40.84
Fragmentation ethnique	0.929	0.895	5.323	15.17	84.83	17.76	82.24
Part de l'économie informelle	0.036	0.019	49.38	2.705	97.30	6.012	93.99
Fragmentation religieuse	0.096	0.796	0.052	45.22	54.78	46.54	53.46
SSA	0.981	0.769	15.66	10.27	89.73	14.97	85.03
ECA	0.408	0.886	1.155	32.32	67.68	34.24	65.76
MENA	1.105	1.077	12.74	15.54	84.46	24.42	75.58
EAP	1.175	0.822	17.15	7.678	92.32	10.68	89.32
LAC	0.593	0.769	5.557	22.12	77.89	25.77	74.23
Constante	-9.076	2.726	79.64	99.94	0.062	97.41	2.589

Notes : Les écarts présentés sont robustes à l'hétéroscédasticité. Le facteur d'inflation de la variance (VIF) est fixé à 5 pour éviter le problème de multicolinéarité. En gras apparaissent les variables très robustes, en gras et en italique les variables robustes et en italique les variables moyennement robustes.

Tableau A-6 – Déterminants du solde budgétaire structurel

Variables	Coef. (Wgt Mean)	S.E. (Wgt Mean)	Pct(signif. ≠ 0)	Normal model (N)		Generic model (G)	
				CDF($\beta \leq 0$)	CDF($\beta > 0$)	CDF($\beta \leq 0$)	CDF($\beta > 0$)
Chocs extérieurs	0.499	0.124	99.181	0.008	99.992	0.129	99.871
Instabilité des recettes publiques	0.000	0.011	1.673	48.789	51.211	50.564	49.436
Croissance économique	0.030	0.194	0.071	44.024	55.976	45.885	54.115
<i>Développement financier</i>	<i>-0.042</i>	<i>0.014</i>	<i>74.199</i>	<i>99.824</i>	<i>0.176</i>	<i>97.727</i>	<i>2.273</i>
Taux d'inflation	0.028	0.017	33.293	5.591	94.409	11.364	88.636
<i>Log (PIB réel par tête PPA)</i>	<i>1.087</i>	<i>0.472</i>	<i>64.614</i>	<i>1.151</i>	<i>98.849</i>	<i>7.320</i>	<i>92.680</i>
Ancrage de la monnaie	1.064	0.630	33.025	4.605	95.395	6.998	93.002
Dettes publique (%PIB)	-0.041	0.013	99.110	99.930	0.070	99.778	0.222
Taux d'intérêt réel	-0.022	0.032	1.922	75.256	24.744	71.719	28.281
Croissance réelle des recettes	-0.022	0.023	11.767	82.520	17.480	78.826	21.174
<i>Ratio de dépendance de la population</i>	<i>-8.291</i>	<i>3.090</i>	<i>71.896</i>	<i>99.594</i>	<i>0.406</i>	<i>97.030</i>	<i>2.970</i>
<i>Taux urbanisation</i>	<i>0.053</i>	<i>0.023</i>	<i>70.463</i>	<i>1.177</i>	<i>98.823</i>	<i>2.853</i>	<i>97.147</i>
Stabilité politique	0.551	0.455	25.391	11.431	88.569	20.844	79.156
Efficacité gouvernementale	-0.142	0.555	21.582	59.949	40.051	54.672	45.328
Lutte contre la corruption	0.269	0.536	9.375	30.944	69.056	38.021	61.979
<i>Niveau de démocratie</i>	<i>-0.227</i>	<i>0.075</i>	<i>92.920</i>	<i>99.869</i>	<i>0.131</i>	<i>99.207</i>	<i>0.793</i>
Présence de l'Etat dans l'économie	-0.310	0.351	1.246	81.048	18.952	79.040	20.960
<i>Maîtrise des dépenses publiques</i>	<i>0.087</i>	<i>0.028</i>	<i>89.146</i>	<i>0.132</i>	<i>99.868</i>	<i>0.855</i>	<i>99.145</i>
Fragmentation politique	-3.170	1.890	45.125	95.166	4.834	89.778	10.222
Occurrence des élections	-5.666	3.900	24.982	92.586	7.414	86.224	13.776
Système politique	0.883	0.760	10.391	12.409	87.591	16.760	83.240
Durée au pouvoir	0.077	0.051	41.637	7.133	92.867	13.950	86.050
Maturité politique	0.006	0.010	0.107	25.898	74.102	27.528	72.472
Inégalité des revenus	0.050	0.050	3.915	15.892	84.108	18.194	81.806
Fragmentation ethnique	0.933	1.655	0.000	28.732	71.268	30.361	69.639
Part de l'économie informelle	0.021	0.030	8.114	23.799	76.201	28.858	71.142
Fragmentation religieuse	0.277	1.336	0.676	41.856	58.144	41.873	58.127
SSA	3.359	1.670	55.216	2.394	97.606	4.887	95.113
ECA	1.774	1.768	12.025	16.041	83.959	20.848	79.152
MENA	0.381	2.310	0.089	43.500	56.500	44.126	55.874
EAP	2.950	1.724	33.655	4.509	95.491	7.623	92.377
LAC	2.475	1.643	32.471	6.908	93.092	11.197	88.803
Constante	-6.285	2.976	62.962	97.393	2.607	83.608	16.392

Notes : Les écarts présentés sont robustes à l'hétéroscédasticité. Le facteur d'inflation de la variance (VIF) est fixé à 5 pour éviter le problème de multicollinéarité. En gras apparaissent les variables très robustes, en gras et en italique les variables robustes et en italique les variables moyennement robustes. Pour le calcul du solde budgétaire structurel, nous utilisons le PIB potentiel estimé à partir la fonction de production de type Cobb-Douglas (résultat du tableau A-2).

Chapitre 2

Régimes de change et soutenabilité des finances publiques dans les pays en développement

Note : Une version de ce chapitre est en révision dans la *Revue Economique*. Une version antérieure a été publiée en tant que Blaise Gnimassoun & Isabelle Do Santos (2020). “Régimes de change et soutenabilité des finances publiques dans les pays en développement,” Working Papers of BETA 2020-12, Bureau d’Economie Théorique et Appliquée, UDS, Strasbourg.

Résumé

Dans ce chapitre, nous étudions la soutenabilité des finances publiques dans les pays émergents et économies en développement en examinant si le choix de leur politique de change influence cette soutenabilité. A cette fin, nous utilisons une approche économétrique basée sur la cointégration en panel pour un échantillon de 110 pays émergents et économies en développement sur deux décennies (1998-2017). Nos résultats montrent que les finances publiques des pays en développement sont soutenables. Cependant le niveau de soutenabilité apparaît globalement faible en particulier en l’absence des stabilisateurs automatiques. Nous montrons également que le choix du régime de change n’influence pas significativement la soutenabilité des finances publiques. Ce résultat s’explique en partie par les effets asymétriques exercés par les régimes de change sur les performances budgétaires. Alors que les régimes de change fixes sont associés à de meilleures performances budgétaires globales, les régimes de change flexibles contribuent mieux à la réduction des déficits budgétaires.

Mots clés : Politique budgétaire, soutenabilité des finances publiques, régimes de change.

Classification JEL : E62, H6, F33.

2.1 Introduction

Dans les années 80 et 90, plusieurs pays en développement étaient confrontés à un niveau d'endettement insoutenable. Les pays d'Afrique sub-saharienne ont dû pour la plupart bénéficier de l'initiative « pays pauvre très endettés (PPTE) ¹ » pour sortir de cette situation d'endettement excessif. La soutenabilité de la dette est intimement liée à la soutenabilité des finances publiques. En effet, des finances publiques soutenables sont gages d'une dette publique soutenable. L'accroissement des déficits budgétaires dans les pays en développement depuis la crise financière de 2007 soulève la question de la soutenabilité à long terme des politiques budgétaires.

La soutenabilité des finances publiques n'est pas un concept nouveau même si elle a connu un regain d'intérêt dans les études depuis la crise mondiale de 2008 (Colignon, 2012; Afonso et Jalles, 2012; Imrohoroglu et al., 2016). En effet, les pays en développement ont subi de plein fouet ces effets. Le ralentissement du commerce mondial a engendré, pour plusieurs d'entre eux, des déséquilibres budgétaires importants. A cette situation s'ajoutent les défaillances dans les mécanismes de collecte des ressources fiscales et l'inefficience des dépenses publiques. Par conséquent les soldes budgétaires se sont significativement détériorés depuis 2009 faisant ainsi craindre le risque d'insoutenabilité des finances publiques dans ces pays. Très brièvement, on considère que les finances publiques d'un pays sont soutenables lorsque ce dernier est solvable c'est-à-dire qu'il est capable de dégager des recettes suffisantes pour honorer ses engagements. En d'autres termes, la soutenabilité des finances publiques requiert l'existence d'une dynamique commune à long terme entre les recettes et les dépenses publiques.

Plusieurs facteurs peuvent influencer la soutenabilité des finances publiques. Dans ce chapitre, nous étudions la soutenabilité des finances publiques dans les pays émergents et économies en développement en examinant si le choix de la politique de change influence son niveau. En effet, si les finances publiques de ces pays dépendent

1. L'initiative PPTE est un programme lancé conjointement par le Fonds monétaire international (FMI) et la Banque mondiale en 1996 pour maintenir la dette des pays membres à un niveau soutenable. Elle consistait en la réduction de la dette et est fonction des efforts dans la lutte contre la pauvreté des pays concernés.

énormément de leur commerce extérieur, la flexibilité du taux de change joue un rôle important dans la dynamique et l'ajustement des déséquilibres extérieurs des pays (Drabek et Brada, 1998 ; Gnimassoun, 2015 ; Martin, 2016 ; Ghosh et al., 2018). Cependant, en l'absence d'une étude empirique sérieuse, aucune relation ne peut *a priori* être établie entre la soutenabilité des finances publiques et le régime de change pour plusieurs raisons. D'une part, le choix d'un régime de change fixe ou l'appartenance à une union monétaire contraint les pays à une plus grande discipline budgétaire par crainte des coûts économiques du non-respect des règles (Dutttagupta et Tolosa, 2006). En général, la mise en place des unions monétaires s'accompagne de règles budgétaires strictes comme c'est le cas dans la zone euro et dans les pays de la zone CFA (Communauté Financière Africaine) où les déficits budgétaires sont supposés ne pas excéder 3% de la production intérieure. Dans ces conditions, la règle de discipline budgétaire est censée créer les conditions pour une plus grande soutenabilité des finances publiques pour les pays en régime de change fixe. D'autre part, sous l'impulsion de Friedman (1953), il existe un nombre important de travaux qui montrent que les régimes de changes flexibles favorisent un ajustement plus rapide des déséquilibres extérieurs (voir entre autres, Gnimassoun, 2015 ; Martin, 2016 ; Ghosh et al., 2018). Or ces derniers sont intimement liés aux déséquilibres budgétaires. Il en résulte que les pays dotés d'un régime de changes flexibles peuvent corriger plus facilement leurs déséquilibres budgétaires et de ce fait ils peuvent garantir la soutenabilité de leurs finances publiques.

D'un point de vue conceptuel, cette étude s'appuie sur la notion de soutenabilité définie précédemment en considérant que les finances publiques sont soutenables s'il existe une relation de cointégration entre les recettes et les dépenses publiques. Les mécanismes théoriques de cette relation ont été développés par Hakkio et Rush (1991). Après avoir étudié la soutenabilité des finances publiques pour l'ensemble des pays en développement, nous examinons le niveau de soutenabilité selon les régimes de change. Pour ce faire, nous nous appuyons sur un panel de 110 pays émergents et en développement sur la période de 1998-2017. Sur le plan méthodologique, nous utilisons les techniques récentes de cointégration en panel avec prise en compte des dépendances inter-pays.

Nos résultats montrent que les finances publiques des pays en développement sont

soutenables. Cependant le niveau de soutenabilité apparait globalement faible en particulier en l'absence des stabilisateurs automatiques. Nous montrons également que le choix du régime de change n'influence pas significativement le niveau de soutenabilité des finances publiques. Ce résultat s'explique en partie par les effets asymétriques exercés par les régimes de change sur les performances budgétaires. Alors que les régimes de change fixes sont associés à de meilleures performances budgétaires globales, les régimes de change flexibles contribuent mieux à la réduction des déficits budgétaires.

Le reste du chapitre est structuré comme suit. La section 2.2 présente le cadre conceptuel et discute le rôle du régime de change. Dans la section 2.3, nous exposons la stratégie empirique et les données de l'étude. La section 2.4 est dédiée à la présentation et la discussion des résultats. Des analyses de sensibilité sont menées dans la section 2.5. Enfin la section 2.6 conclut l'étude.

2.2 Cadre conceptuel et rôle du régime de change

2.2.1 Cadre conceptuel

Les premiers tests économétriques sur la soutenabilité des finances publiques remontent aux années 1980 avec le développement des tests de racine unitaire. Ces tests partent de l'hypothèse selon laquelle les finances publiques sont soutenables si la politique budgétaire de l'Etat est compatible avec le respect de sa contrainte budgétaire intertemporelle. La première traduction en termes économétriques de ce concept est due à [Hamilton et Flavin \(1986\)](#). Pour eux, la soutenabilité des finances publiques requiert une stationnarité de la variation du stock de la dette et du déficit primaire. Dans le prolongement de cette approche et en vue de son amélioration, une approche basée sur la cointégration entre les dépenses et les recettes publiques a été proposée par plusieurs auteurs ([Hakkio et Rush, 1991](#) ; [Smith et Zin, 1991](#) ; [Trehan et Walsh, 1991](#)). Elle permet d'étudier la dynamique commune entre ces deux variables de politique budgétaire. L'approche que nous présentons dans ce chapitre est une synthèse du cadre conceptuel de [Hakkio et Rush \(1991\)](#). Elle présente une forme

simple et intuitive de l'étude de la soutenabilité des finances publiques à travers le test de cointégration.

Le point de départ du cadre analytique de [Hakkio et Rush \(1991\)](#) est la présentation de la contrainte budgétaire de l'Etat sur une période t lorsque les titres d'emprunt publics ont une maturité d'une période. Son équation est donnée par :

$$\bar{G}_t + (1 + r_t)B_{t-1} = R_t + B_t \quad (2.1)$$

où \bar{G}_t est le montant des dépenses publiques hors paiement des intérêts, r_t le taux d'intérêt d'une période, B_t représente la dette publique et R_t les recettes publiques. Cette contrainte budgétaire (équation 2.1) qui s'applique pour la période courante (t), est aussi valable pour les périodes suivantes ($t + 1, t + 2, \dots$) si bien que l'on peut obtenir l'équation de la contrainte budgétaire intertemporelle en résolvant le système par récurrence comme suit :

$$B_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{R_{t+\tau} - \bar{G}_{t+\tau}}{\prod_{j=1}^{\tau} (1 + r_{t+j})} + \lim_{\tau \rightarrow \infty} \prod_{j=1}^{\tau} \frac{B_{t+\tau}}{(1 + r_{t+j})} \quad (2.2)$$

Dans la mesure où l'équation 3.3 n'est qu'une identité comptable, son intérêt du point de vue économique réside dans l'interprétation qui peut être faite du dernier terme à droite de l'équation au voisinage de l'infini ($\lim_{\tau \rightarrow \infty} \prod_{j=1}^{\tau} \frac{B_{t+\tau}}{(1+r_{t+j})}$).

Lorsque cette limite est nulle (condition de transversalité), la contrainte budgétaire intertemporelle implique que l'encours de la dette courante est égal à la valeur actualisée des excédents budgétaires. C'est la condition de soutenabilité des finances publiques. Elle exclut la possibilité que le gouvernement finance son déficit par de nouvelles dettes. Lorsque cette condition n'est pas respectée alors l'Etat doit financer son déficit par l'émission d'une nouvelle dette. Ce mécanisme conduirait à un déficit explosif (« effet boule de neige »). Ainsi, le gouvernement utiliserait une sorte d'arrangement de « Ponzi » pour rééquilibrer ses finances publiques qui ne seraient donc pas soutenables.

Afin de déduire une forme empiriquement testable de la contrainte budgétaire intertemporelle, [Hakkio et Rush \(1991\)](#) font l'hypothèse que le taux d'intérêt r_t est

un processus stationnaire autour d'une moyenne (r)². Dès lors, l'équation 2.1 peut être réécrite comme suit :

$$\bar{G}_t + (r_t - r)B_{t-1} + (1 + r)B_{t-1} = R_t + B_t \quad (2.3)$$

En posant $G_t^* = \bar{G}_t + (r_t - r)B_{t-1}$, la contrainte budgétaire intertemporelle (équation 3.3) devient :

$$B_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{R_{t+\tau} - G_{t+\tau}^*}{(1 + r)^\tau} + \lim_{\tau \rightarrow \infty} \frac{B_{t+\tau}}{(1 + r)^\tau} \quad (2.4)$$

La condition de transversalité est alors donnée par :

$$\lim_{\tau \rightarrow \infty} \frac{B_{t+\tau}}{(1 + r)^\tau} = 0 \quad (2.5)$$

Elle indique ainsi que la politique budgétaire est soutenable si elle contraint la valeur actualisée du stock de la dette à s'annuler. Pour ce faire, la dette ne doit pas croître plus vite que le taux d'intérêt réel. Ainsi pour respecter la condition de transversalité (équation 2.5), la valeur actualisée des excédents dégagés par l'Etat doit être suffisante pour couvrir le stock de dette en t , soit :

$$B_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{R_{t+\tau} - G_{t+\tau}^*}{(1 + r)^\tau} \quad (2.6)$$

Hakkio et Rush (1991) montrent ensuite que si l'on pose $G_t = \bar{G}_t + r_t B_{t-1}$ (G_t représentant le montant des dépenses publiques augmenté des paiements d'intérêt), l'équation 2.4 peut être écrite comme suit :

$$G_t = R_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{\Delta R_{t+\tau} - \Delta G_{t+\tau}^*}{(1 + r)^\tau} + \lim_{\tau \rightarrow \infty} \frac{B_{t+\tau}}{(1 + r)^\tau} \quad (2.7)$$

Cette expression permet de tester la soutenabilité des finances publiques en utilisant les techniques de cointégration. Pour ce faire, considérons que R_t et G_t sont des pro-

2. Cette hypothèse remet en question la soutenabilité des finances publiques sur la base de variables nominales dans la mesure où la stationnarité du taux d'intérêt nominal est sujette à questionnement.

cessus de marche aléatoire (non stationnaires) avec dérive mais que leurs différences premières (ΔR_t et ΔG_t) sont stationnaires, soit :

$$R_t = \beta_1 + R_{t-1} + \epsilon_{1t} \quad (2.8a)$$

$$G_t = \beta_2 + G_{t-1} + \epsilon_{2t} \quad (2.8b)$$

Dans ces conditions l'équation 2.7 peut être réécrite comme suit :

$$R_t = \beta + G_t - \lim_{\tau \rightarrow \infty} \frac{B_{t+\tau}}{(1+r)^\tau} + \epsilon_t \quad (2.9)$$

avec, respectivement :

$$\beta \equiv \sum \frac{(\beta_2 - \beta_1)}{(1+r)^\tau} = [(1+r)/r](\beta_2 - \beta_1)$$

$$\epsilon_t \equiv \sum \frac{(\epsilon_{2t} - \epsilon_{1t})}{(1+r)^\tau} = [(1+r)/r](\epsilon_{2t} - \epsilon_{1t})$$

Dès lors, lorsque la condition de transversalité est satisfaite, on peut déduire l'expression empiriquement testable :

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 G_t + \mu_t \quad (2.10)$$

où β_1 est le coefficient de cointégration encore appelé coefficient de soutenabilité. La soutenabilité est dite faible lorsque le coefficient de soutenabilité β est compris entre 0 et 1 , elle est qualifiée de forte lorsque β est égale à l'unité [Quintos \(1995\)](#).

L'Etat doit disposer sur une période suffisamment longue des recettes pour couvrir ses dépenses publiques. Ce qui exprime en termes quantitatifs la relation de long terme (cointégration) entre les recettes et les dépenses publiques sans que soit précisé le sens de la causalité entre ces deux variables. Le plus important ici étant la cointégration, elle ne dépend pas de la spécification expliquée ou explicative.

Tester l'hypothèse de soutenabilité des finances publiques revient donc à tester si la série des résidus de cette relation (μ_t) est stationnaire. Le cas échéant, si $\beta_1 = 1$, on parle d'une forte soutenabilité des finances publiques. Si la série des résidus (μ_t) est

stationnaire et que $0 < \beta_1 < 1$, on parle d'une soutenabilité faible. Enfin lorsque les résidus sont non stationnaires, l'hypothèse de soutenabilité des finances publiques est rejetée. En somme, la soutenabilité des finances publiques est acquise lorsque les dépenses publiques y compris les paiements d'intérêt de la dette et les recettes publiques sont cointégrées. Autrement dit, les dépenses totales (charges de la dette comprises) et les recettes totales exhibent une même tendance à long terme.

[Hakkio et Rush \(1991\)](#) indiquent que la contrainte budgétaire intertemporelle s'applique pour les variables budgétaires (recettes et dépenses publiques) nominales, réelles et en pourcentage du PIB. Pour ce faire, le taux d'intérêt doit respectivement être nominal, réel et en pourcentage du PIB. Dans ce dernier cas, le taux d'intérêt est déterminé en soustrayant le taux de croissance du PIB du taux d'intérêt nominal. [Smith et Zin \(1991\)](#) et [Trehan et Walsh \(1991\)](#) ont proposé également un cadre analytique comparable à celui de [Hakkio et Rush \(1991\)](#) pour étudier la soutenabilité des finances publiques. Depuis ces travaux précurseurs, plusieurs études empiriques ont adopté cette approche de la soutenabilité basée sur la cointégration (voir entre autres, [Lusinyan et Thornton, 2009](#) ; [Afonso et Rault, 2010](#) ; [Westerlund et Prohl, 2010](#) ; [Afonso et Jalles, 2012](#) ; [Legrenzi et Milas, 2012](#) ; [Yoon, 2012](#) ; [Fan et Arghyrou, 2013](#) ; [Chen, 2014](#)). Plusieurs de ces études portent sur des cas d'étude par pays. De même, les études sur données de panel sont souvent très ciblées géographiquement et couvrent un échantillon de pays relativement limité. Par exemple, [Campo-Robledo et Melo-Velandia \(2015\)](#) traitent de la soutenabilité des déficits budgétaires en examinant l'existence d'une relation cointégration entre les dépenses primaires et les recettes publiques pour 8 pays d'Amérique latine sur la période 1960-2009. Utilisant la même approche empirique, [Krajewski et al. \(2016\)](#) étudient la soutenabilité de la politique budgétaire de 10 pays de l'Europe centrale et orientale sur la période 1990-2012. De même, plusieurs études portant sur les pays d'Asie avec des échantillons limités utilisent la même approche basée sur les techniques de cointégration. C'est le cas entre autres des travaux de [Lau et Baharumshah \(2005\)](#) sur 10 pays asiatiques de 1970 à 2003, et de [Adedeji et Thornton \(2010\)](#) sur 5 pays asiatiques de 1974-2001. Par ailleurs, rares sont celles qui utilisent les techniques récentes de la cointégration en panel qui sont pourtant indispensables pour éviter des conclusions fallacieuses dans l'analyse des données macroéconomiques dans un contexte d'interdépendance

entre les pays.

C'est donc l'approche analytique et empirique basée sur la cointégration que nous utilisons dans ce chapitre pour tester la soutenabilité des finances publiques dans les économies émergentes et pays en développement. Nous utilisons les techniques récentes de la cointégration en panel que nous présentons dans la section 2.3. Ces techniques permettent de prendre en compte les dépendances inter-pays devenues indispensables dans un contexte de globalisation. Plus que le test de soutenabilité qui est souvent au cœur des précédentes études, nous nous intéressons au rôle du régime de change dans la soutenabilité des finances publiques. A notre connaissance, aucune étude empirique jusque-là n'avait étudié ce lien. L'article empirique qui s'y rapproche le plus est celui de [Gnimassoun et Coulibaly \(2014\)](#) qui examinent le lien entre la soutenabilité du compte courant et le régime de change. Mais ces auteurs ne s'intéressent pas à la soutenabilité des finances publiques. Avant de présenter notre approche empirique, nous passons brièvement en revue les raisons qui sous-tendent un possible lien entre le régime de change et la soutenabilité des finances publiques.

2.2.2 Pourquoi le régime de change peut-il jouer un rôle ?

Selon le choix que les pays font en matière de régime de change, ils n'ont pas les mêmes marges de manœuvre en termes de politique économique (budgétaire comme monétaire). Par exemple, lorsque les pays choisissent de former une union monétaire, la crainte des effets des chocs asymétriques les poussent à mettre en place des critères de convergence. Ces critères de convergence visent entre autres à contenir les déficits budgétaires. Dans le cadre des régimes de change fixes, les règles de prudence similaires sont mises en place pour éviter de subir les coûts économiques de politiques budgétaires laxistes qui conduiraient à terme à un épuisement des réserves de change et donc à un effondrement politiquement coûteux de l'ancrage. Dans ces conditions, on peut espérer que les pays en régime de change fixe soient plus disciplinés dans la conduite de leur politique budgétaire ([Canzoneri et al., 1998](#)) ; ce qui leur garantirait une plus grande soutenabilité de leurs finances publiques. De leur côté, depuis le papier fondateur de [Friedman \(1953\)](#), les régimes de change flexibles sont souvent appréciés pour leur capacité à favoriser un ajustement plus rapide des déséquilibres

économiques ([Gnimassoun, 2015](#) ; [Martin, 2016](#) ; [Ghosh et al., 2018](#), entre autres). Dans ces conditions, ces régimes devraient permettre d'éviter une persistance des déséquilibres budgétaires qui pourrait nuire à la soutenabilité des finances publiques. Ces deux thèses montrent bien que le régime de change pourrait affecter le niveau de soutenabilité des finances publiques. Mais il n'est pas possible *a priori* de déterminer quel type de régime de change serait plus approprié. D'ailleurs, ces deux thèses ne font pas l'unanimité dans la littérature empirique.

Selon [Tornell et Velasco \(2000\)](#), la sagesse conventionnelle selon laquelle les régimes de change fixes offrent plus de discipline budgétaire que les régimes de change flexibles n'est pas toujours vérifiée. Pour ces auteurs, une politique budgétaire laxiste a également un coût sous les régimes de change flexibles. Celui-ci se traduit par des variations immédiates du taux de change. Ainsi, lorsque les autorités budgétaires sont impatientes, les régimes de changes flexibles offrent plus de discipline dans la mesure où ils poussent à payer les coûts économiques dans l'immédiat. [Alberola et Molina Sánchez \(2000\)](#) trouvent que les régimes de taux de change fixes, qui imposent d'importantes restrictions, n'offrent pas plus de discipline budgétaire que les régimes de taux de change flexible. Dans le cadre par exemple d'une union monétaire, les régimes de change fixes peuvent davantage inciter les autorités fiscales à plus dépenser et affecter les excédents de leurs dépenses aux taxes sur l'inflation à la fois dans le temps compte tenu du régime de change fixe, et dans l'espace compte tenu de la zone monétaire ([Dutttagupta et Tolosa, 2006](#)). En évaluant la nature de la discipline fiscale dans le cadre des régimes de change alternatifs au sein de 15 pays des caraïbes entre 1983 et 2004, les auteurs montrent que les positions fiscales dans des pays qui ont une parité fixe ou qui sont membres d'une union monétaire révèlent plus une attitude de laisser-aller que dans des pays ayant adopté des régimes de change plus flexibles. En effet, il est difficile d'observer un tel comportement dans le cadre d'un régime de taux de change flexible en raison de l'impact inflationniste immédiat des dépenses. En s'appuyant sur des régressions de panel dynamiques [Vuletin \(2013\)](#) montre que dans un modèle où la politique fiscale est déterminée de façon endogène par une autorité budgétaire non-bienveillante, les régimes de change fixe avec un contrôle de capital conduisent à des déficits budgétaires plus élevés que les régimes de change fixe ou flexible avec une mobilité parfaite du capital. De leur

côté, [Jalles et al. \(2018\)](#) examinent l'impact des régimes de taux de change sur la discipline budgétaire dans les pays européens et trouvent que la fixation des taux de change a eu un impact négatif sur la discipline budgétaire même si les effets ne sont pas les mêmes pour tous les pays.

La convention selon laquelle les régimes de changes flexibles favorisent un ajustement plus rapide des déséquilibres économiques ne fait pas également consensus. En effet, si plusieurs études comme [Martin \(2016\)](#) et [Ghosh et al. \(2018\)](#) soutiennent la thèse de Friedman, certaines l'infirmement. Par exemple [Berka et al. \(2012\)](#) montrent que les mouvements des taux de change réels au sein de la zone euro sont au moins aussi compatibles avec un ajustement efficace des déséquilibres que les mouvements des taux de change réels pour les pays hors zone euro. Pour ce qui les concerne [Chinn et Wei \(2013\)](#) ne trouvent aucun lien empirique robuste entre les régimes de change et l'ajustement des déséquilibres extérieurs.

2.3 Stratégie empirique et données de l'étude

L'approche méthodologique adoptée dans cette étude pour analyser la soutenabilité des finances publiques dans les pays en développement est essentiellement empirique. Le cadre analytique présenté dans la section 2.2 permet d'analyser la soutenabilité des finances publiques au travers d'une étude de la relation de cointégration entre les recettes publiques (R_t) et les dépenses publiques, y compris les charges de la dette publique (G_t). L'analyse est menée pour l'ensemble des pays en développement. Pour ce faire, nous recourons aux techniques récentes de la cointégration en panel. En particulier, nous utilisons les tests et les estimateurs qui intègrent le caractère globalisé des économies et les interactions entre les pays. En effet, les nouveaux développements dans le champ de l'économétrie des données de panel (voir entre autres [Chudik et Pesaran, 2015](#), [Gengenbach et al., 2016](#), [Pesaran, 2015](#), [Bailey et al., 2016](#), [Everaert et Groote, 2016](#)) montrent clairement que l'hypothèse d'absence de dépendance inter-individuelle sur laquelle sont fondés les tests dits de "*première génération*" n'est pas soutenable pour plusieurs raisons. En effet, la mondialisation économique et financière, les effets du voisinage, les effets d'imitation ainsi que les

chocs communs qui affectent les pays rendent cette hypothèse complètement obsolète dans les analyses macroéconomiques et financières. Ainsi les différents tests et estimateurs que nous employons dans cette étude prennent en compte les dépendances inter-pays. Trois étapes sont suivies dans l’analyse de la soutenabilité basée sur la cointégration. La première étape consiste à effectuer les tests de racine unitaire en panel. En fonction des résultats de cette première étape, des tests de cointégration en panel sont envisageables dans la deuxième étape. Enfin la dernière étape est d’estimer le coefficient de soutenabilité afin d’apprécier, le cas échéant, le niveau de soutenabilité (forte ou faible) des finances publiques.

2.3.1 Tests de racine unitaire et de cointégration

Pour déterminer si les dépenses et les recettes publiques sont stationnaires ou non, nous utilisons le test CADF (Cross-sectionally Augmented Dickey-Fuller) développé par (Pesaran, 2007). Ce test de racine unitaire en panel qualifié de “*test de deuxième génération*” prend en compte les dépendances inter-pays. Comme son nom l’indique, ce test prend appui sur les tests de Dickey-Fuller classiques. Plus précisément, le test CADF est basé sur la moyenne des t-statistiques (DF ou ADF) individuelles de chaque unité du panel. L’hypothèse nulle suppose que toutes les séries ne sont pas stationnaires. Pour éliminer la dépendance inter-pays, les régressions standards (DF ou ADF) sont augmentées des moyennes transversales retardées et des différences premières des séries individuelles comme le montre l’équation 2.11³ :

$$\Delta Y_{it} = \delta_i + \omega_i t + \rho_i Y_{i,t-1} + v_i \bar{Y}_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} \Delta Y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^p \bar{\omega}_{ij} \Delta \bar{Y}_{i,t-j} + e_{it} \quad (2.11)$$

où les $t = 1, \dots, T$ désignent les unités temporelles, $i = 1, \dots, N$ les unités transversales, $\bar{Y}_t = (1/N) \sum_{i=1}^N Y_{i,t}$ et $\Delta \bar{Y}_t = (1/N) \sum_{i=1}^N \Delta Y_{i,t}$. Y_{it} est le processus étudié (dépenses publiques ou recettes publiques), δ_i et ω_i représentent respectivement les effets fixes individuels et les tendances hétérogènes. Le nombre de retard nécessaire pour corriger d’éventuels problèmes de corrélations sérielles est p . Les statistiques CADF calculées sont alors comparées aux valeurs critiques définies par Pesaran

3. A noter que seul le modèle le plus général (avec constante et tendance) est présenté ici.

(2007).

Ensuite, pour étudier l'existence d'une relation de cointégration entre les recettes et les dépenses publiques augmentées des charges de la dette, nous employons les tests de cointégration proposés par [Westerlund \(2007\)](#). Pour construire ces tests, l'auteur s'appuie sur un modèle à correction d'erreur (MCE) de la forme suivante :

$$\Delta R_{it} = \delta'_i d_t + \alpha_i (R_{i,t-1} - \beta'_i G_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta R_{i,t-j} + \sum_{j=-q_i}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta G_{i,t-j} + u_{it} \quad (2.12)$$

où d_t représentent la composante déterministe du modèle. Les valeurs p_i et q_i sont respectivement le nombre de retards et d'avancées individuels à inclure dans le MCE. β'_i détermine la relation d'équilibre de long terme entre les R_{it} et les G_{it} . En réécrivant l'équation [2.12](#), on a :

$$\Delta R_{it} = \delta'_i d_t + \alpha_i R_{i,t-1} + \lambda'_i G_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta R_{i,t-j} + \sum_{j=-q_i}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta G_{i,t-j} + u_{it} \quad (2.13)$$

avec $\lambda'_i = -\alpha_i \beta'_i$ et où α_i est le terme à correction d'erreur qui mesure la vitesse d'ajustement vers l'équilibre après un choc inattendu. Si $\alpha_i < 0$ et significativement différent de 0, alors il y a cointégration et les recettes (R_{it}) et les dépenses (G_{it}) sont cointégrées. En revanche, si $\alpha_i = 0$, le modèle à correction d'erreur n'est pas valide et il y a absence de relation de cointégration entre les deux variables.

L'hypothèse nulle est celle de l'absence de cointégration ($\alpha_i = 0$) pour tous les pays i . [Westerlund \(2007\)](#) propose quatre statistiques de tests : deux (G_τ et G_a) admettent une hétérogénéité du vecteur de cointégration sous l'hypothèse alternative et deux autres (P_τ et P_a) supposent une homogénéité du vecteur de cointégration (le coefficient à correction d'erreur est le même pour tous les pays). Ces tests ont une précision et une puissance supérieure à celle des tests basés sur les résidus de [Pedroni \(1999\)](#).

2.3.2 Stratégies d'estimation

La dernière étape de l'étude de la soutenabilité des finances publiques — selon l'approche de la cointégration — est d'estimer le coefficient de soutenabilité. En lien avec les tests précédents, il convient d'utiliser un estimateur qui est approprié pour prendre en compte la dépendance inter-pays et qui, en même temps, est adapté pour les estimations en présence de séries non stationnaires. Ainsi, pour estimer une éventuelle relation de long terme entre les recettes publiques et les dépenses publiques, nous recourons à l'estimateur des modèles de panel dynamiques en présence de dépendances inter-individuelles et d'hétérogénéité (en anglais, *Dynamic Common-Correlated Effects (DCCE) model with heterogeneous coefficients*) développé par [Chudik et Pesaran \(2015\)](#). Plus précisément, nous considérons le modèle ci-dessous :

$$R_{it} = \eta_i + \delta'_i G_{it} + u_{it} \quad (2.14)$$

$$u_{it} = \gamma'_i \mathbf{f}_t + e_{it}$$

où \mathbf{f}_t contient les facteurs communs inobservés, γ'_i est le coefficient permettant de saisir les réactions hétérogènes à ces facteurs et η_i est l'effet fixe spécifique au pays. Avec cette spécification, le terme d'erreur (e_{it}) est indépendamment et identiquement distribué (*IID*) selon les pays. Par ailleurs, les coefficients hétérogènes (δ'_i) sont répartis aléatoirement autour d'une moyenne commune telle que $\delta'_i = \delta' + a_i$, $a_i \sim IID(0, \Omega_a)$, où Ω_a est la matrice de variance-covariance. [Pesaran \(2006\)](#) indique que les facteurs communs non observés sont annihilés par l'ajout parmi les régresseurs dans l'équation 2.14 de moyennes inter-individuelles (\overline{G}_t) des variables explicatives exogènes (G_{it}). Communément appelé estimateur CCE (en anglais, *Common-Correlated Effects estimator*), il est réputé efficace en présence de dépendance inter-individuelle. Cependant, cet estimateur repose sur l'hypothèse de stricte exogénéité des régresseurs et va s'avérer inefficace dans le cas des modèles dynamiques. L'approche dynamique (*DCCE*) proposée par [Chudik et Pesaran \(2015\)](#) relâche cette hypothèse et est plus adaptée dans le cadre des modèles dynamiques en panel. La spécification dynamique du modèle 2.14, corrigée de la dépendance inter-individuelle, est donnée

par :

$$R_{it} = \eta_i + \lambda_i R_{i,t-1} + \delta'_i G_{it} + \sum_{l=0}^L \varphi_{il}^g \bar{G}_{t-l} + \sum_{l=0}^L \varphi_{il}^r \bar{R}_{t-1-l} + e_{it} \quad (2.15)$$

où \bar{G}_{t-l} et \bar{R}_{t-1-l} sont les moyennes transversales retardées d'ordre l de la variable exogène (G_t) et de l'endogène retardée (R_{t-1}). Chudik et Pesaran (2015) montrent que l'estimateur *DCCE* est efficient pour un nombre de retard maximal $L = \sqrt[3]{T}$, T étant la dimension temporelle du panel. Etant donné que les coefficients des régresseurs sont estimés par unité transversale (pays) pour prendre en compte l'hétérogénéité, les estimateurs des coefficients en panel (en anglais, *Mean Group estimator*) sont donnés par :

$$\hat{\lambda}_{MG} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{\lambda}_i, \quad \hat{\delta}_{MG} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{\delta}_i$$

Dans la même veine que Chudik et Pesaran (2015), Eberhardt et Presbitero (2015) proposent un modèle à correction d'erreur compatible avec le modèle 2.15 permettant de distinguer les dynamiques de court et de long terme entre les variables et de mesurer l'ajustement vers l'équilibre de long terme. Ce modèle à correction d'erreur est efficient en présence d'hétérogénéité et de dépendances transversales et est spécifié comme suit :

$$\Delta R_{it} = \eta_i + \rho_i (R_{i,t-1} - \delta'_i G_{i,t-1} - \gamma'_i \mathbf{f}_{t-1}) + \vartheta_i^g \Delta G_{it} + \vartheta_i^{f'} \Delta \mathbf{f}_t + e_{it} \quad (2.16)$$

\Leftrightarrow

$$\begin{aligned} \Delta R_{it} = & \pi_i + \pi_i^{ec} R_{i,t-1} + \pi_i^G G_{i,t-1} + \pi_i^g \Delta G_{it} + \pi_{1i}^{ca} \bar{G}_{t-1} + \pi_{2i}^{ca} \bar{R}_{t-1} \\ & + \sum_{l=0}^L \pi_{il}^{gca} \Delta \bar{G}_{t-l} + \sum_{l=0}^L \pi_{il}^{rca} \Delta \bar{R}_{t-1-l} + e_{it} \end{aligned} \quad (2.17)$$

où le coefficient δ'_i dans l'équation 2.16 mesure la relation d'équilibre de long terme entre les recettes publiques et les dépenses publiques (charges de la dette comprises) dans notre modèle, tandis que le coefficient ϑ_i^g se réfère à la relation de court terme.

Le paramètre ρ_i indique la vitesse de convergence des finances publiques vers l'équilibre budgétaire inter-temporel à long terme. Les facteurs communs f étant aussi inclus dans la relation de long terme, cette dernière traduit une relation d'équilibre entre les recettes et les dépenses dans notre modèle (voir [Eberhardt et Presbitero, 2015](#)). L'équation 2.17 est une transformation de l'équation 2.16 dans laquelle des moyennes inter-pays des variables sont ajoutées aux dynamiques de long et de court terme pour capturer les éléments non observables et omis de la relation de cointégration. Cette approche proposée par [Eberhardt et Presbitero \(2015\)](#) s'appuie sur la suggestion de [Chudik et Pesaran \(2015\)](#) pour éliminer le biais d'estimation lié à la présence de facteurs communs (f). Le modèle ainsi obtenu est appelé "modèle de correction d'erreur augmenté de moyennes transversales" (en anglais, *Cross-sectional averages Augmented Error Correction (CAEC) model*). De l'équation 2.17, le coefficient de long terme peut être déduit ($\delta'_i = -\pi_i^G/\pi_i^{ec}$) et π_i^{ec} qui mesure la vitesse d'ajustement vers l'équilibre budgétaire inter-temporel de long terme fournira après estimation un aperçu sur l'existence ou non d'une relation d'équilibre à long terme des finances publiques. Nous utilisons donc les deux approches d'estimation pour déterminer le coefficient de soutenabilité. Les deux approches ayant été conçues avec la même philosophie, les résultats ne devraient pas être divergents.

2.3.3 Données de l'étude

Notre étude s'appuie sur un panel de 110 pays en développement et marchés émergents selon la catégorisation du Fonds Monétaire International (FMI). Elle couvre deux décennies (1998 – 2017) pour lesquelles les données sur les finances des pays en développement sont les plus renseignées. Contrairement à la plupart des études précédentes qui utilisent une seule catégorie de variables (nominales ou réelles), nous utilisons pour cette étude trois types de variables : les recettes et les dépenses publiques en termes nominal, réel et en pourcentage du PIB. Notre analyse de la soutenabilité des finances publiques est ainsi plus complète que celle des études précédentes. En effet l'analyse à partir des données nominales est sensible au niveau des prix (biens locaux et termes de l'échange). L'analyse à partir des données réelles contrôle de l'effet des prix. En considérant enfin les données en pourcentage du PIB,

nous éliminons l'effet du stabilisateur automatique (cycle économique). Les données sur les finances publiques proviennent de la base de données sur les perspectives de l'économie mondiale (*World Economic Outlook (WEO)*) du FMI. Les variables réelles sont calculées en déflatant les variables nominales par l'indice des prix à la consommation.

Afin de vérifier si le choix du régime de taux de change affecte la soutenabilité des finances publiques des économies en développement, nous avons regroupé ces derniers selon leur régime de change en utilisant la version récente du schéma de classification *de facto* proposé par [Ilzetzki et al. \(2019\)](#) (classification IRR). Outre la variabilité des taux de change nominaux, les auteurs tiennent compte des facteurs tels que les variations des prix à la consommation pour identifier les périodes d'inflation élevée, les annonces faites par les Etats quant au choix de leur régime de change et l'existence de marchés parallèles. Si le choix de la classification IRR est guidé par sa popularité, nous utilisons dans la suite du chapitre des classifications alternatives en guise de tests de robustesse. La classification IRR comprend 14 régimes classés des plus rigides aux plus flexibles. Par souci d'identification, nous les regroupons en trois catégories (fixe, intermédiaire et flexible)⁴ comme dans plusieurs études précédentes (entre autres, [Chinn et Wei, 2013](#) ; [Gnimassoun et Coulibaly, 2014](#) ; [Pancaro et Saborowski, 2016](#)).

2.4 Résultats empiriques

Dans l'approche méthodologique, nous avons *de facto* préféré les tests et estimateurs les plus récents et prenant en compte les dépendances inter-individuelles. Bien que cette hypothèse soit vraisemblable, il convient néanmoins — pour faire les choses dans les règles de l'art — d'effectuer les tests permettant de l'entériner. Par conséquent, nous effectuons le test de diagnostic de faible dépendance inter-individuelle proposé par [Pesaran \(2015\)](#). Ce test qui est plus récent, offre plus de souplesse que le test initial de [Pesaran \(2004\)](#) dont l'hypothèse nulle est l'hypothèse d'absence

4. Voir tableaux [B-1](#) et [B-2](#) dans l'annexe. Par ailleurs les statistiques descriptives par régime de change sont présentées dans le tableau [B-3](#).

de dépendance inter-individuelle. En effet, [Pesaran \(2015\)](#) montre que l’hypothèse nulle d’absence de dépendance inter-pays pourrait être trop restrictive pour les panels avec une large dimension individuelle. Il propose ainsi ce nouveau test dont l’hypothèse nulle est celle de la faible dépendance inter-individuelle. Ce dernier est plus adapté pour notre étude compte tenu du nombre de pays relativement important. Nous utilisons donc ce test pour le panel global ainsi que par type de régime de change. Les résultats sont présentés dans le tableau [A-1](#). Ces résultats montrent que l’hypothèse nulle de faible dépendance inter-pays est fortement rejetée tant pour le panel global que pour les différents régimes de change. En effet, les séries des recettes publiques (R_{it}) comme celles des dépenses publiques (G_{it}) sont fortement inter-corrélées (corrélées entre les pays). De même, la série de leur combinaison linéaire, mesurée par le terme d’erreur (ε_{it}), présente une forte dépendance inter-pays. Ces résultats confirment ainsi notre hypothèse et valide la nécessité d’utiliser les tests et estimateurs prenant en compte les dépendances inter-pays dans la suite de l’analyse.

Tableau A-1 – Test de faible dépendance interindividuelle de [Pesaran \(2015\)](#)

Panel	Variables	Nominales		Réelles		En % du PIB	
		<i>CD-stat</i>	<i>P-value</i>	<i>CD-stat</i>	<i>P-value</i>	<i>CD-stat</i>	<i>P-value</i>
Tous les pays	R_{it}	346.194	0.000	333.550	0.000	336.430	0.000
	G_{it}	346.209	0.000	333.557	0.000	337.977	0.000
	ε_{it}	59.393	0.000	63.798	0.000	61.696	0.000
<i>RC fixe</i>	R_{it}	147.006	0.000	146.956	0.000	142.723	0.000
	G_{it}	147.011	0.000	146.965	0.000	143.706	0.000
	ε_{it}	27.546	0.000	28.180	0.000	23.202	0.000
<i>RC intermédiaire</i>	R_{it}	137.521	0.000	137.495	0.000	133.511	0.000
	G_{it}	137.527	0.000	137.492	0.000	133.884	0.000
	ε_{it}	18.823	0.000	22.775	0.000	23.481	0.000
<i>RC flexible</i>	R_{it}	58.474	0.000	46.187	0.000	57.284	0.000
	G_{it}	58.476	0.000	46.188	0.000	57.504	0.000
	ε_{it}	11.422	0.000	9.982	0.000	8.139	0.000

2.4.1 Résultats des tests de racine unitaire et de cointégration

Les résultats des tests de racine unitaire de [Pesaran \(2007\)](#) sont présentés dans le tableau [A-2](#). Ces tests sont par construction robustes à la présence d'une forte corrélation (dépendance) inter-pays. Ces résultats ne permettent pas de rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire quelle que soit la variable (recettes publiques et dépenses publiques), quel que soit le type de variable (nominale, réelle et en % du PIB) et indépendamment du régime de change (fixe, intermédiaire et flexible). En effet, dans tous les cas, les *p-values* associées aux statistiques de test sont largement supérieures au seuil standard de 5%⁵. Par conséquent, les variables impliquées dans cette étude sont des processus non stationnaires. Par ailleurs, les tests de racine unitaire de [Pesaran \(2007\)](#) effectués sur ces variables en différence première montrent que celles-ci sont stationnaires (voir tableau [B-6](#)). Dès lors, les recettes publiques et les dépenses publiques apparaissent comme des processus non stationnaires, intégrés d'ordre 1 (processus I(1)). Il apparaît cohérent de vérifier s'il existe une relation de cointégration entre ces variables.

Tableau A-2 – Résultats du test de racine unitaire

Variables	Nominales		Réelles		En % du PIB	
	R_t	G_t	R_t	G_t	R_t	G_t
Tous les pays	2.100 (0.982)	-0.618 (0.268)	2.838 (0.998)	0.057 (0.523)	6.712 (1.000)	1.467 (0.929)
RC Fixe	1.367 (0.914)	-0.873 (0.191)	1.664 (0.952)	0.392 (0.652)	4.861 (1.000)	1.715 (0.957)
RC Intermédiaire	0.056 (0.522)	0.746 (0.772)	1.094 (0.863)	0.146 (0.558)	0.076 (0.530)	1.169 (0.879)
RC Flexible	2.055 (0.980)	1.211 (0.887)	1.381 (0.916)	1.023 (0.847)	4.444 (1.000)	0.505 (0.693)

Note : Les valeurs entre parenthèses correspondent aux *p-values* associées aux différentes statistiques de test.

Le tableau [A-3](#) présente les résultats des tests de cointégration de [Westerlund \(2007\)](#).

5. Nous avons préféré reporter les *p-values* plutôt que les valeurs critiques. Bien évidemment les conclusions sont identiques avec les valeurs critiques.

Globalement, ces résultats rejettent l’hypothèse nulle d’absence de relation de cointégration avec de légères différences selon les groupes constitués. En effet, quelle que soit la classification, les “*p-values robustes*” sont majoritairement inférieures aux seuils standards de 5% ou 10%. En considérant le panel global, l’hypothèse alternative de cointégration entre les dépenses et les recettes publiques est acceptée majoritairement au seuil de 5% et pour l’ensemble au seuil de 10% quel que soit le type de variable. Pour les régimes de change fixe et intermédiaire, l’hypothèse alternative de cointégration est acceptée au seuil de 5% quel que soit le type de variable. Enfin pour les régimes de change flexible, seule une statistique sur quatre ne permet pas de rejeter l’hypothèse nulle d’absence de relation de cointégration pour les variables réelles et celles en % du PIB. Notons que lorsque nous considérons uniquement les statistiques (G_τ et G_a) construites sur la base d’un vecteur de cointégration hétérogène — ce qui est une hypothèse plausible pour un large panel, — l’hypothèse nulle d’absence de relation de cointégration est fortement rejetée au seuil de 5% dans tous les cas de figure. Nous sommes donc en mesure de conclure qu’il existe une relation de cointégration entre les recettes publiques et les dépenses publiques (y compris les charges de la dette) pour les pays en développement et marchés émergents sur la période 1998-2017. En d’autres termes, leurs finances publiques sont globalement soutenables sur ces deux décennies. Cela signifie que la période post ajustement structurel s’est traduite par une meilleure gestion des finances publiques dans les pays en développement.

La période d’étude ayant été traversée par plusieurs crises dont la crise financière de 2007, on peut légitimement se demander s’il n’y a pas de risque de ruptures structurelles dans ces séries qui risqueraient de biaiser nos résultats sur les tests de racine unitaire et de cointégration. Pour répondre à cette préoccupation, nous avons donc effectué également les tests de racine unitaire avec ruptures structurelles ([Carrion-i Silvestre et al., 2005](#)) et de cointégration avec ruptures structurelles ([Westerlund et Edgerton, 2008](#)). Les résultats sont reportés dans les tableaux [B-8](#) et [B-9](#) respectivement. Ils montrent que nos variables sont non stationnaires d’une part et cointégrées d’autre part quel que soit le régime. Ces résultats sont cohérents avec nos précédents résultats et valident la soutenabilité des finances publiques quel que soit le régime le change.

Les résultats contrastent ainsi avec les gestions budgétaires des années 80 et 90 ayant conduit à la mise en place des programmes d'ajustement structurel (PAS) ainsi que les initiatives d'allègement de la dette dans plusieurs pays. Nos résultats peuvent aussi s'expliquer par le fait que la gestion budgétaire sur la période d'étude a été soulagée par une charge de la dette moins importante suite à la mise en place de l'initiative « pays pauvres très endettés (PPTE) ». Cependant peut-on pour autant considérer que les finances publiques sont fortement soutenables dans ces pays sur la période 1998-2017 ?

Tableau A-3 – Résultats des tests de cointégration (Westerlund, 2007).

Variables	Tous les pays			RC Fixe			RC Intermédiaire			RC Flexible		
	Value	Z-Value	P-Value Robust	Value	Z-Value	P-Value Robust	Value	Z-Value	P-Value Robust	Value	Z-Value	P-Value Robust
Nominales												
G_τ	-2.798	-11.913	0.002	-2.642	-6.600	0.004	-2.451	-4.976	0.001	-2.723	-4.587	0.002
G_a	-8.158	-1.957	0.003	-7.801	-0.830	0.001	-7.301	-0.194	0.004	-7.275	-0.106	0.021
P_τ	-23.321	-8.186	0.069	-15.357	-5.464	0.011	-13.738	-4.159	0.033	-11.630	-5.350	0.020
P_a	-7.467	-7.647	0.010	-7.603	-5.209	0.004	-7.467	-4.836	0.006	-6.958	-2.678	0.080
Réelles												
G_τ	-2.713	-10.93	0.000	-2.478	-5.348	0.006	-2.476	-5.157	0.005	-2.577	-3.880	0.005
G_a	-7.634	-0.948	0.003	-7.486	-0.433	0.004	-7.271	-0.157	0.004	-6.584	0.447	0.048
P_τ	-23.365	-8.230	0.051	-15.212	-5.318	0.008	-14.757	-5.185	0.015	-10.195	-3.908	0.058
P_a	-7.282	-7.209	0.019	-7.352	-4.821	0.004	-7.757	-5.269	0.003	-6.167	-1.901	0.128
En% du PIB												
G_τ	-2.102	-3.790	0.033	-2.256	-3.653	0.005	-2.215	-3.226	0.006	-2.465	-3.333	0.010
G_a	-6.380	1.468	0.028	-6.552	0.744	0.006	-6.322	1.000	0.003	-7.231	-0.071	0.012
P_τ	-25.868	-10.748	0.073	-17.910	-8.032	0.002	-13.296	-3.715	0.016	-11.188	-4.907	0.045
P_a	-8.024	-8.963	0.058	-8.519	-6.622	0.002	-7.039	-4.196	0.005	-6.940	-2.660	0.118

Notes : Le nombre de retards et d'avancées est déterminé à partir du critère d'information d'Akaike (AIC). Seules les p-values robustes à la dépendance inter-individuelle sont reportées. Elles ont été obtenues à travers une procédure de bootstrap avec 1000 répliquions. Le paramètre du noyau Bartlett est déterminé selon la règle $(T/100)^{2/9} \times 4$ définie par Westerlund (2007), avec T la dimension temporelle du panel. Vu que la dimension temporelle de notre étude est de 20 ans, nous avons spécifié au logiciel une plage de retards de (0 1). Et dans ce cas, seule la régression choisie par l'AIC est affichée (Westerlund, 2007).

2.4.2 Degré de soutenabilité des finances publiques

Les résultats d'estimation des coefficients de soutenabilité sont reportés dans le tableau A-4. L'ensemble des coefficients de soutenabilité est positif et significativement différents de zéro au seuil de 5% voir 1% à l'exception de quelques cas pour les variables en % du PIB où le niveau de significativité est de 5% ou 10%. Ces résultats confirment ainsi les précédents et montrent bien qu'il existe une positive et significative relation de long-terme entre les recettes publiques et les dépenses publiques dans les pays en développement quel que soit le régime de change. En revanche, le niveau de soutenabilité des finances publiques n'est globalement pas homogène selon le groupe considéré et selon le type de variable.

En considérant l'échantillon dans sa globalité, nous constatons que les coefficients de soutenabilité sont statistiquement inférieurs à l'unité (coefficients surmontés de la lettre « c ») quel que soit l'estimateur (DCCE ou CAEC). En d'autres termes, nous ne pouvons pas conclure que la soutenabilité des finances publiques est forte. Le niveau de soutenabilité apparaît d'autant plus faible pour les variables en pourcentage du PIB c'est-à-dire les variables corrigées de l'effet du cycle économique. Ce résultat est commun à l'ensemble des régimes de change quel que soit l'estimateur. Cela implique que le stabilisateur automatique joue un rôle important dans la soutenabilité des finances publiques dans les pays en développement. La gestion budgétaire en elle-même ne semble apporter qu'une très faible soutenabilité aux finances publiques.

Pour ce qui concerne les régimes de change, aucun ne permet une forte soutenabilité pour les variables corrigées du cycle économique. En revanche, le coefficient de soutenabilité n'est pas significativement différent de 1 dans les régimes de change fixe et flexible pour les variables réelles et nominales quel que soit l'estimateur utilisé. On peut donc parler d'une forte soutenabilité des finances publiques dans ces deux régimes de changes lorsqu'on considère les variables nominales et réelles. Pour les régimes de change intermédiaires, la soutenabilité semble faible quelles que soient les variables à l'exception des variables réelles avec l'estimateur CAEC. Le dénominateur commun entre les trois régimes de change reste la faible soutenabilité des finances publiques pour les variables en % du PIB.

Au final, bien que soutenable, la gestion des finances publiques dans les pays en développement et marchés émergents n'est pas sans risque en particulier en l'absence du stabilisateur automatique. Le niveau de soutenabilité est globalement faible pour l'ensemble de l'échantillon. En effet, les coefficients sont statistiquement inférieurs à l'unité : coefficients surmontés de la lettre "c". Les régimes de change fixe et flexible offrent dans certains cas une plus forte soutenabilité que le régime de change intermédiaire. Néanmoins, il ne semble pas ressortir de ces résultats une différence significative et incontestable entre les régimes de change quant au niveau de soutenabilité des finances publiques.

Tableau A-4 – Résultats d'estimation des coefficients de soutenabilité

Panel	<i>Tous les pays</i>		Classification de Ilzetzi et al. (2019)					
			<i>Fixe</i>		<i>Intermédiaire</i>		<i>Flexible</i>	
	<i>Coef</i>	<i>T-Stat</i>	<i>Coef</i>	<i>T-Stat</i>	<i>Coef</i>	<i>T-Stat</i>	<i>Coef</i>	<i>T-Stat</i>
Estimateur DCCE								
Nominales	0.798*** _c	14.70	0.865***	8.83	0.609*** _c	6.85	0.965***	14.00
Réelles	0.806*** _c	15.31	0.855***	9.07	0.757*** _c	10.43	0.982***	10.98
% du PIB	0.290*** _c	5.47	0.192* _c	1.81	0.231*** _c	3.92	0.281** _c	2.41
Estimateur CAEC								
Nominales	0.868*** _c	13.50	0.974***	6.38	0.652*** _c	5.96	0.913***	6.48
Réelles	0.843*** _c	13.72	0.861***	8.66	0.878***	11.10	1.022***	10.27
% du PIB	0.300*** _c	3.66	0.271* _c	1.85	0.232*** _c	3.08	0.396** _c	2.01

Notes : ***, ** et * signifient que le coefficient estimé est différent de zéro respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%. La lettre « c » indique que le coefficient estimé est significativement différent de 1 au seuil de 5%.

2.5 Analyse de sensibilité et approfondissements

Dans cette section, nous analysons la sensibilité des résultats précédents sur plusieurs plans. Premièrement, nous testons la robustesse des résultats par rapport au choix de la classification du régime de change. Deuxièmement, nous vérifions si les résultats précédents dépendent du choix de l'estimateur. Enfin nous proposons une analyse sur les effets du régime de change sur les performances budgétaires pour mieux étayer les précédents résultats.

2.5.1 Robustesse au choix de la classification

Bien que la classification *de facto* de [Ilzetzki et al. \(2019\)](#) soit la plus connue, il existe des classifications alternatives qui sont également très utilisées comme la classification bivariée (ancrage dur *versus* non ancrage de la monnaie) proposée par [Shambaugh \(2004\)](#). En s'appuyant sur cette classification, nous trouvons que 55 des 110 pays étudiés, soit la moitié, sont dans un régime d'ancrage⁶. Enfin nous définissons une classification consensuelle entre [Shambaugh \(2004\)](#) et [Ilzetzki et al. \(2019\)](#) sur les régimes d'ancrage. En d'autres termes nous recoupons et regroupons les différents pays en régime d'ancrage simultanément dans les deux classifications. Ces pays sont distingués des autres qui ne sont pas dans un régime d'ancrage, du moins simultanément dans les deux classifications à la même période.

Les résultats des différents tests (faible dépendance inter-pays, racine unitaire et cointégration)⁷ confortent bien nos conclusions précédentes. En effet, l'hypothèse nulle de faible dépendance inter-pays est fortement rejetée (voir tableau [B-4](#)) que nous retenons la classification de [Shambaugh \(2004\)](#) ou la classification consensuelle. Les résultats contenus dans le tableau [B-5](#) révèlent que toutes nos séries sont affectées d'une racine unitaire. Par ailleurs, le test de cointégration de [Westerlund \(2007\)](#) rejette significativement l'hypothèse nulle d'absence de relation de cointégration entre les variables étudiées (voir tableau [B-7](#)). Les "p-values robustes" sont toutes inférieures au seuil standard de 5%. A nouveau, nous pouvons conclure qu'il existe une relation de cointégration entre les recettes et les dépenses publiques (y compris les charges de la dette). Autrement, les finances publiques sont soutenables sur la période de l'étude (1998 – 2017), confortant ainsi nos résultats précédents.

De même, les résultats de l'estimation des coefficients de soutenabilité dans le tableau [A-5](#) révèlent des coefficients positifs qui sont pour la plupart significativement différents de zéro au seuil de 1%. En effet, seules les variables en % du PIB présentent un niveau de soutenabilité faible sous le régime d'ancrage consensuel lorsqu'on utilise l'estimateur DCCE. Aussi, nous remarquons comme précédemment que

6. Un pays est considéré comme étant dans un régime d'ancrage s'il expérimente ce régime au moins la moitié de la durée de l'étude.

7. Voir tableaux [B-4](#) à [B-7](#) en annexe.

les coefficients de soutenabilité sont statistiquement inférieurs à l'unité (coefficients surmontés de la lettre "c") quelle que soit la classification. Plus précisément, l'ensemble des coefficients est inférieur à l'unité quelle que soit la classification avec l'estimateur DCCE et 67% (8 sur 12) sous l'estimateur CAEC. Ici encore, le niveau de soutenabilité apparaît plus faible pour les variables corrigées de l'effet du cycle économique quelle que soit la classification retenue. Par ailleurs, quelle que soit la classification (Shambaugh, 2004 ou consensuelle), aucun des régimes de non ancrage ne permet une forte soutenabilité des finances publiques. En revanche, les variables nominales et réelles ne présentent pas des coefficients de soutenabilité significativement différents de 1 dans les régimes d'ancrage lorsqu'on utilise l'estimateur CAEC. Ceci est une indication quant à la forte soutenabilité des finances publiques dans ce régime lorsqu'on utilise les variables nominales et réelles. Pour ce qui est des variables en % du PIB, la soutenabilité des finances publiques demeure faible quels que soient la classification et le type de régime "ancrage" versus "non ancrage".

En conclusion, nous pouvons dire que les finances publiques sont soutenables dans les pays en développement. Cependant, le niveau de soutenabilité est globalement faible pour l'ensemble de l'échantillon. Les régimes d'ancrage offrent dans certains cas une plus forte soutenabilité que les régimes de non ancrage. Toutefois, nous n'arrivons pas à dégager de façon nette une différence significative entre les régimes de change.

Tableau A-5 – Sensibilité du coefficient de soutenabilité à la classification

Panel	Classification de Shambaugh (2004) et classification consensuelle							
	Estimateur DCCE							
	Ancrage SHA		Non ancrage SHA		Ancrage CONS		Non ancrage CONS	
	<i>Coef</i>	<i>T-Stat</i>	<i>Coef</i>	<i>T-Stat</i>	<i>Coef</i>	<i>T-Stat</i>	<i>Coef</i>	<i>T-Stat</i>
Nominales	0.682*** _c	9.20	0.779*** _c	17.50	0.708*** _c	8.91	0.784*** _c	16.93
Réelles	0.723*** _c	10.71	0.867*** _c	20.24	0.765*** _c	10.64	0.827*** _c	19.00
% du PIB	0.169* _c	1.87	0.274*** _c	6.10	0.157 _c	1.54	0.265*** _c	6.49
	Estimateur CAEC							
	<i>Coef</i>	<i>T-Stat</i>	<i>Coef</i>	<i>T-Stat</i>	<i>Coef</i>	<i>T-Stat</i>	<i>Coef</i>	<i>T-Stat</i>
Nominales	0.796***	7.51	0.851*** _c	11.32	0.826***	7.58	0.848*** _c	12.03
Réelles	0.975***	8.94	0.855*** _c	13.73	0.979***	8.68	0.876*** _c	15.36
%du PIB	0.308** _c	1.94	0.287*** _c	2.95	0.355** _c	2.30	0.266*** _c	3.03

Notes : ***, ** et * signifient que le coefficient est respectivement différent de zéro aux seuils de 1%, 5% et 10%. La lettre « c » indique également des coefficients significativement différents de 1 au seuil de 1%.

2.5.2 Robustesse au choix de l'estimateur

Bien que les estimateurs *DCCE* et *CAEC* soient adaptés pour estimer la cointégration en présence de dépendance inter-pays, leur usage dans la littérature est relativement récent. D'autres estimateurs comme l'estimateur *DOLS* (Dynamic OLS) ou l'estimateur *PMG* (Pooled Mean Group) sont très utilisés dans l'estimation des relations de long terme (voir entre autres, [Gnimassoun et Coulibaly, 2014](#) ; [Gemmell et al., 2016](#) ; [Bordo et al., 2017](#)). Alors que l'approche *DOLS* proposée par [Mark et Sul \(2003\)](#) prend en compte la présence de facteurs communs, l'estimateur *PMG* n'intègre pas cette possibilité. Nous analysons donc la robustesse des coefficients de soutenabilité en utilisant l'estimateur *DOLS* comme alternatif aux estimateurs *DCCE* et *CAEC*. L'approche *DOLS* présente également l'avantage de ne pas s'appuyer sur une hypothèse de faible exogénéité des régresseurs. Elle permet ainsi la possibilité d'une relation interdépendante entre les recettes et les dépenses publiques.

Les coefficients de soutenabilité estimés à partir de l'estimateur *DOLS* avec pris en compte de la dépendance inter-individuelle sont présentés dans le tableau [A-6](#). Les résultats corroborent ceux précédents et ne nous permettent pas de dégager un rôle distinct des différents régimes de change. En effet, la classification de [Ilzetzki et al. \(2019\)](#) montre que le régime de change intermédiaire offre plus de soutenabilité mais elle ne donne pas la possibilité de dégager une différence significative entre régime fixe et régime flexible. Ces deux régimes de change ainsi que le panel global offrent une plus forte soutenabilité avec l'utilisation des séries nominales alors que le niveau de soutenabilité est bien plus faible lorsqu'on utilise les séries réelles et plus encore, les séries en % du PIB. Le régime de "non ancrage" de la classification consensuelle présente des coefficients élevés et significatifs au seuil de 1% indiquant ainsi que ce régime offre une meilleure soutenabilité. Toutefois, la soutenabilité est faible lorsqu'on considère les variables en % du PIB (variables corrigées de l'effet du cycle économique). Par contre, avec le régime d'"ancrage" de la classification consensuelle, les séries réelles et en % du PIB offrent un niveau faible de soutenabilité tandis que les séries nominales présentent des coefficients élevés. Le régime d'"ancrage" de [Shambaugh \(2004\)](#) donne plus de soutenabilité avec l'emploi des variables nominales et réelles. En revanche, pour toutes les données et spécifications, aucune des séries

en % du PIB ne permet d'avoir une forte soutenabilité. Dès lors, nous concluons que les finances publiques des pays en développement et marchés émergents sont soutenables mais le niveau de soutenabilité reste faible. En outre, nous retenons comme précédemment qu'il n'existe pas de différence significative entre les régimes de change.

Néanmoins, chaque régime de change apporte à sa manière une certaine soutenabilité aux finances publiques de ces pays. Pour pousser loin notre curiosité, nous allons estimer les propriétés théoriques des différents régimes de change afin de voir lequel de ces régimes offrent une meilleure performance budgétaire. Pour cela, nous testons d'un côté, l'hypothèse selon laquelle le régime de change fixe offre plus de discipline budgétaire. Et d'un autre, la possibilité de résorber plus rapidement les déséquilibres budgétaires lorsqu'on est en régime de change flexible.

Tableau A-6 – Sensibilité du coefficient de soutenabilité au choix de l'estimateur

Panel global et classification de Ilzetzki et al. (2019)								
Panel	Tous les pays		Fixe		Intermédiaire		Flexible	
	<i>Coef</i>	<i>T-Stat</i>	<i>Coef</i>	<i>T-Stat</i>	<i>Coef</i>	<i>T-Stat</i>	<i>Coef</i>	<i>T-Stat</i>
Nominales	0.983***	79.680	0.966***	40.172	0.995***	68.868	0.980***	37.723
Réelles	0.957*** _c	49.087	0.938*** _c	29.681	0.976***	38.624	0.906*** _c	24.473
% du PIB	0.525*** _c	10.210	0.386*** _c	4.541	0.714*** _c	10.357	0.400*** _c	4.542
Classification de Shambaugh (2004) et classification consensuelle								
Panel	Fixe SHA		Non fixe SHA		Fixe CONS		Non fixe CONS	
	<i>Coef</i>	<i>T-Stat</i>	<i>Coef</i>	<i>T-Stat</i>	<i>Coef</i>	<i>T-Stat</i>	<i>Coef</i>	<i>T-Stat</i>
Nominales	0.970***	48.071	0.995***	69.183	0.953***	37.319	0.999***	81.211
Réelles	0.965***	35.664	0.930*** _c	43.963	0.935*** _c	28.522	0.965***	44.194
% du PIB	0.480*** _c	6.469	0.583*** _c	8.878	0.361*** _c	4.174	0.658*** _c	11.589

Notes : ***, ** et * signifient que le coefficient est respectivement différent de zéro aux seuils de 1%, 5% et 10%. La lettre « c » indique également des coefficients significativement différents de 1 au seuil de 1%.

2.5.3 Régimes de change, équilibre budgétaire et asymétries

Les résultats précédents ne mettent pas en évidence une différence significative quant à l'impact des régimes de change sur la soutenabilité des finances publiques. Pour autant, la politique de change n'est pas sans influence sur les performances budgétaires. Comme nous l'avons précédemment indiqué, il est souvent soutenu dans la littérature que dans les régimes de change fixes ou dans les unions monétaires, la

discipline budgétaire est de règle ; *de jure* comme *de facto*. A l’opposé les régimes de change flexible auraient la vertu d’ajuster plus rapidement les chocs négatifs voire les réduire. Nous vérifions donc si ces hypothèses peuvent en partie expliquer les résultats précédents. Plus précisément nous étudions l’effet du régime de change sur les performances budgétaires en examinant s’il existe de possibles effets asymétriques selon la phase budgétaire (excédent ou déficit). Pour ce faire, nous nous appuyons sur la spécification suivante :

$$SB_{i,t} = \alpha + \beta RC_{i,t} + \sum_{j=1}^k \delta_j X_{i,t}^k + \epsilon_{i,t} \quad (2.18)$$

où SB est le solde budgétaire global, RC le régime de change et X le vecteur de variables de contrôle avec k le nombre total de variables de contrôle. Ces dernières font partie des déterminants les plus importants des soldes budgétaires structurels dans les pays en développement et marchés émergents. Elles ont été obtenues sur la base d’une analyse des bornes extrêmes (en anglais “Extreme Bounds Analysis (EBA)”). Le régime de change s’appuie sur la classification de [Ilzetzki et al. \(2019\)](#). Il comporte trois valeurs : 1 pour fixe, 2 pour intermédiaire et 3 pour flexible. Les régressions sont effectuées sur le solde budgétaire dans un premier temps. Ensuite nous distinguons les phases d’excédents budgétaires ($SB_{i,t} > 0$) de ceux des déficits budgétaires ($SB_{i,t} < 0$) .

Les résultats des régressions sont reportés dans le tableau [A-7](#). En considérant le solde budgétaire dans son ensemble (colonnes 1 à 4), le coefficient associé au régime de change est négatif et significativement différent de zéro. Cela signifie que les pays en régime de change flexible ont de moins bonnes performances budgétaires abstraction faite du cycle budgétaire. Ce résultat est ainsi en faveur de la thèse de la discipline budgétaire selon laquelle les régimes de change fixes et les unions monétaires contribuent à une meilleure gestion budgétaire. Cependant, en analysant l’effet du régime de change selon le cycle budgétaire, les résultats révèlent l’existence d’un effet asymétrique du régime de change. En effet, en considérant uniquement les phases d’excédents budgétaires (colonnes 5 à 8), le coefficient associé au régime de change reste toujours négatif et significativement différent de zéro. Il en résulte donc

que les pays en régime de change flexible ont significativement moins d'excédents budgétaires que les pays en régime de change fixe. En d'autres termes les excédents budgétaires sont significativement plus importants sous les régimes de change fixes et les unions monétaires. A l'inverse lorsqu'on considère les phases de déficits budgétaires (colonnes 9 à 12), le coefficient associé au régime de change devient positif et reste significativement différent de zéro. On peut donc en déduire que les pays en régime de change flexible ont de moins importants déficits budgétaires. Cet effet asymétrique du régime de change pourrait être une explication aux résultats précédents qui ne parviennent pas à établir une meilleure performance relative de l'un des régimes de change sur la soutenabilité des finances publiques. Chaque régime de change conserve des avantages et des inconvénients comme cela est théoriquement établi.

En raison des contraintes et des règles qui régissent l'ancrage ou les unions monétaires, les pays en régime de change fixe réalisent de meilleures performances budgétaires en moyenne. Cependant, cette performance est essentiellement due aux excédents plus importants sous ces régimes. Paradoxalement, ces pays ont également les déficits budgétaires les plus importants. Ce résultat remet en cause l'hypothèse de discipline budgétaire consacrée aux régimes de change fixes bien que ces derniers soient associés à de meilleures performances budgétaires globales. Si le choix d'un régime de change flexible conduit à de moins bonnes performances budgétaires globales, il laisse des possibilités au pays de corriger plus rapidement les chocs négatifs auxquels il fait face. Cela explique sans doute le fait que les déficits budgétaires sont plus réduits sous ces régimes. En effet, l'un des arguments les plus répandus dans la littérature sur les régimes de change flexible concerne leur aptitude à favoriser un ajustement rapide des déséquilibres économiques auxquels les pays sont confrontés. [Friedman \(1953\)](#) est le pionnier de cette théorie et à sa suite, plusieurs études empiriques ont confirmé cette thèse. Elles soutiennent en particulier que les régimes de change flexibles sont plus efficaces pour accélérer l'ajustement des déséquilibres de compte courant (voir entre autres, [Martin, 2016](#) ; [Ghosh et al., 2018](#)). Etant donné que le compte courant et le solde budgétaire sont théoriquement liés en vertu de l'équivalence ricardienne et du principe des déficits jumeaux, nos résultats font écho à cette thèse de Friedman. En effet, si le choix du régime de change flexible permet

aux pays d'ajuster plus facilement les chocs négatifs auxquels ils sont confrontés, ils sont plus susceptibles d'éviter des déficits budgétaires importants. Ceci est d'autant plus important pour les pays en développement qui sont grandement exposés aux fluctuations des termes de l'échange.

Nos résultats sont robustes au choix de la classification des régimes de change. En effet, l'effet asymétrique du régime de change est établi quel que soit la classification considérée. Les résultats portant sur la classification de [Shambaugh \(2004\)](#) ainsi que sur la classification de consensus sont respectivement présentés dans les tableaux [B-10](#) et [B-11](#) en annexe. Ces résultats confirment l'existence d'un effet asymétrique du régime de change sur les performances budgétaires. L'ancrage de la monnaie conduit à de meilleures performances budgétaires globales mais induit également des déficits budgétaires plus importants. Nos résultats montrent également que les variables de contrôle jouent un rôle déterminant dans l'évolution du solde budgétaire des pays. En effet, les chocs extérieurs positifs, le niveau de développement et la maîtrise des dépenses publiques contribuent à améliorer les soldes budgétaires. En revanche, l'endettement, la démocratie et le développement financier sont associés à une dégradation du solde budgétaire. L'impact négatif de la démocratie est surprenant mais il traduit l'effet des cycles budgétaires qui sont plus présents dans les démocraties non expérimentées. Il se traduit souvent par l'usage de la politique budgétaire à des fins électoralistes. L'effet négatif de l'endettement est certainement dû aux charges de la dette. Il peut aussi être le reflet d'une dette publique peu productive dans les pays en développement et marchés émergents. Le développement financier facilite les dépenses par l'Etat et est donc plus favorable aux déficits publics. En examinant les effets différenciés selon le cycle budgétaire, nous constatons que l'effet du développement économique n'est pas linéaire. Son effet globalement positif est dû au fait qu'il induit des excédents budgétaires plus importants. Autrement, le développement économique implique également des déficits budgétaires significatifs. Les résultats montrent également que la maîtrise des dépenses publiques est surtout efficace pour réduire les déficits budgétaires.

Tableau A-7 – Effet global des régimes de change sur les performances budgétaires

	Solde budgétaire global				Excédents budgétaires				Déficits budgétaires			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Régime de change	-0.290** (0.127)	-0.311** (0.127)	-0.385*** (0.124)	-0.392*** (0.122)	-0.927** (0.391)	-0.819** (0.399)	-0.951** (0.395)	-0.801** (0.399)	0.504*** (0.094)	0.388*** (0.093)	0.431*** (0.092)	0.327*** (0.089)
Chocs extérieurs	0.109*** (0.039)	0.108*** (0.040)	0.077** (0.036)	0.075** (0.036)	0.099*** (0.035)	0.093*** (0.035)	0.086** (0.037)	0.080** (0.035)	0.035* (0.019)	0.036* (0.019)	0.024 (0.017)	0.025 (0.017)
Dév financier	-0.040*** (0.005)	-0.045*** (0.005)	-0.036*** (0.005)	-0.039*** (0.005)	-0.064*** (0.015)	-0.054*** (0.015)	-0.073*** (0.016)	-0.060*** (0.017)	0.004 (0.003)	0.003 (0.004)	0.005 (0.003)	0.004 (0.004)
Ratio dette pub.	-0.035*** (0.004)	-0.033*** (0.004)	-0.033*** (0.004)	-0.032*** (0.004)	-0.038*** (0.011)	-0.038*** (0.012)	-0.026** (0.011)	-0.024** (0.011)	-0.024*** (0.003)	-0.021*** (0.003)	-0.027*** (0.003)	-0.023*** (0.003)
Log (PIB/tête)	1.019*** (0.169)	1.188*** (0.203)	1.071*** (0.160)	1.318*** (0.194)	0.827* (0.475)	0.899* (0.533)	1.136** (0.450)	1.221** (0.495)	-0.430*** (0.111)	-0.476*** (0.136)	-0.340*** (0.105)	-0.342*** (0.131)
Maîtrise dépenses	0.057*** (0.008)	0.054*** (0.008)	0.051*** (0.007)	0.047*** (0.007)	0.013 (0.009)	0.014 (0.009)	0.012 (0.009)	0.013 (0.009)	0.044*** (0.006)	0.033*** (0.006)	0.040*** (0.006)	0.030*** (0.006)
Démocratie	-0.154*** (0.024)	-0.145*** (0.029)	-0.149*** (0.023)	-0.146*** (0.028)	-0.184*** (0.043)	-0.080 (0.066)	-0.192*** (0.044)	-0.094 (0.065)	0.023 (0.019)	-0.021 (0.021)	0.023 (0.018)	-0.024 (0.020)
Constant	-12.602*** (1.310)	-14.808*** (1.603)	-13.159*** (1.419)	-16.116*** (1.664)	0.207 (4.711)	-2.109 (5.249)	-3.196 (4.450)	-6.263 (4.882)	-4.324*** (1.041)	-3.835*** (1.210)	-4.559*** (1.193)	-4.687*** (1.291)
Observations	1,590	1,590	1,590	1,590	327	327	327	327	1,263	1,263	1,263	1,263
R-squared	0.306	0.312	0.375	0.383	0.258	0.285	0.336	0.361	0.180	0.216	0.225	0.261
FE régions	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui
FE temporels	Non	Non	Oui	Oui	Non	Non	Oui	Oui	Non	Non	Oui	Oui

Notes : ***, ** et * signifient que le coefficient est respectivement différent de zéro aux seuils de 1%, 5% et 10%. Le régime de change s'appuie sur la classification de [Ilzetzi et al. \(2019\)](#) et prend trois valeurs : 1 pour fixe, 2 pour intermédiaire et 3 pour flexible. Dans les quatre dernières colonnes, la variable dépendante est le déficit budgétaire ($SB_{i,t} < 0$). Un coefficient positif d'une variable explicative signifie que celle-ci réduit le déficit budgétaire. En d'autres termes, elle est associée au déficit de moins importante taille. En revanche, un coefficient négatif signifie que la variable contribue à creuser le déficit budgétaire.

Tableau A-8 – Effets spécifiques des régimes de change sur les performances budgétaires

	Solde budgétaire global				Excédents budgétaires				Déficits budgétaires			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
RC intermédiaire	-0.688*** (0.237)	-0.607** (0.240)	-0.862*** (0.230)	-0.733*** (0.233)	-1.231** (0.625)	-1.111* (0.648)	-1.176* (0.609)	-1.110* (0.617)	0.470*** (0.175)	0.402** (0.176)	0.356** (0.171)	0.320* (0.172)
RC flexible	-0.451* (0.241)	-0.534** (0.242)	-0.613*** (0.235)	-0.681*** (0.233)	-1.659** (0.749)	-1.447* (0.765)	-1.763** (0.785)	-1.402* (0.802)	1.017*** (0.184)	0.773*** (0.180)	0.881*** (0.179)	0.655*** (0.174)
Chocs extérieurs	0.108*** (0.039)	0.107*** (0.039)	0.075** (0.036)	0.074** (0.036)	0.098*** (0.035)	0.092*** (0.034)	0.085** (0.036)	0.078** (0.035)	0.035* (0.019)	0.036* (0.019)	0.024 (0.017)	0.025 (0.017)
Dév financier	-0.040*** (0.005)	-0.045*** (0.005)	-0.036*** (0.005)	-0.039*** (0.005)	-0.065*** (0.015)	-0.056*** (0.016)	-0.075*** (0.016)	-0.062*** (0.017)	0.004 (0.003)	0.003 (0.004)	0.005 (0.003)	0.004 (0.004)
Ratio dette pub.	-0.034*** (0.004)	-0.033*** (0.004)	-0.033*** (0.004)	-0.032*** (0.004)	-0.038*** (0.011)	-0.038*** (0.012)	-0.025** (0.011)	-0.024** (0.011)	-0.024*** (0.003)	-0.021*** (0.003)	-0.027*** (0.003)	-0.023*** (0.003)
Log (PIB/tête)	1.003*** (0.168)	1.166*** (0.204)	1.052*** (0.160)	1.292*** (0.195)	0.842* (0.473)	0.910* (0.532)	1.150** (0.450)	1.240** (0.494)	-0.431*** (0.110)	-0.475*** (0.135)	-0.342*** (0.105)	-0.342*** (0.131)
Maîtrise dépenses	0.057*** (0.008)	0.054*** (0.008)	0.051*** (0.007)	0.047*** (0.007)	0.013 (0.009)	0.014 (0.009)	0.012 (0.009)	0.012 (0.009)	0.044*** (0.006)	0.033*** (0.006)	0.040*** (0.006)	0.030*** (0.006)
Démocratie	-0.154*** (0.024)	-0.145*** (0.029)	-0.149*** (0.023)	-0.146*** (0.028)	-0.182*** (0.043)	-0.076 (0.065)	-0.190*** (0.044)	-0.089 (0.065)	0.023 (0.019)	-0.021 (0.021)	0.022 (0.018)	-0.024 (0.020)
Constant	-12.616*** (1.298)	-14.721*** (1.630)	-13.250*** (1.401)	-16.076*** (1.680)	-0.728 (4.452)	-2.990 (4.990)	-4.106 (4.212)	-7.097 (4.649)	-3.798*** (1.043)	-3.465*** (1.226)	-4.093*** (1.183)	-4.354*** (1.299)
Observations	1,590	1,590	1,590	1,590	327	327	327	327	1,263	1,263	1,263	1,263
R-squared	0.307	0.313	0.377	0.384	0.258	0.286	0.336	0.362	0.180	0.216	0.225	0.261
FE régions	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui
FE temporels	Non	Non	Oui	Oui	Non	Non	Oui	Oui	Non	Non	Oui	Oui
$F - Stat(Int=Fl)$	1.29	0.12	1.50	0.06	0.45	0.25	0.73	0.16	10.52	5.01	9.99	4.20
$Prob > F$	0.257	0.732	0.221	0.804	0.505	0.618	0.392	0.686	0.001	0.025	0.002	0.041

105

Notes : ***, ** et * signifient que le coefficient est respectivement différent de zéro aux seuils de 1%, 5% et 10%. Le régime de change s'appuie sur la classification de [Ilzetzki et al. \(2019\)](#). La variable "RC Intermédiaire" prend la valeur 1 si le régime de change est intermédiaire et 0 sinon. De même la variable "RC flexible" prend la valeur 1 si le régime de change est flexible et 0 sinon. Le régime de change fixe, codé de la même manière, sert de référence dans les régressions. Dans les quatre dernières colonnes, la variable dépendante est le déficit budgétaire ($SB_{i,t} < 0$). Un coefficient positif d'une variable explicative signifie que celle-ci réduit le déficit budgétaire. En d'autres termes, elle est associée à déficit de moins importante taille. En revanche, un coefficient négatif signifie que la variable contribue à creuser le déficit budgétaire.

2.5.4 L'initiative PPTE influence t-elle nos résultats ?

Nos résultats sur la soutenabilité des finances publiques montrent que le régime de change ne semble pas jouer un rôle important sur le niveau de soutenabilité. Étant donné que les pays en développement sont un certain nombre à avoir pris part à l'initiative PPTE visant à rendre soutenable leur niveau d'endettement, celle-ci pourrait affecter leur performance budgétaire et la soutenabilité de leurs finances publiques. Puisque notre approche de la soutenabilité s'appuie sur un cadre de cointégration bivariée, il est impossible de prendre en compte directement l'effet de cette initiative dans les tests par régime de change. Cependant, nous avons de bonnes raisons de penser que cette initiative n'affecte pas nos résultats et notre conclusion sur les régimes de change.

En effet, les pays ayant pris part à cette initiative sont répartis dans les différents régimes de change. Dans notre échantillon de 110 pays, 25 ont pris part à l'initiative PPTE et en regardant la répartition selon les régimes de change, nous constatons que 25,5% des pays en régime de change fixe ont pris part à cette initiative tandis que dans les régimes de change intermédiaires et flexible, les taux sont respectivement de 20,5% et 21,1% selon la classification de de Ilzetzki et al. (2019)⁸. En considérant la classification de Shambaugh (2004), nous trouvons que 23,6% des pays en régime de change fixe ont pris part à l'initiative PPTE tandis 21,8% des pays en régime de change non fixe ont pris part à cette initiative. Cette répartition étant équilibrée entre les régimes de change, on peut raisonnablement penser que l'initiative PPTE n'influence pas les résultats relatifs aux régimes de change. Par ailleurs, étant donné que l'initiative PPTE est un programme d'allègement de la dette, ces résultats se font sentir dans les charges de la dette qui sont prises en compte dans les dépenses totales et par conséquent dans l'analyse de soutenabilité dans une certaine mesure. Enfin, en introduisant une variable PPTE (1 pour les pays PPTE et 0 pour les autres) pour tenir compte de l'initiative PPTE dans les régressions sur les performances budgétaires, nous constatons que cette initiative a permis d'améliorer significativement les performances budgétaires mais elle n'influence pas significativement les résultats concernant le régime de change (voir Tableau B-12).

8. Voir Tableau B-2 dans l'annexe.

2.6 Conclusion

La soutenabilité des finances publiques dans les pays en développement et marchés émergents est un sujet de préoccupation majeur. Elle conditionne la soutenabilité de leur dette et évite que les Etats soient confrontés à des mesures d'ajustement drastique à terme. L'enjeu est d'autant plus important pour ces pays que les besoins en dépenses publiques (santé, éducation, infrastructures, énergie, etc.) y sont très importants. Dans le même temps, les mécanismes de mobilisation des ressources internes sont souvent défaillants.

Cette étude se propose d'analyser la soutenabilité des finances publiques dans les pays en développement et marchés émergents avec une attention particulière sur le rôle que joue le régime de change. Sur le plan analytique, nous nous appuyons sur le concept de soutenabilité qui implique le respect par les pays de leur contrainte budgétaire intertemporelle. Sur le plan économétrique, notre étude s'appuie sur les techniques récentes de la cointégration en panel. L'échantillon est constitué de 110 pays en développement et marchés émergents et couvre deux décennies (1998 – 2017). Les différents tests et estimations effectués prennent en compte les dépendances inter-pays qui sont fondamentales dans l'analyse macroéconomique dans un contexte de globalisation des économies.

Les résultats montrent que les finances publiques des pays en développement et marchés émergents sont soutenables. Les recettes publiques et les dépenses publiques augmentées des charges de la dette sont cointégrées. Cependant le niveau de soutenabilité apparaît globalement faible en particulier lorsque l'effet du cycle économique est supprimé. Nous montrons également que le choix du régime de change n'influence pas significativement le niveau de soutenabilité des finances publiques. Quel que soit le type de variables (nominales, réelles et en pourcentage du PIB), les coefficients de soutenabilité estimés sont comparables dans les différents régimes de change. Ces résultats sont robustes au choix de la classification et de l'estimateur. Ils s'expliquent en partie par l'effet asymétrique du régime de change sur les performances budgétaires. En effet, alors que les régimes de change fixes sont associés à de meilleures performances budgétaires globales, les régimes de change flexibles contribuent mieux

à la réduction des déficits budgétaires.

Annexe

Tableau B-1 – Classification de [Ilzetzi et al. \(2019\)](#)

Classification de Ilzetzi, Reinhart et Rogoff (2019)	Classification groupée
No separate legal tender or currency union	Fixe
Pre announced peg or currency board arrangement	
Pre announced horizontal band that is narrower than or equal to $\pm 2\%$	
De facto peg	
Pre announced crawling peg ; de facto moving band narrower than or equal to $\pm 1\%$	Intermédiaire
Pre announced crawling band that is narrower than or equal to $\pm 2\%$ or de facto horizontal band that is narrower than or equal to $\pm 2\%$	
De facto crawling peg	
De facto crawling band that is narrower than or equal to $\pm 2\%$	
Pre announced crawling band that is wider than or equal to $\pm 2\%$	
De facto crawling band that is narrower than or equal to $\pm 5\%$	
Moving band that is narrower than or equal to $\pm 2\%$ (i.e., allows for both appreciation and depreciation over time)	
De facto moving band $\pm 5\%$ / Managed floating	Flexible
Freely floating	
Freely falling	Non pris en compte
Dual market in which parallel market data is missing.	

Tableau B-2 – Liste des pays et régimes de changes

Régimes de change	Pays
Fixe PPTE = 25,5%	Angola, Aruba, Azerbaijan, Bahamas, Bahrain, Barbados, Belize, Benin ^w , Bhutan, Bosnia and Herzegovina, Bulgaria, Burkina Faso ^w , Cambodia, Cameroon ^w , Cape Verde, Central African Republic ^w , Chad, Comoros ^w , Congo ^w , Cote d'Ivoire ^w , Croatia, Djibouti, Ecuador, El Salvador, Equatorial Guinea, Gabon, Grenada, Guinea-Bissau ^w , Jordan, Lebanon, Lesotho, Macedonia, Maldives, Mali ^w , Namibia, Niger ^w , Oman, Panama, Qatar, Saudi Arabia, Senegal ^w , Suriname, Swaziland, Togo ^w , Trinidad and Tobago, Ukraine, United Arab Emirates.
Intermédiaire PPTE = 20,5%	Albania, Algeria, Argentina, Bangladesh, Bolivia, Botswana, Burundi ^w , China, Costa Rica, Democratic Republic of Congo ^w , Dominican Republic, Egypt, Ethiopia ^w , Fiji, Gambia ^w , Georgia, Ghana ^w , Guatemala, Guinea ^w , Haiti, Honduras, India, Jamaica, Kenya, Kyrgyz Republic, Mauritius, Moldova, Mongolia, Morocco, Nigeria, Pakistan, Papua New Guinea, Romania, Russia, Rwanda ^w , Seychelles, Sierra Leone ^w , Solomon Islands, Sri Lanka, Sudan, Tajikistan, Tanzania ^w , Tunisia, Vietnam.
Flexible PPTE = 21,1%	Brazil, Brunei, Chile, Colombia, Hungary, Indonesia, Madagascar ^w , Malaysia, Mexico, Mozambique ^w , Paraguay, Philippines, Poland, South Africa, Turkey, Uganda ^w , Uruguay, Yemen, Zambia ^w .

Note : Les pays surmontés de la lettre *w* sont ceux qui ont pris part à l'initiative PPTE.

Tableau B-3 – Statistiques descriptives

Variables		Observations	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
Tous les pays						
Nominales (en log)	R_t	2200	22.113	2.056	16.010	28.873
	G_t	2200	22.294	2.043	17.400	29.030
Réelles (en log)	R_t	2200	17.073	3.068	-4.271	24.232
	G_t	2200	17.254	3.060	-3.967	24.390
En % du PIB	R_t	2200	24.813	9.813	0.637	63.09
	G_t	2200	29.107	10.018	2.632	70.822
RC Fixe						
Nominales (en log)	R_t	940	21.466	1.759	16.010	26.530
	G_t	940	21.601	1.703	17.400	26.423
Réelles (en log)	R_t	940	16.605	2.200	6.324	23.008
	G_t	940	16.741	2.163	6.477	23.409
En % du PIB	R_t	940	26.965	9.942	4.348	60.087
	G_t	940	30.454	9.950	11.081	61.944
RC Intermédiaire						
Nominales (en log)	R_t	880	22.125	2.054	17.381	28.873
	G_t	880	22.354	2.048	17.780	29.030
Réelles (en log)	R_t	880	17.242	2.305	10.095	24.232
	G_t	880	17.470	2.323	10.243	24.390
En % du PIB	R_t	880	22.092	9.261	0.637	62.661
	G_t	880	26.951	9.434	2.632	70.822
RC Flexible						
Nominales (en log)	R_t	380	23.688	1.855	19.918	27.546
	G_t	380	23.871	1.896	20.422	27.748
Réelles (en log)	R_t	380	17.841	5.395	-4.271	22.223
	G_t	380	18.024	5.372	-3.967	22.370
En % du PIB	R_t	380	25.789	9.233	3.47	63.09
	G_t	380	30.769	10.607	8.509	60.746

Tableau B-4 – Sensibilité des tests de faible dépendance interindividuelle à la classification

Panel	Variables	Nominales		Réelles		En % du PIB	
		CD-Test	P-Value	CD-Test	P-Value	CD-Test	P-Value
Classification de Shambaugh (2004)							
Ancrage	R_{it}	172.300	0.000	172.256	0.000	167.067	0.000
	G_{it}	172.308	0.000	172.272	0.000	168.369	0.000
	ε_{it}	31.247	0.000	31.352	0.000	30.691	0.000
Non ancrage	R_{it}	172.303	0.000	159.775	0.000	167.847	0.000
	G_{it}	172.309	0.000	159.768	0.000	168.121	0.000
	ε_{it}	27.155	0.000	34.939	0.000	31.136	0.000
Consensus Shambaugh (2004) et Ilzetzki et al. (2019)							
Ancrage	R_{it}	140.683	0.000	140.647	0.000	136.578	0.000
	G_{it}	140.688	0.000	140.656	0.000	137.577	0.000
	ε_{it}	26.440	0.000	26.800	0.000	22.507	0.000
Non ancrage	R_{it}	203.920	0.000	191.363	0.000	198.314	0.000
	G_{it}	203.929	0.000	191.362	0.000	198.876	0.000
	ε_{it}	32.254	0.000	37.504	0.000	38.149	0.000

Tableau B-5 – Sensibilité des tests de racine unitaire au choix de la classification

Variables	Nominales		Réelles		En % du PIB	
	R_t	G_t	R_t	G_t	R_t	G_t
Classification de Shambaugh (2004)						
Ancrage	0.986	-0.979	2.143	-0.142	4.578	1.903
	(0.838)	(0.164)	(0.984)	(0.443)	(1.000)	(0.971)
Non ancrage	0.768	0.524	0.825	0.459	3.044	2.815
	(0.779)	(0.700)	(0.795)	(0.677)	(0.999)	(0.998)
Consensus Shambaugh (2004) et Ilzetzki et al. (2019)						
Ancrage	1.049	-1.150	1.814	0.174	5.061	1.137
	(0.853)	(0.125)	(0.965)	(0.569)	(1.000)	(0.872)
Non ancrage	0.795	0.755	1.219	0.639	2.902	3.374
	(0.787)	(0.775)	(0.889)	(0.739)	(0.998)	(1.000)

Note : Les valeurs entre parenthèses correspondent aux p-values associées aux différentes statistiques de test.

Tableau B-6 – Tests de racine unitaire sur les variables en différence première

Variables	Nominales		Réelles		En % du PIB	
	ΔR_t	ΔG_t	ΔR_t	ΔG_t	ΔR_t	ΔG_t
Tous les pays	-10.943 (0.000)	-9.047 (0.000)	-10.396 (0.000)	-8.750 (0.000)	-16.930 (0.000)	-8.279 (0.000)
Classification de Ilzetzki et al. (2019)						
RC Fixe	-8.996 (0.000)	-4.495 (0.000)	-8.040 (0.000)	-4.120 (0.000)	-12.423 (0.000)	-5.767 (0.000)
RC Interlédiare	-6.733 (0.000)	-6.654 (0.000)	-5.335 (0.000)	-4.997 (0.000)	-6.666 (0.000)	-5.684 (0.000)
RC Flexible	-1.971 (0.024)	-2.550 (0.005)	-3.876 (0.000)	-3.599 (0.000)	-7.841 (0.000)	-3.215 (0.001)
Classification de Shambaugh (2004)						
Ancrage	-7.736 (0.000)	-4.823 (0.000)	-7.381 (0.000)	-4.916 (0.000)	-12.769 (0.000)	-6.439 (0.000)
Non ancrage	-7.517 (0.000)	-7.338 (0.000)	-7.083 (0.000)	-6.523 (0.000)	-9.477 (0.000)	-6.605 (0.000)
Consensus Shambaugh (2004) et Ilzetzki et al. (2019)						
Ancrage	-8.902 (0.000)	-4.319 (0.000)	-8.184 (0.000)	-3.950 (0.000)	-12.096 (0.000)	-5.590 (0.000)
Non ancrage	-7.283 (0.000)	-7.666 (0.000)	-7.327 (0.000)	-7.289 (0.000)	-10.020 (0.000)	-6.887 (0.000)

Note : Les valeurs entre parenthèses correspondent aux p-values associées aux différentes statistiques de test. $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$ signifie la différence première.

Tableau B-7 – Sensibilité des tests de cointégration au choix de la classification

Variables	Classification de Shambaugh (2004)						Consensus Shambaugh (2004) et Ilzetzki et al. (2019)					
	Ancrage de la monnaie			Non ancrage de la monnaie			Ancrage de la monnaie			Non ancrage de la monnaie		
	Value	Z-Value	P-Value Robust	Value	Z-Value	P-Value Robust	Value	Z-Value	P-Value Robust	Value	Z-Value	P-Value Robust
Séries nominales												
G_t	-2.676	-7.412	0.003	-2.484	-5.835	0.002	-2.687	-6.792	0.006	-2.506	-6.534	0.001
G_a	-7.850	-0.964	0.000	-7.171	-0.039	0.006	-7.931	-0.972	0.002	-7.219	-0.114	0.004
P_t	-16.768	-6.067	0.004	-15.990	-5.285	0.015	-15.200	-5.521	0.013	-17.526	-5.889	0.013
P_a	-7.525	-5.504	0.003	-7.359	-5.226	0.003	-7.682	-5.215	0.005	-7.218	-5.426	0.007
Séries réelles												
G_t	-2.458	-5.620	0.008	-2.531	-6.217	0.000	-2.484	-5.272	0.009	-2.502	-6.502	0.000
G_a	-7.489	-0.472	0.000	-7.000	0.195	0.005	-7.518	-0.463	0.000	-7.054	0.130	0.002
P_t	-16.461	-5.759	0.008	-16.644	-5.943	0.006	-15.025	-5.345	0.011	-17.843	-6.208	0.006
P_a	-7.175	-4.919	0.009	-7.495	-5.453	0.003	-7.403	-4.794	0.006	-7.134	-5.274	0.001
Séries en % du PIB												
G_t	-2.150	-3.077	0.012	-2.401	-5.144	0.000	-2.254	-3.555	0.009	-2.291	-4.605	0.000
G_a	-6.286	1.166	0.004	-6.868	0.374	0.001	-6.560	0.718	0.005	-6.589	0.819	0.000
P_t	-19.166	-8.479	0.002	-15.756	-5.049	0.009	-17.853	-8.189	0.003	-17.042	-5.402	0.019
P_a	-8.305	-6.806	0.003	-7.165	-4.902	0.010	-8.740	-6.815	0.002	-6.760	-4.594	0.020

Notes : Le nombre de retards et d'avancées est déterminé à partir du critère d'information d'Akaike (AIC). Seules les p-values robustes à la dépendance inter-individuelle sont reportées. Elles ont été obtenues à travers une procédure de bootstrap avec 1000 réplifications. Le paramètre de la fenêtre du noyau de Bartlett est déterminé selon la règle $(T/100)^{2/9} \times 4$ définie par [Westerlund \(2007\)](#), avec T la dimension temporelle du panel.

Tableau B-8 – Test de racine unitaire avec ruptures — Test de Carrion-i Silvestre et al. (2005)

Variable	Variance de LT	Tout régime		RC fixe		RC intermédiaire		RC flexible	
		Rt	Gt	Rt	Gt	Rt	Gt	Rt	Gt
Nominal									
	Homogène	46.07	47.14	20.11	47.59	39.99	33.38	31.79	30.01
	Hétérogène	235.76	200.85	120.77	116.83	200.06	166.48	106.48	100.74
Réel									
	Homogène	31.41	26.54	14.61	17.38	32.10	25.44	22.37	16.87
	Hétérogène	204.10	287.54	112.35	126.89	184.26	201.22	123.25	278.16
% PIB									
	Homogène	43.58	30.43	23.17	22.85	50.53	26.19	16.72	20.40
	Hétérogène	185.57	121.10	95.37	52.03	202.19	134.92	64.21	65.68

Tableau B-9 – Test de cointégration avec ruptures — Test de [Westerlund et Edgerton \(2008\)](#)

Variables	Ech. total				RC fixe				RC intermédiaire				RC flexible			
	Chg. niveau		Chg. régime		Chg. niveau		Chg. régime		Chg. niveau		Chg. régime		Chg. niveau		Chg. régime	
	Stat.	P-value	Stat.	P-value	Stat.	P-value	Stat.	P-value	Stat.	P-value	Stat.	P-value	Stat.	P-value	Stat.	P-value
Nominales																
$Z_\tau(N)$	-3.517	0.000	-4.276	0.000	-2.916	0.002	-4.363	0.000	-2.831	0.002	-6.368	0.000	-3.196	0.001	-3.387	0.000
$Z_\phi(N)$	-2.615	0.004	-2.308	0.011	-3.095	0.001	-4.859	0.000	-1.376	0.084	-3.709	0.000	-1.956	0.025	-2.051	0.020
Réelles																
$Z_\tau(N)$	-4.345	0.000	-3.680	0.000	-1.844	0.033	-4.190	0.000	-6.998	0.000	-5.150	0.000	-2.916	0.002	-3.078	0.001
$Z_\phi(N)$	-2.709	0.003	-2.008	0.022	-1.698	0.045	-4.937	0.000	-4.496	0.000	-3.243	0.001	-2.126	0.017	-3.734	0.000
% du PIB																
$Z_\tau(N)$	-0.880	0.189	-2.090	0.018	-1.684	0.046	-1.257	0.104	-1.636	0.051	-6.543	0.000	-1.865	0.031	-3.428	0.000
$Z_\phi(N)$	-0.583	0.280	-1.629	0.052	-2.837	0.002	-2.652	0.004	-0.439	0.330	-5.875	0.000	-0.428	0.334	-2.670	0.004

Notes : Le paramètre de la fenêtre du noyau de Bartlett est déterminé selon la règle $(T/100)^{2/9} \times 4$ définie par [Westerlund et Edgerton \(2008\)](#), avec T la dimension temporelle du panel. Les valeurs P (P-value) sont pour un test unilatéral basé sur la distribution normale.

Tableau B-10 – Effets des régimes de change sur les performances budgétaires/ Classification de [Shambaugh \(2004\)](#)

	Solde budgétaire global				Excédents budgétaires				Déficits budgétaires			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Régime de change	0.636*** (0.206)	0.656*** (0.211)	0.727*** (0.199)	0.734*** (0.203)	1.341** (0.575)	1.333** (0.584)	1.260** (0.552)	1.248** (0.556)	-0.512*** (0.154)	-0.347** (0.156)	-0.417*** (0.151)	-0.269* (0.153)
Chocs extérieurs	0.102*** (0.037)	0.101*** (0.037)	0.071** (0.034)	0.070** (0.034)	0.092*** (0.033)	0.087*** (0.032)	0.078** (0.035)	0.072** (0.034)	0.035* (0.019)	0.036* (0.019)	0.023 (0.016)	0.024 (0.017)
Dév financier	-0.038*** (0.005)	-0.042*** (0.005)	-0.034*** (0.004)	-0.036*** (0.005)	-0.071*** (0.015)	-0.059*** (0.015)	-0.080*** (0.016)	-0.065*** (0.017)	0.006* (0.003)	0.004 (0.004)	0.006** (0.003)	0.006 (0.004)
Ration dette pub.	-0.033*** (0.003)	-0.031*** (0.004)	-0.031*** (0.004)	-0.029*** (0.004)	-0.034*** (0.010)	-0.034*** (0.010)	-0.022** (0.010)	-0.020** (0.010)	-0.025*** (0.003)	-0.021*** (0.003)	-0.027*** (0.003)	-0.023*** (0.003)
Log (PIB/tête)	0.937*** (0.163)	1.095*** (0.195)	1.005*** (0.155)	1.246*** (0.188)	0.943** (0.446)	1.021** (0.497)	1.253*** (0.422)	1.347*** (0.462)	-0.436*** (0.107)	-0.489*** (0.129)	-0.349*** (0.103)	-0.363*** (0.127)
Maîtrise dépenses	0.060*** (0.007)	0.057*** (0.007)	0.054*** (0.007)	0.049*** (0.007)	0.013 (0.009)	0.013 (0.009)	0.012 (0.009)	0.013 (0.009)	0.045*** (0.006)	0.034*** (0.005)	0.041*** (0.006)	0.031*** (0.006)
Démocratie	-0.142*** (0.023)	-0.133*** (0.027)	-0.137*** (0.022)	-0.135*** (0.026)	-0.180*** (0.043)	-0.068 (0.065)	-0.190*** (0.044)	-0.079 (0.065)	0.020 (0.018)	-0.023 (0.020)	0.020 (0.018)	-0.025 (0.019)
Constant	-13.227*** (1.218)	-15.271*** (1.516)	-14.127*** (1.339)	-16.918*** (1.589)	-2.948 (3.887)	-5.393 (4.342)	-6.495* (3.639)	-9.571** (4.007)	-3.189*** (1.022)	-2.887** (1.186)	-3.659*** (1.145)	-3.872*** (1.254)
Observations	1,715	1,715	1,715	1,715	336	336	336	336	1,379	1,379	1,379	1,379
R-squared	0.297	0.302	0.368	0.375	0.259	0.288	0.338	0.366	0.171	0.207	0.214	0.250
FE régions	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui
FE temporels	Non	Non	Oui	Oui	Non	Non	Oui	Oui	Non	Non	Oui	Oui

Notes : ***, ** et* signifient que le coefficient est respectivement différent de zéro aux seuils de 1%, 5% et 10%. Le régime de change s'appuie sur la classification de [Shambaugh \(2004\)](#) et prend deux valeurs : 1 pour l'ancrage de la monnaie et 0 pour le non ancrage de la monnaie. Ainsi l'ordre de la flexibilité est contraire celui de [Ilzetzki et al. \(2019\)](#). L'effet du régime de change est donc l'effet de l'ancrage ou de l'arrimage de la monnaie contrairement à la classification à trois régime. Dans les quatre dernières colonnes, la variable dépendante est le déficit budgétaire ($SB_{i,t} < 0$). Un coefficient positif d'une variable explicative signifie que celle-ci réduit le déficit budgétaire. En d'autres termes, elle est associée à déficit de moins importante taille. En revanche, un coefficient négatif signifie que la variable contribue à creuser le déficit budgétaire.

Tableau B-11 – Effets des régimes de change sur les performances budgétaires/ Classification consensuelle

	Solde budgétaire global				Excédents budgétaires				Déficits budgétaires			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Régime de change	0.548** (0.220)	0.513** (0.224)	0.670*** (0.211)	0.590*** (0.214)	1.573** (0.652)	1.451** (0.674)	1.504** (0.627)	1.349** (0.634)	-0.638*** (0.161)	-0.492*** (0.162)	-0.521*** (0.158)	-0.407*** (0.158)
Chocs extérieurs	0.102*** (0.037)	0.101*** (0.037)	0.071** (0.034)	0.070** (0.034)	0.092*** (0.033)	0.087*** (0.032)	0.077** (0.035)	0.071** (0.034)	0.035* (0.018)	0.036* (0.019)	0.024 (0.016)	0.024 (0.017)
Dév. financier	-0.035*** (0.004)	-0.040*** (0.005)	-0.031*** (0.004)	-0.033*** (0.005)	-0.064*** (0.015)	-0.054*** (0.015)	-0.074*** (0.016)	-0.060*** (0.017)	0.004 (0.003)	0.003 (0.004)	0.005 (0.003)	0.005 (0.003)
Ratio dette pub.	-0.033*** (0.004)	-0.032*** (0.004)	-0.031*** (0.004)	-0.030*** (0.004)	-0.034*** (0.010)	-0.035*** (0.010)	-0.022** (0.010)	-0.021** (0.009)	-0.024*** (0.003)	-0.021*** (0.003)	-0.027*** (0.003)	-0.022*** (0.003)
Log (PIB/tête)	0.889*** (0.162)	1.027*** (0.193)	0.948*** (0.153)	1.167*** (0.185)	0.803* (0.479)	0.848 (0.545)	1.122** (0.449)	1.182** (0.503)	-0.399*** (0.104)	-0.442*** (0.125)	-0.321*** (0.100)	-0.327*** (0.123)
Maitrise dépenses	0.060*** (0.007)	0.058*** (0.007)	0.054*** (0.007)	0.050*** (0.007)	0.012 (0.009)	0.013 (0.009)	0.012 (0.009)	0.013 (0.009)	0.045*** (0.006)	0.034*** (0.005)	0.041*** (0.006)	0.031*** (0.006)
Démocratie	-0.149*** (0.023)	-0.141*** (0.027)	-0.144*** (0.022)	-0.144*** (0.026)	-0.182*** (0.042)	-0.077 (0.064)	-0.190*** (0.043)	-0.088 (0.064)	0.023 (0.018)	-0.020 (0.019)	0.023 (0.017)	-0.024 (0.019)
Constant	-12.796*** (1.219)	-14.636*** (1.523)	-13.641*** (1.341)	-16.230*** (1.597)	-1.881 (4.108)	-4.133 (4.584)	-5.299 (3.886)	-8.306* (4.257)	-3.478*** (0.998)	-3.318*** (1.150)	-3.875*** (1.134)	-4.194*** (1.234)
Observations	1,715	1,715	1,715	1,715	336	336	336	336	1,379	1,379	1,379	1,379
R-squared	0.297	0.301	0.368	0.374	0.262	0.289	0.342	0.367	0.174	0.210	0.216	0.252
FE régions	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui
FE temporels	Non	Non	Oui	Oui	Non	Non	Oui	Oui	Non	Non	Oui	Oui

Notes : ***, ** et * signifient que le coefficient est respectivement différent de zéro aux seuils de 1%, 5% et 10%. Le régime de change s'appuie sur la classification de consensus et prend deux valeurs : 1 pour l'ancrage de la monnaie et 0 pour le non ancrage de la monnaie. Ainsi l'ordre de la flexibilité est contraire celui de [Ilzetzki et al. \(2019\)](#). L'effet du régime de change est donc l'effet de l'ancrage ou de l'arrimage de la monnaie contrairement à la classification à trois régime. Dans les quatre dernières colonnes, la variable dépendante est le déficit budgétaire ($SB_{i,t} < 0$). Un coefficient positif d'une variable explicative signifie que celle-ci réduit le déficit budgétaire. En d'autres termes, elle est associée à déficit de moins importante taille. En revanche, un coefficient négatif signifie que la variable contribue à creuser le déficit budgétaire.

Tableau B-12 – Effet global des régimes de change sur les performances budgétaires + PPTE

	Solde budgétaire global				Excédents budgétaires				Déficits budgétaires			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Régime de change	-0.289** (0.127)	-0.347*** (0.128)	-0.394*** (0.124)	-0.437*** (0.124)	-0.768** (0.385)	-0.745* (0.395)	-0.822** (0.390)	-0.746* (0.397)	0.497*** (0.094)	0.359*** (0.093)	0.414*** (0.091)	0.289*** (0.089)
Chocs extérieurs	0.107*** (0.040)	0.107*** (0.040)	0.074** (0.036)	0.074** (0.036)	0.092*** (0.033)	0.091*** (0.033)	0.078** (0.035)	0.076** (0.035)	0.035* (0.019)	0.035* (0.019)	0.024 (0.017)	0.024 (0.017)
Dev. financier	-0.037*** (0.005)	-0.043*** (0.005)	-0.031*** (0.005)	-0.037*** (0.005)	-0.061*** (0.015)	-0.058*** (0.015)	-0.072*** (0.016)	-0.064*** (0.017)	0.006* (0.003)	0.004 (0.004)	0.008** (0.003)	0.006 (0.004)
Ratio dette pub	-0.036*** (0.004)	-0.035*** (0.004)	-0.036*** (0.004)	-0.034*** (0.004)	-0.046*** (0.012)	-0.045*** (0.013)	-0.035*** (0.012)	-0.032*** (0.012)	-0.025*** (0.003)	-0.022*** (0.003)	-0.028*** (0.003)	-0.024*** (0.003)
Log (PIB/tête)	1.304*** (0.194)	1.360*** (0.210)	1.448*** (0.186)	1.529*** (0.202)	1.400*** (0.458)	1.248** (0.509)	1.731*** (0.453)	1.613*** (0.485)	-0.285** (0.137)	-0.354** (0.146)	-0.111 (0.131)	-0.184 (0.140)
Maitrise dépenses	0.058*** (0.008)	0.057*** (0.008)	0.052*** (0.007)	0.049*** (0.007)	0.015* (0.009)	0.015* (0.009)	0.012 (0.009)	0.013 (0.009)	0.045*** (0.006)	0.036*** (0.006)	0.041*** (0.006)	0.032*** (0.006)
Démocratie	-0.142*** (0.024)	-0.134*** (0.029)	-0.131*** (0.022)	-0.132*** (0.028)	-0.151*** (0.045)	-0.066 (0.067)	-0.153*** (0.046)	-0.077 (0.067)	0.027 (0.019)	-0.015 (0.020)	0.029 (0.018)	-0.016 (0.020)
PPTE	1.275*** (0.370)	1.285*** (0.470)	1.650*** (0.356)	1.483*** (0.440)	3.105** (1.265)	2.320* (1.374)	3.156** (1.232)	2.339* (1.338)	0.566** (0.245)	0.819*** (0.304)	0.861*** (0.239)	0.999*** (0.294)
Constant	-15.609*** (1.587)	-16.372*** (1.671)	-16.767*** (1.654)	-17.791*** (1.735)	-5.661 (4.541)	-4.806 (5.004)	-8.137* (4.488)	-8.209* (4.779)	-5.830*** (1.322)	-5.010*** (1.309)	-6.741*** (1.400)	-6.065*** (1.370)
Observations	1,590	1,590	1,590	1,590	327	327	327	327	1,263	1,263	1,263	1,263
R-squared	0.312	0.316	0.384	0.388	0.280	0.295	0.358	0.371	0.184	0.221	0.234	0.268
FE régions	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui
FE temporels	Non	Non	Oui	Oui	Non	Non	Oui	Oui	Non	Non	Oui	Oui

Notes : ***, ** et * signifient que le coefficient est respectivement différent de zéro aux seuils de 1%, 5% et 10%. Le régime de change s'appuie sur la classification de [Ilzetzki et al. \(2019\)](#) et prend trois valeurs : 1 pour fixe, 2 pour intermédiaire et 3 pour flexible. Dans les quatre dernières colonnes, la variable dépendante est le déficit budgétaire ($SB_{i,t} < 0$). Un coefficient positif d'une variable explicative signifie que celle-ci réduit le déficit budgétaire. En d'autres termes, elle est associée à déficit de moins importante taille. En revanche, un coefficient négatif signifie que la variable contribue à creuser le déficit budgétaire.

Chapitre 3

Economie informelle et performances budgétaires : Une analyse par les régressions quantiles en panel

Note : Une version de ce chapitre a été publiée en tant que Isabelle Do Santos (2020). “Economie informelle et performances budgétaires : Une analyse par les régressions quantiles en panel”, Working Papers of BETA 2020-53, Bureau d’Economie Théorique et Appliquée, UDS, Strasbourg.

Résumé

Dans les pays en développement et économies émergentes, le secteur informel occupe une place importante dans la vie économique et échappe au contrôle des pouvoirs publics. Dans ce chapitre, nous étudions l’effet de la taille du secteur informel sur les performances budgétaires de ces pays. Pour tenir compte des effets extrêmes, nous adoptons une approche non-linéaire en utilisant des régressions quantiles en panel avec prise en compte des effets fixes. Nos résultats montrent que le développement de l’activité informelle affecte négativement et significativement les performances budgétaires. En limitant les ressources publiques, la prolifération de l’activité informelle réduit significativement les marges de manœuvre des pouvoirs publics dans les dépenses publiques y compris les dépenses sociales. Plus important encore, nos résultats révèlent que les pays les plus fragiles sur le plan budgétaire souffrent davantage du développement de l’activité informelle.

Keywords : *Activité informelle, finances publiques, régressions quantiles en panel.*

Classification JEL : *H11, H26, C22, C23.*

3.1 Introduction

La politique budgétaire est l'un des principaux outils dont disposent les pouvoirs publics pour conduire la politique économique. Elle s'appuie sur deux leviers que sont les recettes publiques et des dépenses publiques. Si les dépenses publiques sont le moyen par lequel les gouvernements implémentent leur plan de développement, celles-ci sont dépendantes du niveau des recettes publiques. En effet, plus les recettes publiques sont importantes, plus les marges de manœuvre budgétaires des pouvoirs publics sont élevées. Si pour les pays en développement, des sources de financement externes comme l'aide publique au développement (APD), les investissements directs étrangers (IDE), les transferts de fonds de migrants et la dette extérieure participent au financement du développement, ces ressources sont très volatiles, incertaines et échappent donc au contrôle des pouvoirs publics de ces États. L'APD adressée aux pays en développement est en baisse continue et est passée de 9,6% du PIB en 2002 à seulement 5% du PIB en 2018 selon les données de la Banque mondiale. Pour les pays d'Afrique subsaharienne (ASS), l'APD a baissé de 2 points du PIB entre 2003 et 2018 pour ne représenter désormais que 3% du PIB. Les IDE stagnent autour de 4,5% du PIB pour l'ensemble des pays en développement et baisse à moins de 2% du PIB pour les pays d'ASS. Bien que la dynamique des transferts des migrants est croissante, ces ressources restent globalement faible et ne dépassent pas 3% du PIB pour l'ASS. Par ailleurs, pour les pays en développement l'accès aux marchés mondiaux de capitaux est difficile et très coûteux. Il en résulte que les ressources domestiques restent pour ces économies le moyen le plus sûr pour financer durablement leur développement.

Le problème dans les pays en développement est que le niveau de mobilisation des recettes publiques est faible alors que les besoins de financement sont énormes dans tous les secteurs de la vie économique. Les causes de la faible mobilisation des recettes publiques dans les économies en développement sont nombreuses. Outre la mauvaise gouvernance, la dimension du secteur informel dans les pays en développement explique le faible niveau de mobilisation de recettes fiscales. En effet, une large partie de l'activité économique dans ces pays se déroule dans l'informel et échappe ainsi à la fiscalité. La concentration de l'administration fiscale dans les

zones urbaines, qui sont souvent de taille petite, renforce le développement de l'activité informelle. Il s'en suit que les recettes publiques sont faibles. En amenuisant les moyens de l'Etat, le secteur informel limite également la possibilité pour l'Etat de réaliser convenablement les dépenses relatives à ses fonctions régaliennes. La taille du secteur informel a donc une influence sur les recettes, les dépenses et les soldes budgétaires des Etats.

L'impact du secteur informel sur l'activité économique et les finances publiques a fait l'objet de plusieurs études (entre autres, [Schneider et Enste, 2000](#) ; [Feld et Schneider, 2010](#) ; [Kodila-Tedika et Mutascu, 2014](#) ; [Mazhar et Méon, 2017](#)). Si la plupart des études montrent que l'accroissement du secteur informel nuit à la mobilisation des ressources publiques, la politique budgétaire et la qualité des institutions influencent également le niveau de l'informel dans les pays ([Schneider et Neck, 1993](#) ; [Jacquemot et Raffinot, 2018](#) ; [Maiti et Bhattacharyya, 2020](#)). Par ailleurs, alors que le plus grand nombre des études analysent l'impact du secteur informel sur les finances publiques à travers des modèles linéaires, [Wu et Schneider \(2019\)](#) montrent par exemple qu'il existe une relation non-linéaire de forme U entre l'économie informelle et le niveau de développement. Etant donné les fortes variations dans les parts du secteur informel selon les économies, une analyse non-linéaire permettrait en effet de mieux appréhender l'impact du secteur informel.

Dans cette étude, nous analysons l'impact de la taille du secteur informel sur les performances budgétaires des pays en développement et économies émergentes. Nous nous intéressons à l'impact du poids de l'économie informelle à la fois sur les recettes publiques, les dépenses publiques et le solde budgétaire de ces pays. Pour tenir compte de la forte hétérogénéité dans la taille du secteur informel entre les pays et des points extrêmes, nous recourons à un modèle de régression non-linéaire. En particulier, nous utilisons des régressions quantiles en panel avec prise en compte des effets fixes individuels. Ce modèle permet d'étudier les effets de la taille du secteur informel sur les différentes échelles de la répartition des variables budgétaires. En plus d'utiliser une approche nouvelle et robuste de la non-linéarité dans l'analyse de l'impact du secteur informel sur les finances publiques, cette étude contribue à la littérature en analysant à la fois l'impact sur les variables budgétaires agrégées et sur leurs composantes. Notre étude apporte ainsi plus de développement dans

l'analyse. Par ailleurs, l'usage de l'approche quantile en panel avec prise en compte des effets fixes est une première sur cette problématique.

Le reste de ce chapitre est structuré comme suit. La section 3.2 présente des éléments de revue de la littérature. Dans la section 3.3, nous exposons la stratégie empirique et les données de l'étude. La section 3.4 présente et discute les résultats empiriques. Enfin la section 3.5 conclut le chapitre.

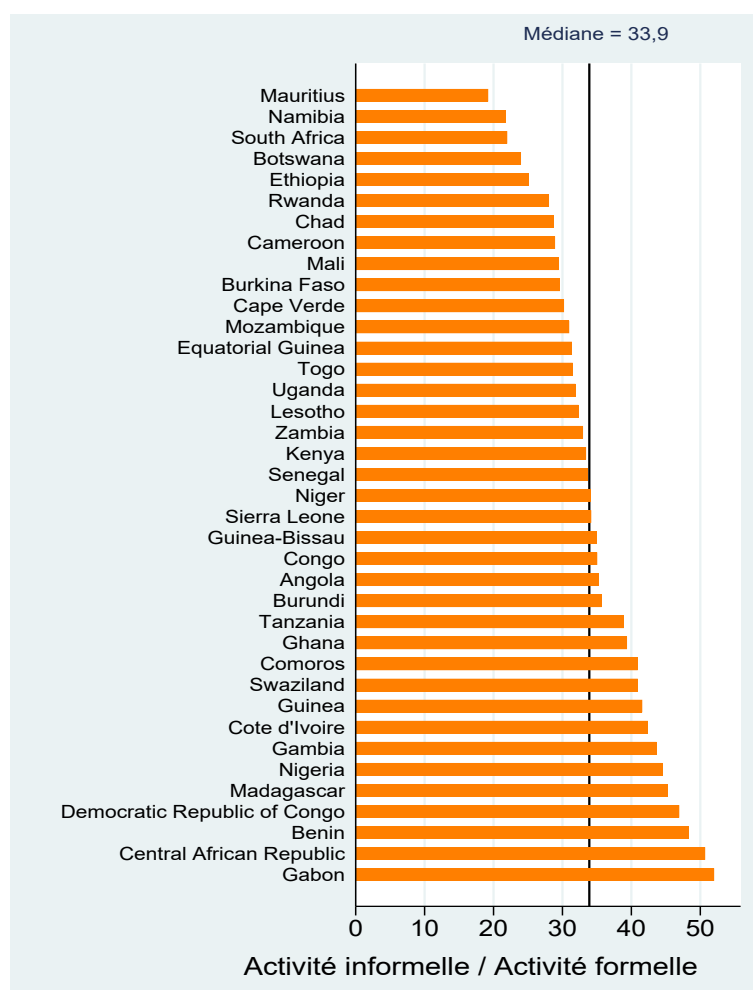
3.2 Revue de la littérature

3.2.1 Les caractéristiques et causes de l'économie informelle

Selon l'Organisation Internationale du Travail (OIT), l'économie informelle occupe plus de la moitié de la main-d'œuvre mondiale et plus de 90% des micros et petites entreprises dans le monde. Ce sont les pays en développement et les marchés émergents qui concentrent les proportions les plus fortes de secteur informel. La Figure B-1 montre la part de l'activité informelle dans le PIB dans certains pays d'Afrique. Le poids du secteur informel atteint au moins 33,9% du PIB dans la moitié de ces pays. Ce secteur est caractérisé par une technologie rudimentaire ou vétuste, les emplois sont de qualité médiocre du fait du niveau faible des compétences et de la productivité. Pour corollaire, les rémunérations sont aussi basses et irrégulières. Ces activités se déroulent souvent dans des endroits minuscules voire dérisoires avec des conditions de travail pénibles, peu fiables et malsaines. Les activités du secteur informel sont difficiles à localiser car ceux qui les mènent ne sont ni reconnus, ni enregistrés, ni régis et ni protégés par la législation du travail ou la protection sociale.

Schneider et Enste (2000) ont mis en exergue cinq causes responsables de l'augmentation de l'économie informelle. Les auteurs soulignent que l'imposition excessive et l'intensité des réglementations par les gouvernements induisent l'apparition du secteur informel. Ils trouvent que la fiscalité et les paiements de sécurité sociale, combinés à l'augmentation des activités réglementaires de l'État et les restrictions

FIGURE B-1 – Part de l'activité informelle, 2015



Notes : La variable de l'activité informelle est construite par [Medina et Schneider \(2018\)](#).

du marché de travail, sont les principaux moteurs de la taille et de la croissance de l'économie informelle. Précédemment, [Loayza \(1996\)](#) montrait déjà que la taille du secteur informel dépend positivement des indicateurs de la charge fiscale et des restrictions du marché du travail, et négativement d'un indicateur de la qualité des institutions gouvernementales. En effet, les gouvernements des marchés émergents et économies en développement n'ont souvent pas la capacité de faire respecter les règles de conformité relatives aux finances publiques. Plutôt que de réformer leurs systèmes fiscaux et de sécurité sociale, la plupart de ces pays tentent de contrôler

les activités informelles par diverses mesures punitives ou encore par l'éducation (Schneider et Enste, 2000).

En outre, les réglementations et lois liées au marché du travail, aux barrières commerciales limitent quelques parts la liberté de choix pour les travailleurs du secteur formel et les individus préfèrent rester dans l'informel afin de réduire les coûts salariaux totaux. Par ailleurs, la réduction du nombre d'heures officielles de travail ainsi que le taux de chômage favorisent potentiellement la croissance d'activités informelles (Schneider et Enste, 2000 ; Feld et Schneider, 2010). De même, Schneider et Enste (2000) révèlent que le système de protection sociale décourage fortement les personnes qui reçoivent des prestations d'aide sociale de chercher même du travail dans l'économie formelle, car leur revenu global est beaucoup plus élevé lorsqu'elles reçoivent encore ces transferts, tout en menant éventuellement des activités informelles.

La politique budgétaire devrait se concentrer davantage sur la prise de mesures visant à réduire la taille de l'économie informelle au travers du renforcement de l'application des impôts, du renforcement de l'environnement institutionnel et l'ordre public et de l'amélioration de la qualité de la bureaucratie d'État (Çiçek et Elgin, 2011). Pour Porta et Shleifer (2014), plutôt que d'encourager les entreprises informelles à devenir formelles, les politiques fiscales peuvent avoir pour effet de les emmener à la faillite, conduisant à la pauvreté et à la misère des travailleurs et des entrepreneurs informels ou au mieux les maintenir dans ce secteur.

3.2.2 Impact de l'informel sur les finances publiques

La forte prévalence de l'économie informelle a des effets négatifs sur les entreprises, les recettes des États, le champ d'action des gouvernements, l'harmonie des institutions et la concurrence loyale. La littérature révèle qu'une augmentation de l'informalité réduit les revenus de l'Etat (Schneider et Enste, 2000 ; Mazhar et Méon, 2017) et entraîne une baisse de la qualité et de la quantité des biens et services publics (Schneider et Enste, 2000). En effet, les pays qui ont un meilleur état de droit, avec moins de corruption à l'encontre des entreprises et des taux d'imposition

bas sont ceux qui enregistrent de faibles niveaux d’informalité et des recettes fiscales plus élevées (Schneider et Enste, 2000).

Pour Feld et Schneider (2010) le secteur informel constitue un obstacle pour une meilleure mobilisation des ressources financières des pays et sa taille dans le PIB est un indicateur de sous développement. De ce fait, il empêche toute perspective de croissance endogène qui est une condition indispensable au développement économique (Jerzmanowski, 2017). Dans une étude sur les pays d’Amérique Latine, Loayza (1996) conclut que les changements à la fois des paramètres politiques et de la qualité des institutions gouvernementales, qui favorisent une augmentation de la taille relative de l’économie informelle entraîneront également une réduction du taux de croissance économique. Schneider et Enste (2000) trouvent un résultat similaire et stipulent qu’une réduction substantielle de l’économie informelle conduit à une augmentation des recettes fiscales et donc à une plus grande quantité et qualité de biens et services publics et des taux d’imposition plus bas, ce qui peut finalement stimuler la croissance économique.

Les analyses de Baklouti et Boujelbene (2020) sur 33 pays développés et 17 pays en développement sur la période de 2005 à 2015 aboutissent aux mêmes résultats selon lesquels la qualité institutionnelle interagit fortement avec la relation entre la croissance économique et l’économie informelle. Baklouti et Boujelbene (2020) constatent qu’un PIB par habitant plus élevé est associé à une économie informelle plus petite dans les pays de bonne qualité institutionnelle et dans les pays où la qualité institutionnelle est faible, l’augmentation du PIB par habitant n’influence pas la taille du secteur informel. Ils trouvent que la relation entre la croissance économique et l’économie souterraine est unidirectionnelle dans la région du Moyen-Orient et l’Afrique du Nord (MENA) mais bidirectionnelle dans les pays de l’OCDE.

La complexité du système fiscal affecte aussi la taille du secteur informel. Selon Schneider et Neck (1993), un système fiscal plus complexe c’est-à-dire ayant un barème d’imposition qui admet davantage d’hypothèses, implique, toutes choses égales par ailleurs, une offre de travail plus faible dans l’informel. En effet, beaucoup d’États sont confrontés au défi d’imposer d’importantes réformes dans le système de sécurité sociale et d’imposition pour éviter la faillite totale en raison du cercle vicieux de

charges fiscales et réglementaires élevées favorisant les activités informelles. Ce fait entraîne une pression additionnelle sur les finances publiques qui se traduit par des taux d'imposition plus élevés et augmente à nouveau les incitations à se soustraire aux impôts et à se réfugier dans l'informel. Au delà d'un certain seuil, l'augmentation de la pression fiscale a des effets négatifs lorsque les États ne font pas attention aux modalités pratiques de sa mise œuvre ([Jacquemot et Raffinot, 2018](#)). C'est pour cette raison que le Fonds Monétaire international préconise aux pays de baisser les taux d'imposition nominaux et d'élargir la base taxable. Ces recommandations sont importantes afin d'encourager les entreprises à se régulariser. Ceci va en faveur d'un accroissement des ressources fiscales internes mobilisables pour le financement du développement.

Selon [Porta et Shleifer \(2014\)](#), les entreprises informelles restent en permanence dans l'informel. Elles sont extrêmement improductives et il est peu probable qu'elles deviennent formelles. Or une augmentation de la taille du secteur informel nuit à la croissance en réduisant la disponibilité des services publics pour tout le monde dans l'économie et en augmentant le nombre d'activités qui utilisent certains services publics existants de manière moins efficace ou pas du tout ([Loayza, 1996](#)).

Par ailleurs, [Maiti et Bhattacharyya \(2020\)](#) développent un modèle de croissance à deux secteurs avec des secteurs formels et informels — où les travailleurs qui ne trouvent pas d'emploi dans le secteur formel cherchent à travailler dans le secteur informel pour survivre — pour une économie soucieuse de la redistribution. Selon les auteurs, le fossé technologique entre secteurs formel et informel et la rigidité du travail expliquent la dualité. D'un premier point de vue, afin de subventionner les revenus informels et financer les infrastructures publiques, l'État peut taxer le secteur formel. Deuxièmement, l'État peut choisir une application coûteuse qui correspond à une variété de composantes distinctes allant de la sécurité des droits de propriété et de l'intégrité des contrats au contrôle des corruptions, pour favoriser le secteur formel et décourager le secteur informel. En outre, [Maiti et Bhattacharyya \(2020\)](#) observent qu'une application plus faible requise pour tenir compte d'un certain degré d'informalité, qui libère la charge fiscale du secteur formel nécessaire à la redistribution, peut accélérer le taux de croissance. Mais une application suffisamment faible favorise l'expansion du secteur informel et freine le taux de croissance. Les activités

formelles et informelles sont affectées de façon différente selon le choix d'application opéré par le gouvernement. Pendant que la simultanéité des choix implique la croissance, le choix de la fiscalité quant à elle ne réduit que les activités formelles. Leur étude révèle l'existence d'une relation en forme de U inversé entre le taux de croissance et le niveau d'exécution des lois.

La politique budgétaire est procyclique dans de nombreux pays en développement (Talvi et Végh, 2005 ; Alesina et al., 2008). En analysant dans 78 pays en développement la relation entre la procyclicité de la politique budgétaire et la taille du secteur informel sur la période de 1960 à 2007, Çiçek et Elgin (2011) montrent que cette procyclicité est plus prononcée dans les pays où l'activité informelle est plus importante et que les politiques qui réduisent la taille de l'économie informelle conduisent à une réponse budgétaire moins procyclique et plus anticyclique aux chocs. Sans doute, la croissance économique est un remède efficace à l'informalité car bien que lentement, l'informalité diminue avec le développement (Porta et Shleifer, 2014).

Wu et Schneider (2019) utilisent un ensemble de données de 158 pays sur la période de 1996 à 2015 pour explorer la relation non-linéaire à long terme entre l'économie informelle et le niveau de développement. Leur étude révèle une solide relation en forme de U entre la taille du secteur informel et le PIB par tête. L'interprétation qu'ils font de leurs résultats est que l'économie informelle a tendance à augmenter lorsque le développement économique dépasse un certain seuil ou du moins ne disparaît pas.

Mazhar et Méon (2017) analysent l'impact du secteur informel sur l'inflation et la fiscalité dans 153 pays développés et en développement sur la période de 1999 à 2007. Les auteurs observent une relation positive entre l'inflation et la taille de l'économie informelle et une relation négative entre la charge fiscale et la taille de l'économie informelle. Ils remarquent que les deux relations sont conditionnelles à l'indépendance de la Banque Centrale et au régime de taux de change et concluent que c'est la plus forte des structures institutionnelles qui contraint le moins la politique monétaire. En effet, la relation est plus forte dans les pays où la Banque Centrale n'est pas indépendante et insignifiante là où les Banques Centrales ont une indépendance plus grande. Ils constatent également que la relation est la plus forte dans les régimes de

change flexibles. En outre, l'analyse de [Mazhar et Méon \(2017\)](#) montre que l'augmentation du secteur informel force les gouvernements à recourir à d'autres moyens pour financer leurs dépenses. En conséquence, une économie informelle plus large devrait inciter les gouvernements à déplacer les sources de revenus des impôts vers l'inflation, conformément au motif des finances publiques de l'inflation.

Explorant les effets du secteur informel sur les recettes fiscales sur la même période 1999 - 2007 dans les pays africains, [Kodila-Tedika et Mutascu \(2014\)](#) révèlent que l'évolution de l'économie informelle a un impact significatif et négatif sur l'évolution des recettes fiscales. Autrement dit, les recettes fiscales sont une fonction décroissante des activités informelles. Leurs résultats plaident pour un meilleur contrôle et une formalisation du secteur informel afin d'optimiser la mobilisation des recettes fiscales dans les pays en étude.

3.3 Stratégie empirique et données de l'étude

3.3.1 Stratégie économétrique

Pour étudier l'impact du poids du secteur informel sur les performances budgétaires, nous recourons à la méthodologie des régressions quantiles sur données de panel.

Initialement développées par [Koenker et Bassett \(1978\)](#), les régressions quantiles sont une alternative à la régression des moindres carrés ordinaires (MCO). En lieu et place de la somme des écarts au carré, c'est la somme des écarts absolus qui est minimisée dans les régressions quantiles. Ainsi, l'avantage de ce modèle réside dans le fait qu'il assure une forme de robustesse qui fait défaut dans de nombreuses procédures statistiques conventionnelles notamment celles des moindres carrés ordinaires qui minimisent la somme des résidus au carré. La méthode de régression quantile fournit des informations qui complètent celles fournies par les MCO et aide à explorer les effets hétérogènes. Elle évalue les effets des variables explicatives sur les différentes échelles de la répartition de la variable dépendante.

En effet, le principe de cette approche se base sur un principe proche de celui de la régression linéaire classique (MCO) et suppose que les quantiles conditionnels de la variable d'intérêt sont linéaires¹. Les régressions quantiles offrent de ce fait une description plus fournie et permettent d'analyser l'ensemble de la distribution conditionnelle de la variable étudiée et pas que sa moyenne. Les coefficients des paramètres de la régression quantile minimisent la somme des fonctions de pertes de contrôle des résidus. Le modèle de régression pour le quantile de niveau τ est spécifié comme suit :

$$Q_\tau(y_i) = \beta_0(\tau) + \beta_1(\tau)X_{i1} + \dots + \beta_p(\tau)X_{ip}, i = 1, \dots, n \quad (3.1)$$

dans lequel les paramètres $\beta_j(\tau)$ sont estimés de la manière suivante :

$$\operatorname{argmin}_{\beta_0, \dots, \beta_p} \sum_{i=1}^n \rho_\tau(y_i - (\beta_0 + X_{i1}\beta_1 + \dots + X_{ip}\beta_p)) \quad (3.2)$$

où $\rho_\tau(r) = \tau \max(0, r) + (1 - \tau) \max(0, -r)$

En plus de fournir une caractérisation complète de la distribution conditionnelle, les régressions quantiles sont robustes aux valeurs aberrantes dans un contexte de données de panel. Elles sont en outre plus adaptées en présence de variables censurées ou tronquées, en présence de valeurs extrêmes et en présence de non linéarité.

Les régressions quantiles apparaissent de ce fait très intéressantes pour l'évaluation des politiques publiques. Nous mesurons les effets des différentes variables explicatives du modèle en neuf différents niveaux de la distribution² des variables dépendantes (recettes publiques, dépenses publiques et solde budgétaire) en tenant compte de l'hétérogénéité entre les pays.

1. Les moindres carrés ordinaires (MCO) se fondent sur une modélisation linéaire de l'espérance conditionnelle de la variable explicative en fonction de ses déterminants.

2. L'estimateur des moindres carrés ordinaires ne mesure que l'effet moyen des variables explicatives sur la variable dépendante.

3.3.2 Estimation quantile à régresseurs endogènes avec prise en compte des effets fixes

Il existe une vaste littérature qui emploie les régressions quantiles (entre autres, [Buchinsky, 1998](#) ; [Melly, 2005](#) ; [Bollaerts et al., 2006](#) ; [Coad et Rao, 2008](#) ; [Canay, 2011](#) ; [Garsaa et al., 2014](#) ; [Dang et al., 2016](#) ; [Zhang, 2016](#) ; [Koenker, 2017](#) ; [Machado et Silva, 2019](#) ; [Harding et Lamarche, 2019](#)). Dans cette étude, nous utilisons l'estimateur proposé par [Machado et Silva \(2019\)](#) qui est un modèle d'estimation de la fonction d'échelle et d'emplacement. Les auteurs proposent un modèle de données de panel avec effets individuels et un modèle avec des variables explicatives endogènes. A l'instar des régressions quantiles traditionnelles, leur modèle permet d'estimer des régressions quantiles en évaluant des moyennes conditionnelles. Cependant, les quantiles conditionnels sont obtenus ici par la combinaison des estimations des fonctions d'emplacement et d'échelle de la variable à expliquer. Les informations fournies par la moyenne conditionnelle et la fonction d'échelle conditionnelle sont équivalentes aux informations fournies par les régressions quantiles traditionnelles en ce sens que ces fonctions caractérisent complètement la façon dont les régresseurs affectent la distribution conditionnelle dans son ensemble.

Le modèle de [Machado et Silva \(2019\)](#) est utilisé par [Dufrénot et Suarez \(2019\)](#) pour étudier la soutenabilité des finances publiques en Europe. Ce modèle tient compte du caractère hétéroscédastique des résidus de la régression lorsqu'on effectue une étude empirique sur les finances publiques³. Ainsi, notre estimation ne suppose pas de pentes homogènes entre les pays et les années, mais emploie les informations des différents déciles de la distribution conditionnelle des variables budgétaires. De plus, la spécification du modèle permet de prendre en compte d'autres spécifications telles que les modèles à hétéroscédasticité multiple.

Par ailleurs, l'avantage de l'approche de [Machado et Silva \(2019\)](#) réside dans le fait qu'elle permet d'utiliser des méthodes qui ne sont valables que pour l'estimation des moyennes conditionnelles, telles que la différenciation des effets individuels dans les modèles de données de panel, tout en fournissant des informations sur la manière

3. Pour plus de détails, voir [Machado et Silva \(2019\)](#)

dont les régresseurs affectent l'ensemble de la distribution conditionnelle. Notre estimateur nous permet donc de contrôler l'hétérogénéité spécifique à chaque pays. En plus de faciliter considérablement l'estimation de modèles complexes⁴, l'approche conduit également à des estimations des régressions quantiles qui ne se croisent pas, une condition cruciale souvent ignorée dans les applications empiriques. L'estimateur ainsi proposé par [Machado et Silva \(2019\)](#) s'écrit sous la forme d'une équation :

$$y_{it} = \gamma_i + X'_{it}\delta + [\mu_i(\tau) + Z'_{it}\omega(\tau)]\epsilon_{it} \quad (3.3)$$

dans laquelle $\epsilon \approx iid(0, 1)$, X_{it} représente l'ensemble des variables explicatives et Z l'ensemble des variables qui sont sources de résidus hétéroscédastiques.

Lorsque l'ensemble des variables Z équivaut à celui des variables explicatives X , les estimations des coefficients sont obtenues par un estimateur de la méthode des moments généralisés (GMM) et la fonction de quantile conditionnelle devient :

$$Q_\tau[y_{it}/X_{it}] = \Theta_i^1(\tau) + X'_{it}\Theta_i^2(\tau) \quad (3.4a)$$

$$\Theta_i^1(\tau) = \gamma_i + \mu_i(\tau) \text{ et } \Theta_i^2(\tau) = \delta + \omega(\tau) \quad (3.4b)$$

3.3.3 Données de l'étude

Nous utilisons pour notre étude un panel non cylindré de 100 pays en développement et économies émergentes sur la période de 1998 - 2017 pour lesquels les données sur les finances publiques des pays en développement sont les plus renseignées. Les variables budgétaires considérées dans cette étude sont les déficits budgétaires, les recettes totales, dépenses publiques totales, les recettes fiscales et les dépenses sociales (transferts et subventions de l'État). Toutes ces cinq variables sont exprimées en % du PIB. Elles constituent les variables dépendantes de notre modèle. A l'exception des dépenses de transferts et de subvention qui proviennent du World Development Indicator (WDI) de la Banque mondiale, toutes les autres variables

4. Dans des situations où l'utilisation des quantiles traditionnels semble difficile ou impossible, l'approche de [Machado et Silva \(2019\)](#) fournit un moyen simple pour estimer les régressions quantiles

sont issues des bases de données sur les perspectives de l'économie mondiale (World Economic Outlook (WEO)) et les statistiques des finances publiques (Government Finance Statistics (GFS)) du Fonds Monétaire International (FMI).

Nous considérons comme variable explicative d'intérêt, le taux d'activité informelle (TAI) dans les économies. Il mesure la part dans le PIB de la production estimée de toutes les activités économiques qui sont cachées aux autorités officielles pour des raisons monétaires, réglementaires et institutionnelles. Cette variable est construite par [Medina et Schneider \(2018\)](#). A cette principale variable explicative, nous ajoutons d'autres variables de contrôles à savoir la mesure des chocs extérieurs (CEXT), le niveau de développement financier (DF) et la mesure de la maîtrise des dépenses publiques (MDP) par le Gouvernement. Ces variables de contrôle sont issues de l'étude sur les déterminants structurels des déficits budgétaires dans les pays en développement et marchés émergents. Elles sont le résultat d'une analyse des bornes extrêmes (en anglais "Extreme Bounds Analysis (EBA)"). Pour rappel, la mesure du choc extérieur est le produit du degré d'ouverture (importations + exportations rapportées au PIB) et de la variation des termes de l'échange comme le définit [Morrison \(1982\)](#). La maîtrise des dépenses publiques mesure quant à elle la capacité des pouvoirs publics à contrôler les dépenses publiques en situation de forte variation des recettes publiques. Elle est également mesurée suivant l'approche proposée par [Morrison \(1982\)](#).

A noter que comme [Machado et Silva \(2019\)](#), nous considérons le solde budgétaire retardé d'une période parmi les variables explicatives pour tenir compte de l'effet dynamique de la politique budgétaire. Cette même variable est incluse dans les équations concernant les dépenses publiques pour tenir compte de la pression de niveau de déficit passé sur les dépenses en cours. Puisque le déficit public retardé est contenu dans la dette courante, cette dernière n'est pas incluse dans les estimations bien que révélée comme variable explicative importante dans l'analyse EBA. Enfin dans les régressions sur les recettes publiques (fiscales), nous intégrons également l'endogène retardée parmi les régresseurs. Les statistiques descriptives sur les différentes variables utilisées sont présentées dans le Tableau [B-1](#).

Les Figures [B-2](#) et [B-3](#) donnent un panorama respectivement des recettes publiques

Tableau B-1 – Statistiques descriptives

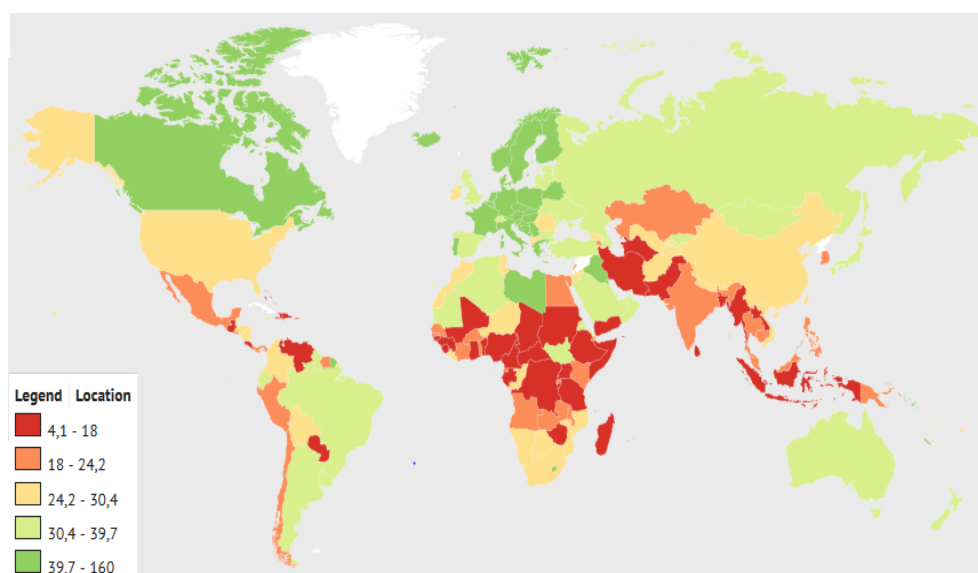
Variables	Obs.	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
Variables à expliquer					
Solde budgétaire (SB)	2 180	-2.281	5.295	-28.624	40.34
Recettes publiques (RP)	2 180	24.839	9.812	0.637	63.09
Dépenses publiques (DP)	2 183	27.129	9.490	2.147	61.713
Recettes fiscales (RF)	1 261	15.711	6.023	0.043	39.258
Transferts et subventions (TS)	1 164	8.097	5.963	0.043	30.879
Variables explicatives					
Taux activité informelle (TAI)	1 836	34.512	10.822	8.34	71.27
Chocs extérieurs (CEXT)	1 967	1.005	7.880	-44.135	157.560
Développement financier (DF)	2 165	32.131	24.846	0.403	156.809
Maitrise dépenses publiques (MDP)	2 200	99.601	25.166	12.333	283.306

(en pourcentage du PIB) et des dépenses publiques (en pourcentage du PIB) dans le monde en 2018. Elles révèlent le très faible niveau des recettes publiques et par conséquent des dépenses publiques dans la plupart des pays en développement et marchés émergents (Afrique subsaharienne, Amérique latine, Asie). En effet, le faible niveau de mobilisation des ressources domestiques contraint le niveau des dépenses publiques y compris des dépenses sociales qui dépendent beaucoup de l'aide publique au développement. Malheureusement, la tendance globale de l'aide au développement est à la baisse. La situation est particulièrement préoccupante puisque les recettes publiques des pays sont pour la plupart inférieures à 18% du PIB. Il en résulte que les dépenses publiques ne dépassent pas 22% du PIB. Il est donc évident que pour financer leur développement, les pays à faible revenu et les économies émergentes, surtout ceux de l'Afrique subsaharienne, doivent faire des efforts importants de mobilisation de ressources domestiques.

La Figure B-4 montre que le taux d'activité informelle n'est pas étranger à la situation des finances publiques dans les pays en développement et économies émergentes. En effet, on s'aperçoit que tant les recettes publiques que les dépenses publiques sont négativement corrélées avec le taux d'activité informelle. Il n'est donc pas farfelu de s'avancer en disant que le développement de l'activité informelle, en aménusant les recettes publiques, contraint les dépenses publiques à diminuer. Mais ces observations graphiques ne suffisent pas pour conclure définitivement. Les résultats de

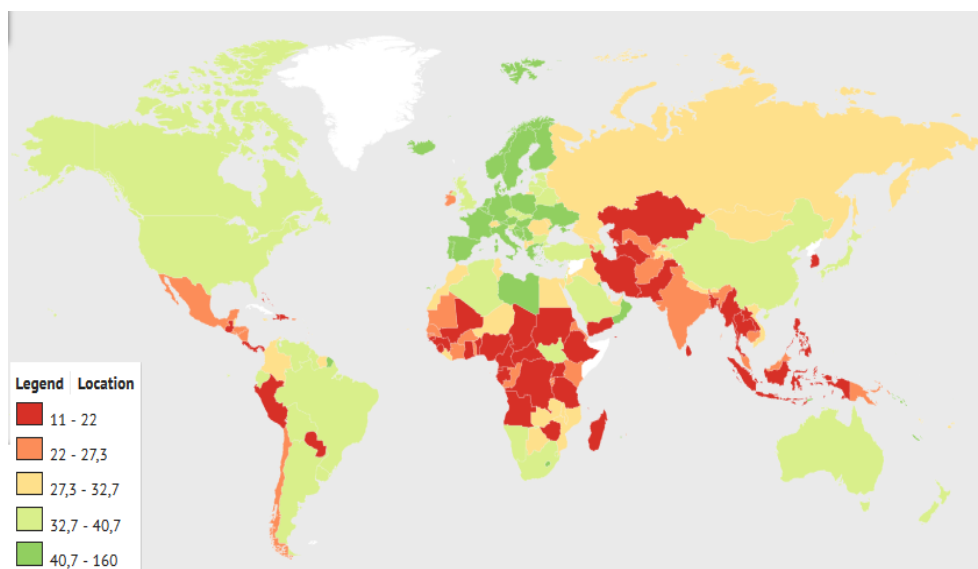
l'étude empirique permettront d'avoir une vue plus claire sur cette question de l'impact du taux d'activité informelle sur les finances publiques.

FIGURE B-2 – Recettes publiques (en pourcentage du PIB) en 2018



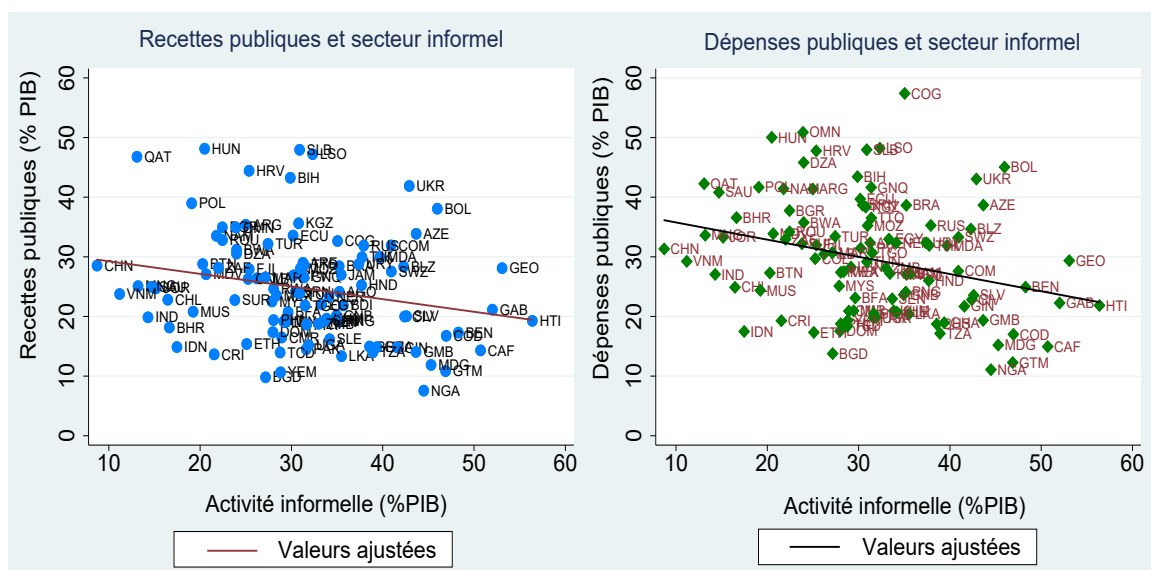
Notes : Les données proviennent des bases de données du Fonds Monétaire International (FMI).

FIGURE B-3 – Dépenses publiques (en pourcentage du PIB) en 2018



Notes : Les données proviennent des bases de données du Fonds Monétaire International (FMI).

FIGURE B-4 – Activité informelles et finances publiques en 2015



Notes : Les données sur les finances publiques proviennent des bases de données du Fonds Monétaire International (FMI). La variable de l'activité informelle — la production estimée de toutes les activités économiques qui sont cachées aux autorités officielles pour des raisons monétaires, réglementaires et institutionnelles — en pourcentage du PIB, est construite par [Medina et Schneider \(2018\)](#).

3.4 Résultats empiriques

Nous présentons dans un premier temps les résultats sur l'impact du taux d'activité informelle sur le solde budgétaire et ses composantes à savoir les recettes et les dépenses totales. Dans un deuxième temps, nous examinerons l'impact de l'informel sur les recettes fiscales et les dépenses sociales qui sont respectivement des composantes des recettes et des dépenses totales. Enfin, nous aborderons la problématique des différences régionales en analysant la question de l'impact de l'informel selon les régions.

3.4.1 Impact de l’informel sur le solde budgétaire et ses composantes

Le Tableau B-2 présente les résultats de l’impact de l’informel sur le solde budgétaire à partir des régressions quantiles sur données de panel. Comme exposé précédemment, nous utilisons l’approche développée par Machado et Silva (2019). Les résultats sont présentés suivants les différents déciles allant du premier au neuvième. Les résultats de ces régressions quantiles sont comparés à ceux de l’estimateur des moindres carrés ordinaires (OLS) et des effets fixes (FE). Dans ces régressions, nous introduisons l’endogène retardée parmi les variables explicatives comme dans Machado et Silva (2019) pour tenir compte des effets de persistance dans la politique budgétaire. De ce fait, le ratio de la dette publique n’est pas inclus parmi les régresseurs étant donné le lien direct entre la dette publique courante et le solde budgétaire de l’année précédente.⁵ Les Figures A-1 et A-2 dans l’annexe montrent la distribution et la densité du noyau du solde budgétaire (en % du PIB). On observe une distribution non-linéaire du solde budgétaire. Environ 80% des données sur cette variable sont négatives ; ce qui montre la nature déficitaire des finances publiques dans la majorité des pays étudiés. Les régressions quantiles apparaissent ainsi comme une bonne méthode pour appréhender la non linéarité des données.

En ce qui concerne notre variable d’intérêt (le taux d’activité informelle, TAI), les résultats montrent qu’elle a un impact négatif et significatif sur le solde budgétaire quel que soit le décile à l’exception du neuvième. Les résultats sont significatifs au seuil de 1% du premier au huitième décile et on s’aperçoit que le coefficient associé au TAI diminue avec les déciles. En d’autres termes, l’impact du taux d’activité informelle est plus important dans les pays avec de faibles performances budgétaires. Alors qu’une augmentation du taux d’activité informelle de 1% entraîne une dégradation du solde budgétaire de 0,18% dans le premier décile, elle n’induit qu’une baisse du solde budgétaire de 0,9% dans le huitième décile, soit la moitié. Ainsi, les pays ayant des difficultés de finances publiques sont les plus vulnérables au développement de l’activité informelle. Comparées aux régressions quantiles, les régressions OLS sous-

5. Les variables de contrôle sont issues d’une étude sur les déterminants robustes du solde budgétaire (voir Gnimassoun et Do Santos, 2020)

estiment l'impact du TAI. Les résultats du modèle FE montrent que l'impact du TAI est significatif et correspond à celui de la médiane des données. Néanmoins, on perdrait le caractère non-linéaire des résultats avec un tel estimateur. L'impact négatif du taux d'activité informelle sur les finances publiques est également mis en évidence dans d'autres travaux (Schneider et Enste, 2000 ; Feld et Schneider, 2010 ; Kodila-Tedika et Mutascu, 2014 ; Mazhar et Méon, 2017). Le nôtre a l'avantage de révéler l'impact non-linéaire de cette variable.

Tableau B-2 – Impact non-linéaire du taux d'activité informelle sur le déficit budgétaire

Vbles	Régression quantile avec effets fixes									OLS	FE
	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9		
L.SB	0.28*** (0.08)	0.32*** (0.06)	0.34*** (0.05)	0.37*** (0.04)	0.38*** (0.04)	0.40*** (0.05)	0.42*** (0.05)	0.45*** (0.06)	0.49*** (0.08)	0.59*** (0.02)	0.38*** (0.02)
TAI	-0.18*** (0.05)	-0.16*** (0.04)	-0.14*** (0.03)	-0.13*** (0.03)	-0.12*** (0.03)	-0.11*** (0.03)	-0.10*** (0.03)	-0.09** (0.04)	-0.07 (0.06)	-0.02* (0.01)	-0.12*** (0.03)
CEXT	0.08* (0.05)	0.10*** (0.04)	0.12*** (0.03)	0.13*** (0.03)	0.14*** (0.03)	0.15*** (0.03)	0.16*** (0.03)	0.17*** (0.04)	0.19*** (0.05)	0.15*** (0.01)	0.14*** (0.01)
DF	-0.07*** (0.02)	-0.06*** (0.01)	-0.06*** (0.01)	-0.06*** (0.01)	-0.05*** (0.01)	-0.05*** (0.01)	-0.05*** (0.01)	-0.04*** (0.02)	-0.04* (0.02)	-0.01*** (0.00)	-0.05*** (0.01)
MDP	0.03** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.02*** (0.00)	0.04*** (0.00)
Cst										-2.26*** (0.60)	0.79 (1.30)
Obs	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596
R2										0.48	0.28
Nb de id											100

Notes : ***, ** et * signifient que le coefficient estimé est différent de zéro respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%. Les valeurs entre parenthèse correspondent aux écarts types robustes associés aux différentes statistiques de test.

Outre notre variable d'intérêt, les résultats montrent que l'effet d'autres variables dépend du décile considéré du solde budgétaire. En effet, nous trouvons que la persistance du solde budgétaire augmente avec le décile. La persistance du solde budgétaire est plus importante pour les pays ayant les meilleures performances budgétaires. L'impact des chocs extérieurs est aussi plus important pour les déciles supérieurs. Ce résultat peut être expliqué par le fait que les pays ayant de bonnes performances budgétaires sont souvent les plus exposés aux chocs des termes de l'échange. Nous trouvons également que l'effet négatif du développement financier sur le solde budgétaire décroît avec le décile. L'effet négatif du développement est mis en évidence dans d'autres travaux empiriques (voir entre autres, Woo, 2003a, Steiner, 2017) qui indiquent que du fait de la facilité de financement qu'offre le secteur financier, les pays dans lesquels ce secteur est développé ont tendance à creuser

davantage leur déficit budgétaire. En revanche, l'impact de la variable de maîtrise des dépenses publiques est relativement stable. Une bonne gestion des dépenses publiques permet d'améliorer les performances des finances publiques. Ce résultat est conforme à celui de [Morrison \(1982\)](#).

Les résultats des régressions sur l'impact du taux d'activité informelle sur les recettes publiques sont reportés dans le [Tableau B-3](#).⁶ Ces résultats montrent que l'impact du taux d'activité informelle sur les recettes publiques est non-linéaire et dépend du décile considéré. L'augmentation de la taille du secteur informel impacte négativement et significativement les recettes publiques du premier décile au huitième décile avec un impact qui baisse progressivement. Une hausse du taux d'activité informelle de 1% induit une baisse significative des recettes publiques de 0,24% dans le premier décile. La baisse des recettes publiques diminue de moitié dans le huitième décile et n'est pas significative dans le neuvième. Du premier au huitième décile, l'impact est significatif à 1%. Autrement dit, la propagation de l'activité informelle est plus nuisible aux recettes publiques dans les pays à faible niveau de mobilisation de recettes publiques. Ce résultat confirme donc que le secteur informel est un enjeu important des finances publiques dans les pays à faibles ressources budgétaires. Ici aussi, nous constatons que des régressions sans effets fixes (OLS) auraient sous-estimées l'impact du secteur informel sur les recettes publiques. De même l'estimateur des effets fixes (FE) seul aurait permis de saisir un résultat proche de l'effet médian et aurait occulté l'hétérogénéité de l'impact selon des déciles. Les régressions quantiles avec effets fixes permettent donc de mieux saisir l'impact du TAI. Par ailleurs les résultats montrent que la persistance dans la mobilisation des recettes publiques dépend des déciles et est plus importante pour les déciles supérieurs. L'estimateur OLS surestime la persistance des recettes publiques tandis que l'estimateur FE capte l'effet médian. Les impacts des chocs extérieurs (positifs) et de la (bonne) gestion des dépenses publiques sont positifs mais leur significativité dépend des déciles. Le développement financier n'impacte pas significativement le niveau de mobilisation des recettes publiques.

6. Les Figures [A-3](#) et [A-4](#) dans l'annexe montrent la distribution et la densité du noyau des recettes publiques totales (en % du PIB). Ces figures révèlent le caractère non-linéaire de la distribution des recettes publiques.

Tableau B-3 – Impact du taux d’activité informelle sur les recettes publiques

Vbles	Régression quantile avec effets fixes									OLS	FE
	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9		
L.RP	0.37*** (0.08)	0.41*** (0.06)	0.44*** (0.05)	0.47*** (0.04)	0.49*** (0.04)	0.51*** (0.05)	0.54*** (0.05)	0.57*** (0.06)	0.61*** (0.08)	0.89*** (0.01)	0.49*** (0.02)
TAI	-0.24*** (0.06)	-0.21*** (0.04)	-0.19*** (0.03)	-0.18*** (0.03)	-0.17*** (0.03)	-0.15*** (0.03)	-0.14*** (0.04)	-0.12*** (0.05)	-0.10 (0.06)	-0.02** (0.01)	-0.16*** (0.03)
CEXT	0.03 (0.04)	0.05 (0.03)	0.06** (0.03)	0.07*** (0.02)	0.08*** (0.02)	0.09*** (0.02)	0.10*** (0.03)	0.11*** (0.03)	0.13*** (0.05)	0.10*** (0.01)	0.08*** (0.01)
DF	-0.00 (0.02)	-0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.02)	0.00 (0.00)	0.00 (0.01)
MDP	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01* (0.01)	0.02** (0.01)	0.02*** (0.01)	0.02*** (0.01)	0.02*** (0.01)	0.02*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.01*** (0.00)	0.02*** (0.00)
Cst										2.33*** (0.64)	16.32*** (1.38)
Obs	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596
R2										0.85	0.31
Nb de id											100

Notes : ***, ** et * signifient que le coefficient estimé est différent de zéro respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%. Les valeurs entre parenthèse correspondent aux écarts types robustes associés aux différentes statistiques de test.

Si le taux d’activité informelle impacte négativement les recettes publiques, son effet sur les dépenses publiques n’est pas nul.⁷ Les résultats des régressions quantiles de l’impact du TAI sur les dépenses publiques sont reportés dans le tableau B-4. Bien que que les dépenses publiques (en %) représentent notre variable dépendante ici, nous introduisons à la place des dépenses publiques retardées d’une période, le solde budgétaire retardé d’une période pour capter l’effet des déficits passés sur les dépenses publiques courantes. Ces résultats indiquent que le TAI affectent négativement et significativement les dépenses publiques quel que soit le décile. L’impact reste relativement comparable entre les déciles même s’il diminue légèrement. Ainsi, il ressort qu’en amenuisant les recettes publiques, le développement de l’activité informelle restreint les Gouvernements dans leurs dépenses publiques et de ce fait pénalise tous les agents économiques y compris ceux qui sont dans le formel et qui pourraient profiter de la hausse des dépenses publiques. Cependant, l’effet négatif du secteur informel est plus élevé sur les recettes publiques que sur les dépenses publiques ; ce qui justifie son impact négatif et significatif sur le solde budgétaire comme nous l’avons observé précédemment. On constate que l’estimateur OLS sur-estime l’impact du TAI sur les dépenses publiques. Par ailleurs, un accroissement

7. Les Figures A-5 et A-6 dans l’annexe montrent la distribution et la densité du noyau des dépenses publiques totales (en % du PIB). Ces figures révèlent le caractère non-linéaire de la distribution des dépenses publiques.

des déficits budgétaires du passé induit une restriction budgétaire courante ; ce qui montre que les Etats ont tendance à se “serrer la ceinture” lorsqu’ils ont eu des dépenses passées supérieures à leurs recettes passées. Curieusement nous trouvons que les chocs extérieurs positifs sont propices à la réduction des dépenses publiques. Cependant le développement financier favorise l’accroissement des dépenses publiques dans les pays en développement et marchés émergents avec un impact relativement stable. Enfin le contrôle des dépenses publiques est favorable à leur réduction surtout dans les pays les plus dépensiers.

Tableau B-4 – Impact du taux d’activité informelle sur les dépenses publiques

Vbles	Régression quantile avec effets fixes									OLS	FE
	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9		
L.SB	-0.21*** (0.05)	-0.20*** (0.04)	-0.20*** (0.04)	-0.19*** (0.03)	-0.19*** (0.03)	-0.19*** (0.03)	-0.18*** (0.04)	-0.18*** (0.05)	-0.17*** (0.06)	-0.10** (0.04)	-0.19*** (0.02)
TAI	-0.17*** (0.05)	-0.16*** (0.04)	-0.16*** (0.04)	-0.16*** (0.03)	-0.15*** (0.03)	-0.15*** (0.03)	-0.15*** (0.04)	-0.14*** (0.05)	-0.14** (0.06)	-0.22*** (0.02)	-0.15*** (0.03)
CEXT	-0.06** (0.03)	-0.06*** (0.02)	-0.07*** (0.02)	-0.07*** (0.02)	-0.08*** (0.02)	-0.08*** (0.02)	-0.08*** (0.02)	-0.09*** (0.03)	-0.10*** (0.03)	-0.04* (0.03)	-0.08*** (0.01)
DF	0.09*** (0.02)	0.09*** (0.01)	0.09*** (0.01)	0.09*** (0.01)	0.09*** (0.01)	0.09*** (0.01)	0.09*** (0.01)	0.10*** (0.02)	0.10*** (0.02)	0.06*** (0.01)	0.09*** (0.01)
MDP	-0.00 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01** (0.01)	-0.02*** (0.01)	-0.02*** (0.01)	-0.02*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)	-0.02*** (0.00)
Cst										29.55*** (1.32)	30.61*** (1.29)
Obs	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596
R2										0.13	0.17
Nb de id											100

Notes : ***, ** et * signifient que le coefficient estimé est différent de zéro respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%. Les valeurs entre parenthèse correspondent aux écarts types robustes associés aux différentes statistiques de test.

3.4.2 Impact de l’activité informel sur les recettes fiscales et les dépenses sociales

Les résultats des régressions quantiles de l’impact du taux d’activité informelle (TAI) sur les recettes fiscales sont présentés dans le Tableau B-5⁸. D’après ces résultats, l’impact du TAI sur les recettes fiscales est non-linéaire et dépend du décile considéré. Du premier décile au sixième décile, l’augmentation de la taille du secteur

8. Les Figures A-7 et A-8 dans l’annexe montrent la distribution et la densité du noyau des recettes fiscales (en % du PIB). Ces figures révèlent le caractère non linéaire de la distribution des recettes fiscales.

informel impacte négativement et significativement les recettes fiscales avec un effet qui baisse sensiblement avec les déciles. Une hausse du TAI de 1% entraîne une baisse significative des recettes fiscales de 0,10% dans le premier décile. L'impact est significatif à 1% du premier au cinquième décile, à 5% au sixième décile et n'est pas significative du septième au neuvième décile. La baisse des recettes fiscales diminue de moitié dans le sixième décile. Si l'incidence négative du secteur informel est plus importante sur les recettes publiques totales que sur les recettes fiscales, la conclusion ne change pas pour autant. En effet, l'expansion de l'activité informelle est nocive aux recettes fiscales dans les pays à faible niveau de mobilisation de recettes fiscales. Ce résultat est encore une confirmation de l'enjeu important que représente le secteur informel pour les finances publiques dans les pays à faibles ressources budgétaires. Une fois encore l'estimateur OLS sous-estime l'impact négatif du secteur informel sur les finances publiques. L'estimateur FE seul aurait masqué l'hétérogénéité de l'impact selon des déciles. Encore une fois, les régressions quantiles avec effets fixes permettent de mieux saisir l'impact du taux d'activité informelle. De même, les résultats indiquent que la persistance dans la mobilisation des recettes fiscales dépend des déciles et est plus importante pour les déciles supérieurs. L'estimateur OLS surestime la persistance des recettes fiscales tandis que l'estimateur FE fournit un résultat proche de l'effet médian. L'impact des chocs extérieurs positifs sur les recettes fiscales est relativement stable mais n'est pas significatif. Le développement financier et la bonne gestion des dépenses publiques n'impactent pas le niveau de mobilisation des recettes fiscales. Avec les estimateurs OLS et FE, l'impact des chocs extérieurs sur les recettes fiscales est significatif à 5%. Notons que la dynamique des recettes fiscales dans les pays en développement et économies émergentes est largement dominée par les valeurs passées.

Tableau B-5 – Impact du taux d’activité informelle sur les recettes fiscales

Vbles	Régression quantile avec effets fixes									OLS	FE
	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9		
L.RF	0.60*** (0.09)	0.62*** (0.07)	0.64*** (0.06)	0.66*** (0.05)	0.67*** (0.05)	0.69*** (0.05)	0.71*** (0.06)	0.72*** (0.07)	0.76*** (0.10)	0.96*** (0.01)	0.68*** (0.03)
TAI	-0.10*** (0.04)	-0.09*** (0.03)	-0.07*** (0.02)	-0.06*** (0.02)	-0.06*** (0.02)	-0.05** (0.02)	-0.04 (0.02)	-0.03 (0.03)	-0.00 (0.04)	0.01 (0.01)	-0.05*** (0.02)
CEXT	0.01 (0.02)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.02 (0.02)	0.02** (0.01)	0.01** (0.01)
DF	-0.00 (0.01)	-0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	-0.00 (0.00)	0.00 (0.01)
MDP	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
Cst										0.23 (0.38)	6.62*** (0.90)
Obs	913	913	913	913	913	913	913	913	913	913	913
R2										0.92	0.50
Nb de id											78

Notes : ***, ** et * signifient que le coefficient estimé est différent de zéro respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%. Les valeurs entre parenthèse correspondent aux écarts types robustes associés aux différentes statistiques de test.

Le Tableau B-6⁹ résume les résultats des régressions quantiles de l’impact du taux d’activité informelle sur les dépenses de transferts et les subventions de l’État. A l’instar des dépenses publiques, nous introduisons également ici le solde budgétaire retardé d’une période à la place des dépenses sociales retardées d’une période, pour capter l’effet des déficits passés sur les dépenses sociales courantes bien que les dépenses sociales représentent notre variable dépendante. Les résultats montrent que le TAI impacte négativement et significativement les dépenses de transferts et les subventions de l’État quel que soit le décile avec un impact qui diminue progressivement. Ces résultats sont significatifs au seuil de 1% du premier au huitième décile et au seuil de 5% au neuvième décile. En outre, l’effet négatif du taux d’activité informelle est beaucoup plus élevé sur les dépenses sociales que sur les dépenses publiques totales. De ce fait, en diminuant les recettes de l’État, l’accroissement de l’activité informelle limitent davantage les dépenses sociales de l’État et ainsi pénalise tous les agents économiques surtout ceux qui sont les plus défavorisés et qui pourraient bénéficier de la hausse des dépenses sociales. Ces résultats pourraient en partie expliquer la faible accessibilité aux services sociaux de base dans plusieurs pays en développement et marchés émergents.

9. Les Figures A-9 et A-10 dans l’annexe montrent la distribution et la densité du noyau des dépenses sociales (en % du PIB). Ces figures révèlent le caractère non linéaire de la distribution des dépenses sociales.

Tableau B-6 – Impact du taux d’activité informelle sur les dépenses de transferts et les subventions de l’Etat

Vbles	Régression quantile avec effets fixes									OLS	FE
	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9		
L.SB	0.17 (0.16)	0.13 (0.12)	0.10 (0.10)	0.07 (0.09)	0.04 (0.08)	0.01 (0.09)	-0.01 (0.10)	-0.04 (0.11)	-0.08 (0.15)	0.23* (0.12)	0.04 (0.06)
TAI	-0.48*** (0.15)	-0.47*** (0.12)	-0.45*** (0.10)	-0.44*** (0.09)	-0.43*** (0.08)	-0.41*** (0.08)	-0.40*** (0.10)	-0.39*** (0.11)	-0.37** (0.14)	-0.01 (0.06)	-0.42*** (0.07)
CEXT	0.10 (0.08)	0.10 (0.06)	0.09* (0.05)	0.09** (0.04)	0.09** (0.04)	0.09** (0.04)	0.09* (0.05)	0.09 (0.06)	0.09 (0.07)	0.05 (0.06)	0.09*** (0.03)
DF	0.04 (0.04)	0.05 (0.03)	0.05* (0.03)	0.06** (0.02)	0.07*** (0.02)	0.07*** (0.02)	0.08*** (0.03)	0.09*** (0.03)	0.09** (0.04)	0.19*** (0.03)	0.07*** (0.02)
MDP	-0.01 (0.03)	-0.00 (0.02)	0.00 (0.02)	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	0.02 (0.02)	0.02 (0.02)	0.02 (0.03)	0.00 (0.03)	0.01 (0.01)
Cst										26.22*** (3.67)	43.47*** (3.20)
Obs	881	881	881	881	881	881	881	881	881	881	881
R2										0.07	0.09
Nb de id											77

Notes : ***, ** et * signifient que le coefficient estimé est différent de zéro respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%. Les valeurs entre parenthèse correspondent aux écarts types robustes associés aux différentes statistiques de test.

Nous remarquons que l’estimateur OLS sous-estime l’impact du secteur informel sur les dépenses de transferts et subventions de l’État tandis que l’estimateur FE capte un résultat proche de l’effet médian. Par ailleurs, les déficits budgétaires du passé ne semblent pas avoir un impact significatif sur les dépenses sociales. Les chocs extérieurs positifs et le développement financier favorisent l’accroissement des dépenses sociales mais leur significativité dépend des déciles. Cependant, l’impact des chocs extérieurs positifs est relativement stable tandis que le coefficient associé au développement financier augmente avec les déciles.

3.4.3 Existe-t-il des différences régionales ?

Dans cette section nous reprenons les régressions précédentes en distinguant l’impact du taux d’activité informel selon les régions. Les résultats sont reportés dans les Tableaux A-1 à A-5. Les régions considérées sont l’Afrique subsaharienne (SSA), le Moyen-Orient et l’Afrique du Nord (MENA), l’Amérique latine et les Caraïbes (LAC), l’Asie de l’Est et le Pacifique (EAP) et l’Europe et l’Asie centrale (ECA) selon la catégorisation de la Banque mondiale. Les résultats révèlent une hétérogénéité selon les régions de l’impact du taux d’activité informelle sur les finances publiques.

En effet, l'impact de l'activité informelle sur le solde budgétaire est plus significatif dans la région EAP suivie de la région ECA et dans une moindre mesure les régions MENA et SSA (voir Tableau A-1). En observant l'impact du TAI sur les recettes publiques, on s'aperçoit que cet impact est plus significatif dans la région LAC et dans une moindre mesure dans la région EAP (voir Tableau A-2). Ainsi l'Amérique latine et les Caraïbes pâtissent plus de l'impact de l'activité informelle sur les recettes publiques. De même, les dépenses publiques sont plus durement affectées par le développement de l'activité informelle dans cette région, suivie de l'Afrique subsaharienne (voir Tableau A-3). Seuls les pays à faible dépenses publiques de la région ECA sont négativement et significativement affectés par le développement du secteur informel. Bien que les recettes fiscales sont essentiellement déterminées par leur dynamique passée, nous trouvons qu'elles ont tendance à baisser sous l'effet du développement de l'informel dans la région LAC (voir Tableau A-4). Enfin les résultats indiquent que le TAI a une incidence négative plus importante sur les dépenses de transferts et les subventions dans la région MENA, suivie des régions EAP, ECA et LAC (Tableau A-5). Au total, nous trouvons que l'impact du TAI sur les finances publiques varie selon les régions.

3.5 Conclusion

Le développement du secteur informel est sujet de préoccupation majeure dans les pays en développement. Dans ce chapitre, nous étudions l'impact du taux d'activité informelle sur les finances publiques dans 100 pays émergents et économies en développement sur la période de 1998 - 2017. Outre l'impact sur le solde budgétaire, nous examinons, les effets du TAI sur les recettes et les dépenses publiques. Pour tenir compte de l'hétérogénéité et de la non linéarité dans l'impact du TAI, nous utilisons un modèle quantile en panel qui tient compte des effets fixes individuels.

Nos résultats montrent que le développement de l'activité informelle affecte négativement et significativement les performances budgétaires. En limitant les ressources publiques, la prolifération de l'activité informelle réduit significativement les marges de manœuvre des pouvoirs publics dans les dépenses publiques y compris les dé-

penses sociales. Les résultats montrent que l'impact de l'informel est plus important sur les recettes publiques que sur les dépenses publiques. Il en résulte un impact négatif et significatif sur le solde budgétaire. Plus important encore, nos résultats révèlent que les pays qui souffrent le plus du développement de l'activité informelle sont les pays les plus fragiles du point de vue budgétaire. En effet, nous montrons que l'impact de l'activité informelle sur les finances publiques varie selon les régions.

Il résulte de nos différents résultats que la lutte contre la prolifération du secteur informel est vitale pour les pays en développement et économies émergentes, en particulier pour les pays disposant de peu de ressources publiques. Ceci est d'autant plus important dans un contexte où l'aide publique au développement est en baisse continue depuis quelques années.

Annexe

FIGURE A-1 – Distribution quantile du solde budgétaire

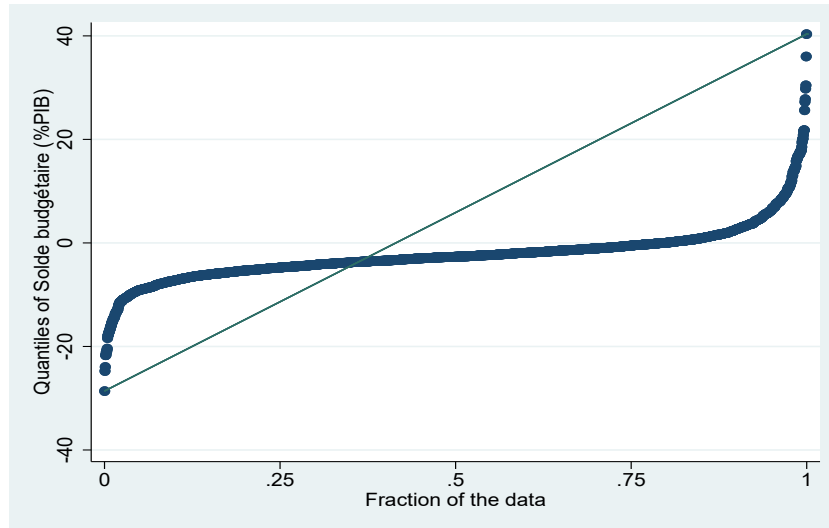


FIGURE A-2 – Tracé de densité du noyau du solde budgétaire

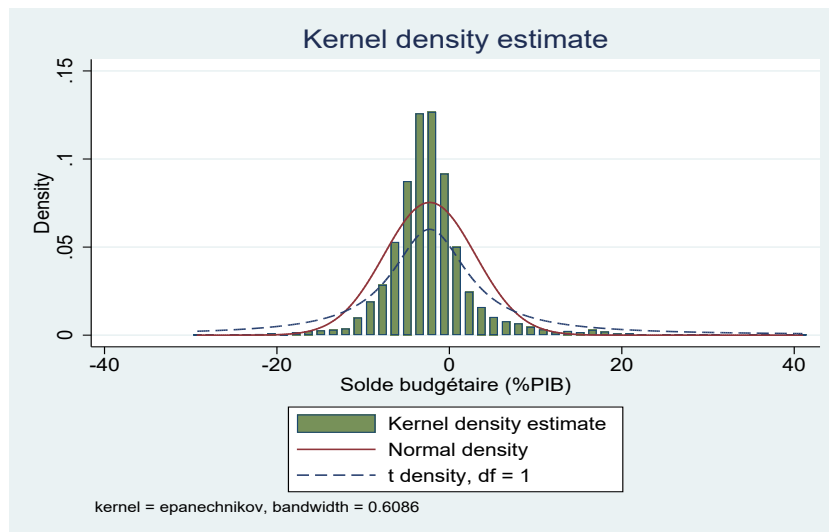


FIGURE A-3 – Distribution quantile des recettes publiques

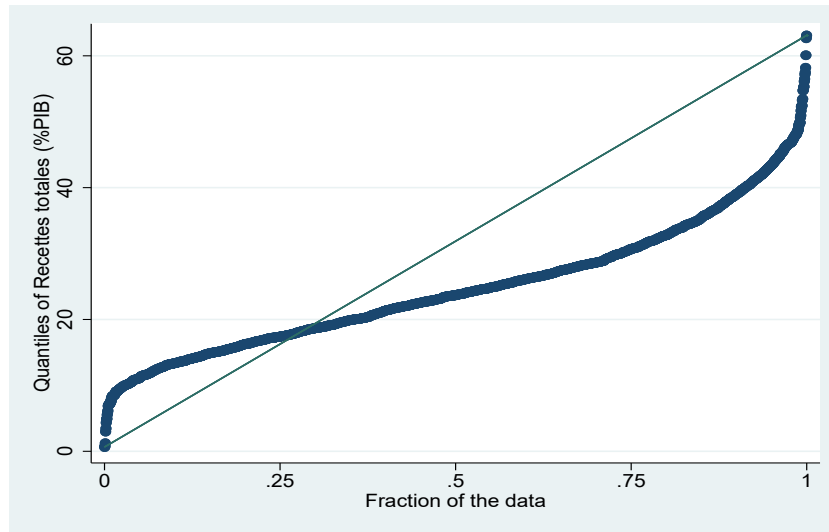


FIGURE A-4 – Tracé de densité du noyau des recettes publiques

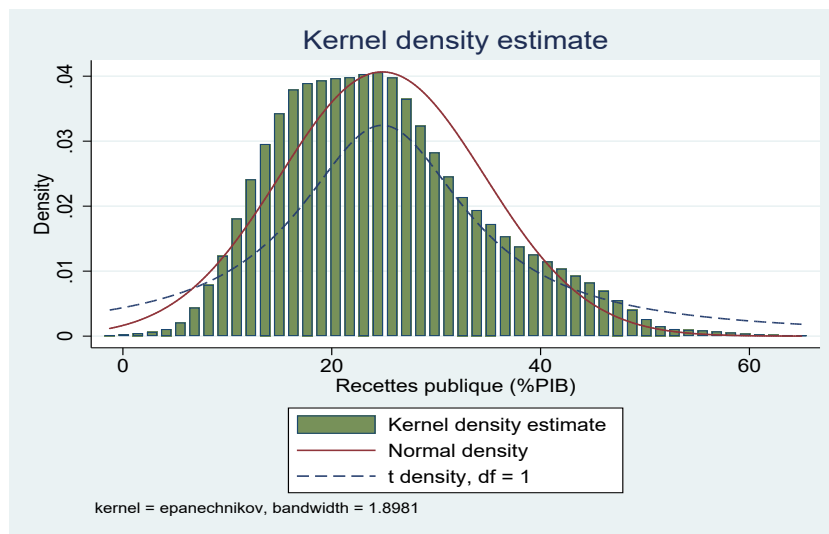


FIGURE A-5 – Distribution quantile des dépenses publiques

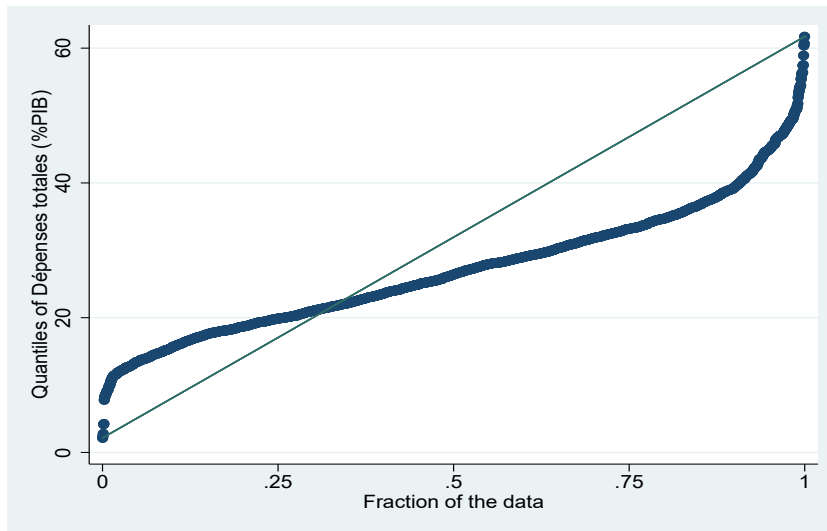


FIGURE A-6 – Tracé de densité du noyau des dépenses publiques

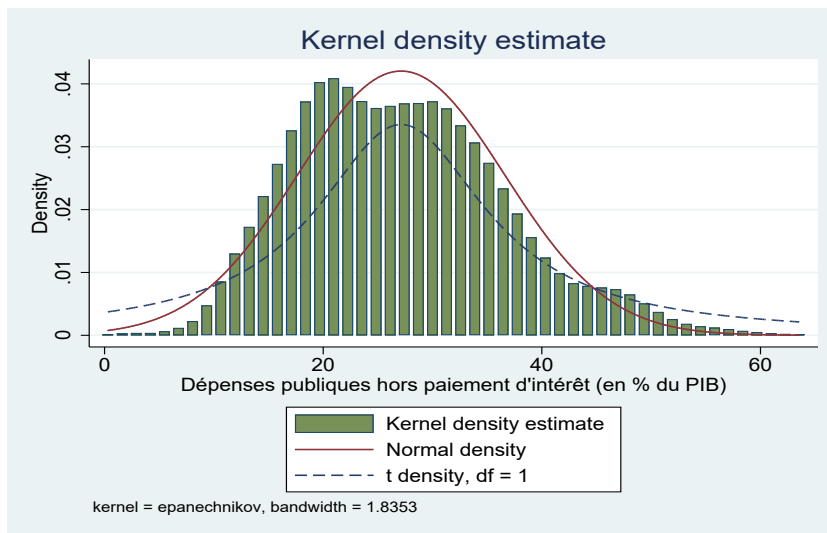


FIGURE A-7 – Distribution quantile des recettes fiscales

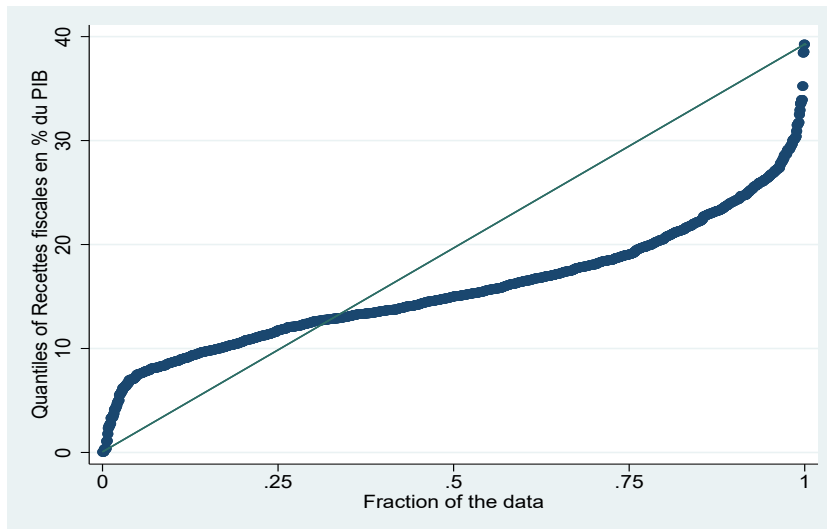


FIGURE A-8 – Tracé de densité du noyau des recettes fiscales

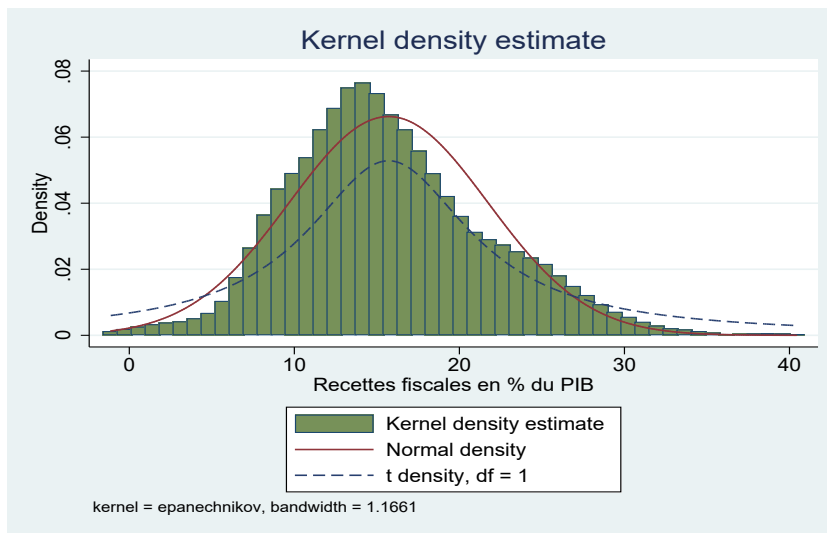


FIGURE A-9 – Distribution quantile des dépenses sociales

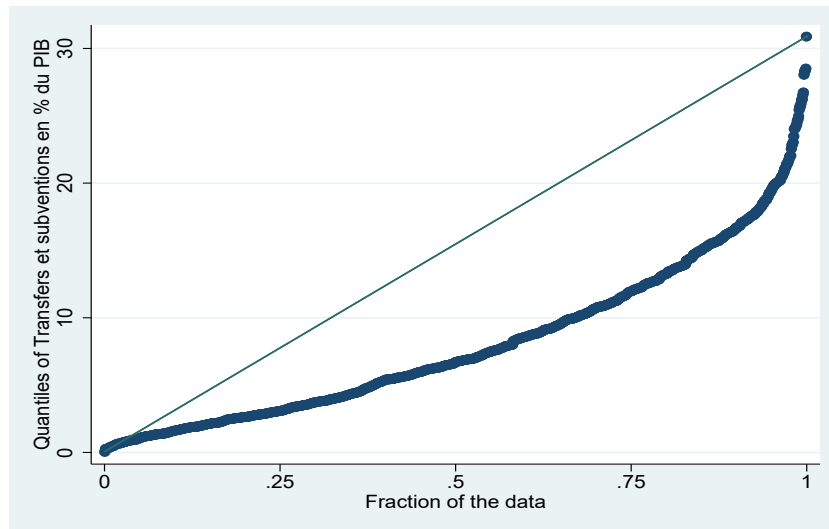


FIGURE A-10 – Tracé de densité du noyau des dépenses sociales

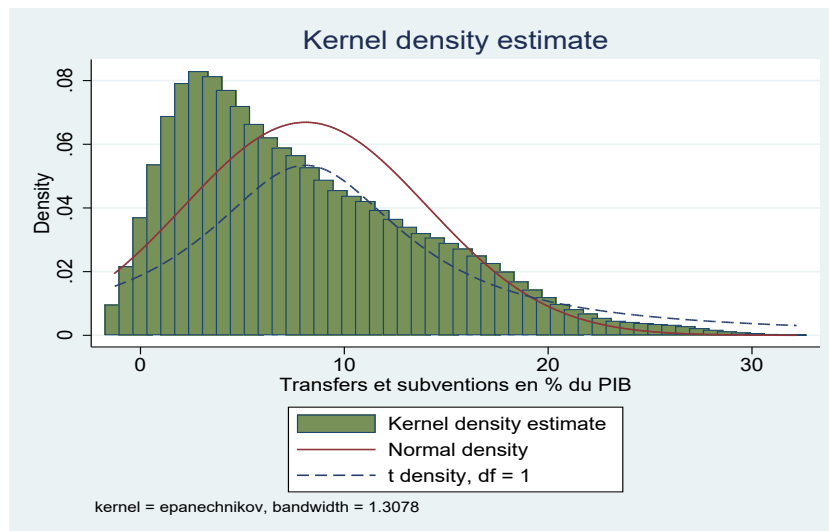


Tableau A-1 – Impact du TAI sur les déficits budgétaires — hétérogénéité régionale

Vbles	Régression quantile avec effets fixes									OLS	FE
	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9		
L.SB	0.28*** (0.09)	0.32*** (0.07)	0.34*** (0.05)	0.37*** (0.05)	0.38*** (0.05)	0.40*** (0.05)	0.43*** (0.06)	0.45*** (0.07)	0.49*** (0.09)	0.59*** (0.02)	0.38*** (0.02)
SSA x TAI	-0.13 (0.09)	-0.12* (0.07)	-0.11* (0.06)	-0.10* (0.05)	-0.09* (0.05)	-0.09* (0.05)	-0.08 (0.06)	-0.07 (0.07)	-0.05 (0.09)	-0.01 (0.01)	-0.09** (0.04)
LAC x TAI	-0.09 (0.07)	-0.08 (0.05)	-0.07 (0.04)	-0.07* (0.04)	-0.06 (0.04)	-0.06 (0.04)	-0.05 (0.04)	-0.05 (0.05)	-0.04 (0.07)	-0.00 (0.01)	-0.06 (0.06)
MENA x TAI	-0.21 (0.24)	-0.23 (0.17)	-0.24 (0.14)	-0.25* (0.13)	-0.25** (0.12)	-0.26** (0.13)	-0.27* (0.15)	-0.28 (0.18)	-0.30 (0.24)	0.01 (0.01)	-0.25** (0.10)
EAP x TAI	-0.44*** (0.16)	-0.38*** (0.12)	-0.34*** (0.10)	-0.31*** (0.09)	-0.28*** (0.09)	-0.25*** (0.09)	-0.22** (0.10)	-0.18 (0.12)	-0.12 (0.16)	0.02 (0.02)	-0.28** (0.12)
ECA x TAI	-0.41** (0.18)	-0.32** (0.14)	-0.26** (0.11)	-0.22** (0.10)	-0.17* (0.10)	-0.14 (0.10)	-0.08 (0.12)	-0.03 (0.14)	0.06 (0.18)	0.01 (0.01)	-0.17** (0.08)
CEXT	0.08 (0.05)	0.10*** (0.04)	0.12*** (0.03)	0.13*** (0.03)	0.14*** (0.03)	0.15*** (0.03)	0.16*** (0.03)	0.17*** (0.04)	0.19*** (0.05)	0.15*** (0.01)	0.14*** (0.01)
DF	-0.09*** (0.03)	-0.08*** (0.02)	-0.07*** (0.02)	-0.06*** (0.01)	-0.06*** (0.01)	-0.05*** (0.01)	-0.05*** (0.02)	-0.04** (0.02)	-0.03 (0.03)	-0.01*** (0.00)	-0.06*** (0.01)
MDP	0.03** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.05*** (0.01)	0.02*** (0.00)	0.04*** (0.00)
Cst										-2.73*** (0.52)	0.81 (1.31)
Obs	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596
R2										0.48	0.28
Nb de id											100

Notes : ***, ** et * signifient que le coefficient estimé est différent de zéro respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%. Les valeurs entre parenthèse correspondent aux écarts types robustes associés aux différentes statistiques de test.

Tableau A-2 – Impact du TAI sur les recettes publiques — hétérogénéité régionale

Vbles	Régression quantile avec effets fixes									OLS	FE
	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9		
L.RP	0.36 (0.22)	0.41** (0.17)	0.44*** (0.14)	0.46*** (0.11)	0.48*** (0.10)	0.51*** (0.08)	0.53*** (0.06)	0.56*** (0.06)	0.61*** (0.09)	0.88*** (0.01)	0.49*** (0.02)
SSA x TAI	-0.17 (0.25)	-0.16 (0.19)	-0.14 (0.16)	-0.13 (0.13)	-0.13 (0.11)	-0.12 (0.08)	-0.11 (0.07)	-0.10 (0.07)	-0.08 (0.10)	-0.02* (0.01)	-0.13*** (0.04)
LAC x TAI	-0.31 (0.22)	-0.28* (0.17)	-0.26* (0.13)	-0.24** (0.11)	-0.23** (0.09)	-0.21*** (0.07)	-0.19*** (0.06)	-0.17*** (0.06)	-0.14 (0.09)	-0.01 (0.01)	-0.22*** (0.05)
MENA x TAI	-0.13 (0.52)	-0.15 (0.40)	-0.16 (0.32)	-0.17 (0.26)	-0.18 (0.22)	-0.19 (0.17)	-0.19 (0.14)	-0.20 (0.14)	-0.22 (0.21)	0.01 (0.01)	-0.18* (0.10)
EAP x TAI	-0.37 (0.37)	-0.33 (0.29)	-0.31 (0.23)	-0.29 (0.19)	-0.27* (0.16)	-0.25** (0.12)	-0.23** (0.10)	-0.21** (0.10)	-0.17 (0.15)	-0.02 (0.01)	-0.27** (0.11)
ECA x TAI	-0.49 (0.51)	-0.38 (0.39)	-0.30 (0.32)	-0.23 (0.26)	-0.18 (0.21)	-0.12 (0.17)	-0.06 (0.14)	0.01 (0.14)	0.12 (0.21)	0.03*** (0.01)	-0.17** (0.08)
CEXT	0.03 (0.12)	0.05 (0.09)	0.06 (0.08)	0.07 (0.06)	0.08 (0.05)	0.09** (0.04)	0.10*** (0.03)	0.11*** (0.03)	0.13** (0.05)	0.11*** (0.01)	0.08*** (0.01)
DF	-0.02 (0.06)	-0.01 (0.05)	-0.00 (0.04)	-0.00 (0.03)	0.00 (0.03)	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	0.02 (0.03)	0.00 (0.00)	0.00 (0.01)
MDP	0.00 (0.03)	0.01 (0.03)	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	0.02 (0.01)	0.02* (0.01)	0.02** (0.01)	0.02*** (0.01)	0.03** (0.01)	0.01*** (0.00)	0.02*** (0.00)
Cst										2.02*** (0.53)	16.27*** (1.38)
Obs	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596
R2										0.85	0.32
Nb de id											100

Notes : ***, ** et * signifient que le coefficient estimé est différent de zéro respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%. Les valeurs entre parenthèse correspondent aux écarts types robustes associés aux différentes statistiques de test.

Tableau A-3 – Impact du TAI sur les dépenses publiques — hétérogénéité régionale

Vbles	Régression quantile avec effets fixes									OLS	FE
	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9		
L.SB	-0.21*** (0.06)	-0.21*** (0.05)	-0.20*** (0.04)	-0.20*** (0.03)	-0.19*** (0.03)	-0.19*** (0.04)	-0.18*** (0.04)	-0.18*** (0.05)	-0.17*** (0.06)	-0.08** (0.04)	-0.19*** (0.02)
SSA x TAI	-0.09 (0.09)	-0.10 (0.07)	-0.11* (0.06)	-0.12** (0.05)	-0.12** (0.05)	-0.13** (0.05)	-0.14** (0.06)	-0.15** (0.08)	-0.17* (0.10)	-0.09*** (0.02)	-0.13*** (0.04)
LAC x TAI	-0.34*** (0.09)	-0.34*** (0.07)	-0.34*** (0.06)	-0.34*** (0.05)	-0.34*** (0.05)	-0.33*** (0.06)	-0.33*** (0.06)	-0.33*** (0.08)	-0.33*** (0.10)	-0.08*** (0.02)	-0.34*** (0.06)
MENA x TAI	-0.03 (0.18)	-0.04 (0.14)	-0.05 (0.12)	-0.05 (0.10)	-0.06 (0.10)	-0.07 (0.11)	-0.07 (0.12)	-0.08 (0.15)	-0.09 (0.19)	0.09*** (0.03)	-0.06 (0.10)
EAP x TAI	-0.09 (0.15)	-0.09 (0.12)	-0.09 (0.11)	-0.09 (0.09)	-0.09 (0.09)	-0.09 (0.09)	-0.09 (0.11)	-0.09 (0.13)	-0.09 (0.17)	-0.18*** (0.03)	-0.09 (0.12)
ECA x TAI	-0.42** (0.18)	-0.33** (0.14)	-0.26** (0.12)	-0.18* (0.11)	-0.11 (0.10)	-0.03 (0.11)	0.05 (0.13)	0.13 (0.15)	0.25 (0.20)	0.17*** (0.02)	-0.10 (0.08)
CEXT	-0.06* (0.03)	-0.06** (0.02)	-0.07*** (0.02)	-0.07*** (0.02)	-0.08*** (0.02)	-0.08*** (0.02)	-0.08*** (0.02)	-0.09*** (0.03)	-0.10*** (0.03)	-0.04 (0.02)	-0.08*** (0.01)
DF	0.08*** (0.02)	0.09*** (0.02)	0.09*** (0.02)	0.09*** (0.01)	0.10*** (0.01)	0.10*** (0.01)	0.11*** (0.02)	0.11*** (0.02)	0.12*** (0.02)	0.09*** (0.01)	0.10*** (0.01)
MDP	-0.00 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01** (0.01)	-0.02*** (0.01)	-0.02*** (0.01)	-0.02*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)	-0.02*** (0.00)
Cst										22.50*** (1.07)	30.28*** (1.29)
Obs	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596	1,596
R2										0.24	0.18
Nb de id											100

Notes : ***, ** et * signifient que le coefficient estimé est différent de zéro respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%. Les valeurs entre parenthèse correspondent aux écarts types robustes associés aux différentes statistiques de test.

Tableau A-4 – Impact du TAI sur les recettes fiscales — hétérogénéité régionale

Vbles	Régression quantile avec effets fixes									OLS	FE
	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9		
L.RF	0.59*** (0.16)	0.62*** (0.12)	0.64*** (0.10)	0.66*** (0.09)	0.67*** (0.08)	0.69*** (0.08)	0.71*** (0.09)	0.72*** (0.11)	0.76*** (0.16)	0.96*** (0.01)	0.68*** (0.03)
SSA x TAI	-0.08 (0.15)	-0.06 (0.11)	-0.05 (0.09)	-0.04 (0.08)	-0.04 (0.08)	-0.03 (0.08)	-0.02 (0.09)	-0.01 (0.11)	0.01 (0.15)	0.01 (0.01)	-0.04 (0.03)
LAC x TAI	-0.10 (0.08)	-0.09 (0.06)	-0.08* (0.05)	-0.08* (0.04)	-0.08* (0.04)	-0.07* (0.04)	-0.06 (0.05)	-0.06 (0.06)	-0.05 (0.08)	0.01 (0.00)	-0.07** (0.03)
MENA x TAI	0.02 (0.16)	0.00 (0.12)	-0.01 (0.10)	-0.02 (0.09)	-0.02 (0.08)	-0.03 (0.08)	-0.04 (0.09)	-0.05 (0.11)	-0.07 (0.16)	0.01 (0.01)	-0.03 (0.06)
EAP x TAI	-0.11 (0.12)	-0.09 (0.09)	-0.08 (0.08)	-0.06 (0.07)	-0.05 (0.06)	-0.04 (0.07)	-0.03 (0.07)	-0.01 (0.09)	0.01 (0.12)	-0.00 (0.01)	-0.05 (0.06)
ECA x TAI	-0.25 (0.16)	-0.18 (0.12)	-0.13 (0.10)	-0.10 (0.09)	-0.06 (0.08)	-0.02 (0.09)	0.02 (0.10)	0.06 (0.12)	0.15 (0.16)	0.01* (0.01)	-0.05 (0.04)
CEXT	0.01 (0.03)	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	0.02 (0.02)	0.02 (0.03)	0.02** (0.01)	0.01* (0.01)
DF	-0.01 (0.02)	-0.00 (0.02)	-0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.02)	0.02 (0.02)	0.00 (0.00)	0.00 (0.01)
MDP	-0.00 (0.01)	-0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
Cst										0.25 (0.34)	6.45*** (0.91)
Obs	913	913	913	913	913	913	913	913	913	913	913
R2										0.92	0.50
Nb de id											78

Notes : ***, ** et * signifient que le coefficient estimé est différent de zéro respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%. Les valeurs entre parenthèse correspondent aux écarts types robustes associés aux différentes statistiques de test.

Tableau A-5 – Impact du TAI sur les dépenses de transferts et de subventions —
hétérogénéité régionale

Vbles	Régression quantile avec effets fixes									OLS	FE
	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9		
L.SB	0.13 (0.14)	0.11 (0.11)	0.09 (0.09)	0.06 (0.08)	0.04 (0.08)	0.02 (0.08)	-0.00 (0.09)	-0.02 (0.11)	-0.05 (0.14)	0.11 (0.11)	0.04 (0.06)
SSA x TAI	-0.19 (0.27)	-0.21 (0.21)	-0.22 (0.18)	-0.24 (0.15)	-0.25* (0.14)	-0.27* (0.15)	-0.29 (0.18)	-0.30 (0.21)	-0.32 (0.26)	-0.09** (0.04)	-0.26** (0.11)
LAC x TAI	-0.45* (0.25)	-0.39* (0.20)	-0.34** (0.17)	-0.29** (0.14)	-0.24* (0.13)	-0.18 (0.14)	-0.14 (0.17)	-0.09 (0.20)	-0.03 (0.24)	0.07* (0.04)	-0.24* (0.13)
MENA x TAI	-2.09*** (0.52)	-1.97*** (0.42)	-1.88*** (0.35)	-1.79*** (0.30)	-1.69*** (0.28)	-1.59*** (0.30)	-1.50*** (0.35)	-1.41*** (0.41)	-1.29** (0.52)	-0.14** (0.07)	-1.69*** (0.26)
EAP x TAI	-0.44* (0.26)	-0.44** (0.21)	-0.44** (0.18)	-0.44*** (0.15)	-0.44*** (0.14)	-0.44*** (0.15)	-0.44** (0.18)	-0.44** (0.21)	-0.44* (0.26)	0.01 (0.06)	-0.44** (0.22)
ECA x TAI	-0.44 (0.28)	-0.46** (0.22)	-0.47** (0.19)	-0.48*** (0.16)	-0.50*** (0.15)	-0.51*** (0.16)	-0.52*** (0.19)	-0.53** (0.22)	-0.55** (0.27)	0.51*** (0.04)	-0.50*** (0.18)
CEXT	0.09 (0.07)	0.09 (0.06)	0.09* (0.05)	0.09** (0.04)	0.09** (0.04)	0.09** (0.04)	0.08* (0.05)	0.08 (0.06)	0.08 (0.07)	0.08 (0.06)	0.09*** (0.03)
DF	0.05 (0.04)	0.06* (0.03)	0.06** (0.03)	0.06** (0.02)	0.06*** (0.02)	0.07*** (0.02)	0.07** (0.03)	0.07** (0.03)	0.07* (0.04)	0.17*** (0.02)	0.06** (0.03)
MDP	-0.01 (0.03)	-0.00 (0.02)	-0.00 (0.02)	0.00 (0.02)	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	0.02 (0.02)	0.02 (0.03)	-0.05* (0.02)	0.01 (0.01)
Cst										28.22*** (2.90)	43.29*** (3.20)
Obs	881	881	881	881	881	881	881	881	881	881	881
R2										0.31	0.11
Nb de id											77

Notes : ***, ** et * signifient que le coefficient estimé est différent de zéro respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%. Les valeurs entre parenthèse correspondent aux écarts types robustes associés aux différentes statistiques de test.

Conclusion générale

Les pays en développement font face à d'immenses défis de financement de leurs économies. Leurs finances publiques sont exsangues, leur niveau de développement financier est faible et la capacité des Etats à lever des fonds sur les marchés financiers mondiaux est très limitée. Pendant plusieurs décennies, les stratégies de développement endogènes et l'appui des partenaires au développement n'ont pas permis de surmonter durablement ces difficultés bien que quelques améliorations aient été constatées. Les années 1980 ont été particulièrement éprouvantes pour ces pays qui ont vu leurs finances publiques se détériorer considérablement avec pour corollaire un accroissement massif de la dette publique. Face à cette situation, la Banque mondiale et le FMI ont mis en place l'initiative PPTE au milieu de la décennie 1990 et l'ont renforcée en 1999 pour rendre la dette soutenable pour ces économies. Malgré l'allègement de la dette, la situation des finances publiques dans les pays en développement et économies émergentes reste préoccupante notamment depuis la crise financière de 2007. Les déficits budgétaires se sont accentués et sont devenus persistants ; ce qui fait planer le spectre d'un nouvel endettement massif. L'espoir né de la forte croissance économique du début des années 2000 a été de courte durée et la crise sanitaire du Covid19, aux conséquences économiques désastreuses, risque d'aggraver encore plus la situation des finances publiques.

Cette tragédie des finances publiques dans les pays en développement et marchés émergents est la conséquence de plusieurs facteurs économiques, politiques, institutionnels et sociologiques. L'un des plus frappants est la forte dépendance à l'exportation des produits de base qui soumet constamment les finances publiques aux soubresauts des prix des matières premières sur les marchés mondiaux. En consé-

quence, les recettes publiques dans ces pays sont pratiquement trois fois plus volatiles que dans les pays avancés. Si l'exposition aux chocs exogènes explique une partie du problème, l'autre partie est endogène et liée à la faible capacité de mobilisation de ressources publiques domestiques. Cette faible capacité de mobilisation elle-même est la conséquence de plusieurs facteurs structurels dont la mauvaise qualité de gouvernance, la corruption et la taille du secteur informel. C'est dans cette problématique globale des finances publiques que notre thèse s'inscrit. Elle propose trois essais empiriques pour éclairer davantage sur la macroéconomie des finances publiques dans les pays en développement et marchés émergents. La thèse s'attaque en particulier à trois questions fondamentales. La première est de savoir quels sont les déterminants les plus robustes des déficits budgétaires dans ces pays. La deuxième vise à déterminer si les finances publiques sont soutenables sur les deux dernières décennies et si le niveau de soutenabilité dépend de la politique de change dont le lien avec l'équilibre extérieur est théoriquement établi. Enfin la troisième question concerne l'impact de la taille du secteur informel sur les performances budgétaires de ces pays. Pour répondre à ces questions, nous proposons trois essais empiriques qui constituent les trois chapitres de la thèse.

Le chapitre premier vise donc à apporter un éclairage sur les déterminants les plus robustes des déficits budgétaires structurels dans les marchés émergents et pays en développement. Pour ce faire, nous passons en revue une large littérature existante pour identifier un nombre relativement important de variables susceptibles d'expliquer le niveau des déficits budgétaires dans ces pays. Notre étude empirique s'appuie sur 110 pays en développement et marchés émergents sur la période 1998-2017. Nous réalisons à la fois une analyse en coupe transversale pour identifier les déterminants structurels les plus robustes et une analyse en panel pour tenir compte des effets de court et moyen terme. Par ailleurs, l'absence de données sur les déficits structurels nous a conduit à construire des données sur cette variable en vue d'une analyse de robustesse. Ainsi, ce chapitre va plus loin en termes de contribution que les travaux précédents qui font des choix a priori sur les déterminants des déficits publics ou qui manquent d'analyse de robustesse sérieuse. Sur la base des méthodes *extreme bound analysis (EBA)* et Bayesian Model Averaging (BMA), nous montrons que les chocs extérieurs, le taux d'endettement, le développement financier, le niveau

de démocratie et le contrôle gouvernemental des dépenses expliquent de manière robuste les déficits budgétaires dans les pays en développement et marchés émergents. Les déficits publics sont plus faibles dans les pays qui ont un meilleur contrôle des dépenses publiques face à l'instabilité des recettes publiques et qui sont moins exposés aux chocs externes négatifs. En revanche, les déficits publics augmentent avec le taux d'endettement, le développement financier et le niveau de démocratie. L'importance relative des chocs extérieurs dans l'explication des déficits primaires plaide pour plus de diversification économique afin d'atténuer l'impact des chocs négatifs sur les finances publiques.

Le deuxième chapitre s'attaque à la question de la soutenabilité des finances publiques dans les marchés émergents et pays en développement et au rôle du choix du régime de change. La condition de soutenabilité est fondée sur l'équilibre budgétaire intertemporel et veut qu'à terme, la valeur actualisée des excédents budgétaires futurs permette de rembourser la dette initiale. En d'autres termes la soutenabilité des finances publiques est liée à la solvabilité budgétaire et implique empiriquement l'existence d'une relation de cointégration entre les recettes publiques et les dépenses publiques y compris les charges de la dette. Par rapport à la littérature existante, ce chapitre contribue à la littérature sur quatre aspects. Sur le plan analytique, plus que les autres travaux, il s'intéresse au rôle du régime de change sur le niveau de soutenabilité des finances publiques en s'appuyant sur des hypothèses simples dont celles des déficits jumeaux, de la discipline budgétaire en change fixe et de la facilité d'ajustement aux chocs exogènes en change flexible. Le deuxième apport de ce chapitre réside dans la qualité et la disponibilité des données sur la période d'étude qui permet de mener l'analyse sur un échantillon large de pays. Enfin, sur le plan méthodologique, ce chapitre utilise les techniques récentes de l'économétrie des données de panel non stationnaires (tests de racine unitaire et de cointégration) prenant en compte à la fois la problématique de la dépendance inter-pays et celle d'éventuelles ruptures structurelles dans les séries. Enfin, il examine l'effet non-linéaire que le régime de change pourrait avoir sur les performances budgétaires et qui pourrait aider à mieux comprendre l'impact du régime sur le niveau de soutenabilité des finances publiques. Si les résultats montrent que les finances publiques des marchés émergents et économies en développement sont soutenables sur la période de 1998 -

2017, il ressort que le niveau de soutenabilité est globalement faible surtout en l'absence de stabilisateurs automatiques. Nos résultats révèlent également que le régime de change n'a pas un impact significatif sur le niveau de soutenabilité des finances publiques. Nous montrons que ce résultat est dû en partie aux effets asymétriques exercés par les régimes de change sur les performances budgétaires. Alors que les régimes de change fixes sont associés à de meilleures performances budgétaires globales, les régimes de change flexibles contribuent mieux à la réduction des déficits budgétaires.

Le troisième chapitre de la thèse prolonge l'analyse sur les déterminants des performances budgétaires au-delà du solde budgétaire et s'intéresse en particulier à l'impact de la taille du secteur informel. Bien que l'effet du secteur informel sur l'activité économique et les finances publiques a été déjà étudié dans la littérature, ce chapitre apporte une originalité méthodologique d'une part et d'autre part il analyse plus en détail les effets de l'activité informelle en étudiant son impact tant sur le solde budgétaire que sur ses composantes. Sur le plan méthodologique, ce chapitre adopte une approche non-linéaire en utilisant des régressions quantiles sur données de panel avec prise en compte des effets fixes afin de considérer les effets extrêmes du secteur informel sur les finances publiques. Les résultats montrent que le secteur informel aggrave les déficits budgétaires en affectant significativement les recettes et les dépenses publiques de manière différenciée. En effet, l'impact du secteur informel est plus important sur les recettes publiques totales que sur les dépenses publiques totales. Cependant, l'impact sur les dépenses sociales apparaît considérable. Plus intéressant encore, nos résultats montrent que l'impact de la taille du secteur informel dépend de décile considéré et décroît avec l'ordre des déciles. En d'autres termes, les pays les plus fragiles budgétairement sont ceux qui subissent le plus l'impact de l'économie informelle. Les résultats mettent ainsi en évidence combien la problématique de l'économie informelle est fondamentale dans les politiques de développement, en particulier celles visant à réduire le niveau de pauvreté.

Les résultats de cette thèse ont d'importantes implications politiques. D'une part, ils montrent à quel point la diversification de l'économie est vitale pour les finances publiques et partant, pour le financement du développement économique dans les pays en développement. En effet, la dépendance aux matières premières expose les

pays aux chocs exogènes et à des finances publiques peu propices au financement du développement à long terme. D'autre part, la bonne gouvernance et en particulier la maîtrise des dépenses publiques face à la volatilité des recettes publiques est une clé pour des finances publiques performantes dans les pays en développement. Par ailleurs, nos résultats montrent que les régimes de change fixe et flexible ont chacun des avantages spécifiques qu'aucun ne semble a priori favoriser plus la soutenabilité des finances publiques. En régimes de change fixes, les performances budgétaires sont globalement meilleures tandis que les régimes de change flexibles sont plus propices à de faibles déficits budgétaires. Le choix du régime de change sur le plan budgétaire relève donc d'une question d'arbitrage. Enfin l'étude de l'impact du secteur informel montre que la lutte contre l'activité informelle est une préoccupation majeure pour les finances publiques en particulier pour les pays les plus fragiles sur le plan budgétaire.

Enfin cette thèse ouvre plusieurs perspectives de recherche. L'une des pistes de recherche intéressante serait par exemple d'étudier à travers une modélisation VAR asymétrique l'impact des chocs des termes de l'échange sur les finances publiques en distinguant l'effet des chocs négatifs et l'effet des chocs positifs. Dans le même ordre d'idée, il pourrait être intéressant d'analyser l'impact de l'incertitude macroéconomique sur l'instabilité des recettes publiques dans les pays en développement. Par ailleurs, plusieurs travaux empiriques montrent que le développement des nouvelles technologies dans les pays en développement notamment les services de "*mobiles money*" favorise l'inclusion financière dans ces pays. Il pourrait donc être intéressant d'étudier si ces nouveaux services financiers influencent l'impact du secteur informel sur les finances publiques. En d'autres termes on pourrait se demander si ces services financiers qui n'échappent pas à la fiscalité réduisent l'impact du secteur informel sur les finances publiques. Ce sont là autant de sujets sur lesquels nous serons amenées à nous pencher prochainement dans la poursuite des travaux effectués dans cette thèse.

Bibliographie

- Adedeji, O. S. et J. Thornton. 2010, «Fiscal sustainability in a panel of asian countries», *Applied Economics Letters*, vol. 17, n° 7, doi :10.1080/13504850802297871, p. 711–715. URL <https://doi.org/10.1080/13504850802297871>.
- Afonso, A. et J. a. T. Jalles. 2012, «Revisiting fiscal sustainability : panel cointegration and structural breaks in OECD countries», Working Paper Series 1465, European Central Bank. URL <https://ideas.repec.org/p/ecb/ecbwps/20121465.html>.
- Afonso, A. et C. Rault. 2010, «What do we really know about fiscal sustainability in the eu? a panel data diagnostic», *Review of World Economics*, vol. 145, n° 4, p. 731–755, ISSN 1610-2886. URL <https://doi.org/10.1007/s10290-009-0034-1>.
- Alberola, E. et L. Molina Sánchez. 2000, «Fiscal discipline and exchange rate regimes : a case for currency boards?», Working Papers 0006, Banco de España. URL <https://EconPapers.repec.org/RePEc:bde:wpaper:0006>.
- Alesina, A., F. R. Campante et G. Tabellini. 2008, «Why is Fiscal Policy Often Procyclical?», *Journal of the European Economic Association*, vol. 6, n° 5, doi : 10.1162/JEEA.2008.6.5.1006, p. 1006–1036, ISSN 1542-4766. URL <https://doi.org/10.1162/JEEA.2008.6.5.1006>.
- Alesina, A., A. Devleeschauwer, W. Easterly, S. Kurlat et R. Wacziarg. 2003, «Fractionalization», *Journal of Economic Growth*, vol. 8, n° 2, p. 155–194, ISSN 1573-7020. URL <https://doi.org/10.1023/A:1024471506938>.

- Alesina, A. et A. Drazen. 1991, «Why are stabilizations delayed?», *The American Economic Review*, vol. 81, n° 5, p. 1170–1188, ISSN 00028282. URL <http://www.jstor.org/stable/2006912>.
- Alesina, A. et D. Rodrik. 1994, «Distributive politics and economic growth», *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 109, n° 2, p. 465–490, ISSN 00335533, 15314650. URL <http://www.jstor.org/stable/2118470>.
- Alvarado, C. D., A. Izquierdo et U. Panizza. 2004, «Fiscal sustainability in emerging market countries with an application to ecuador», Working Paper 511, Washington, DC. URL <http://hdl.handle.net/10419/88089>.
- Bailey, N., G. Kapetanios et M. H. Pesaran. 2016, «Exponent of cross-sectional dependence : Estimation and inference», *Journal of Applied Econometrics*, vol. 31, n° 6, p. 929–960. URL <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/jae.2476>.
- Baklouti, N. et Y. Boujelbene. 2020, «A simultaneous equation model of economic growth and shadow economy : Is there a difference between the developed and developing countries ?», *Economic Change and Restructuring*, vol. 53, n° 1, p. 151–170. URL https://EconPapers.repec.org/RePEc:kap:ecopl:n:v:53:y:2020:i:1:d:10.1007_s10644-018-9235-8.
- Balassone, F. et D. Franco. 2000, «Assessing fiscal sustainability : a review of methods with a view to emu», dans *Fiscal Sustainability Conference*, p. 21.
- Benfratello, L., A. D. Monte et L. Pennacchio. 2018, «Corruption and public debt : a cross-country analysis», *Applied Economics Letters*, vol. 25, n° 5, p. 340–344. URL <https://doi.org/10.1080/13504851.2017.1321831>.
- Berka, M., M. B. Devereux et C. Engel. 2012, «Real exchange rate adjustment in and out of the eurozone», *American Economic Review*, vol. 102, n° 3, p. 179–85. URL <http://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.102.3.179>.
- Blanchard, O., J.-C. Chouraqui, R. Hagemann et N. Sartor. 1990, «La soutenabilité de la politique budgétaire : nouvelles réponses à une question ancienne», *Revue économique de l'OCDE*, vol. 15.

- Bohn, H. 1998, «The Behavior of U. S. Public Debt and Deficits*», *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 113, n° 3, doi :10.1162/003355398555793, p. 949–963, ISSN 0033-5533. URL <https://doi.org/10.1162/003355398555793>.
- Bohn, H. 2007, «Are stationarity and cointegration restrictions really necessary for the intertemporal budget constraint?», *Journal of Monetary Economics*, vol. 54, n° 7, p. 1837 – 1847, ISSN 0304-3932. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304393206002534>.
- Bollaerts, K., P. H. C. Eilers et M. Aerts. 2006, «Quantile regression with monotonicity restrictions using p-splines and the l1-norm.», *Statistical Modelling : An International Journal*, vol. 6, n° 3, p. 189 – 207, ISSN 1471082X. URL <http://search.ebscohost.com/bases-doc.univ-lorraine.fr/login.aspx?direct=true&AuthType=ip,url,uid&db=bth&AN=22630213&lang=fr&site=ehost-live>.
- Bordo, M. D., E. U. Choudhri, G. Fazio et R. MacDonald. 2017, «The real exchange rate in the long run : Balassa-samuelson effects reconsidered», *Journal of International Money and Finance*, vol. 75, p. 69 – 92, ISSN 0261-5606. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S026156061730075X>.
- Brender, A. et A. Drazen. 2005, «Political budget cycles in new versus established democracies», *Journal of Monetary Economics*, vol. 52, n° 7, p. 1271 – 1295, ISSN 0304-3932. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304393205000887>, political economy and macroeconomics.
- Bruns, M. et T. Poghosyan. 2018, «Leading indicators of fiscal distress : evidence from extreme bounds analysis», *Applied Economics*, vol. 50, n° 13, doi :10.1080/00036846.2017.1366639, p. 1454–1478. URL <https://doi.org/10.1080/00036846.2017.1366639>.
- Buchinsky, M. 1998, «Recent advances in quantile regression models : A practical guideline for empirical research», *Journal of Human Resources*, vol. 33, n° 1, p. 88–126. URL <https://EconPapers.repec.org/RePEc:uwp:jhriss:v:33:y:1998:i:1:p:88-126>.

- Buiter, W., G. Corsetti et N. Roubini. 1993, «Excessive deficits : sense and nonsense in the treaty of maastricht», *Economic Policy*, vol. 8, n° 16, p. 57–100.
- Buiter, W. H. 1985, «A guide to public sector debt and deficits», *Economic policy*, vol. 1, n° 1, p. 13–61.
- Buiter, W. H. et al. 1987, «The current global economic situation, outlook and policy options, with special emphasis on fiscal policy issues», cahier de recherche, CEPR Discussion Papers.
- Burnside, C. 2005, *Fiscal Sustainability in Theory and Practice*, The World Bank, doi :10.1596/978-0-8213-5874-0. URL <https://elibrary.worldbank.org/doi/abs/10.1596/978-0-8213-5874-0>.
- Campo-Robledo, J. et L. Melo-Velandia. 2015, «Sustainability of Latin American fiscal deficits : a panel data approach», *Empirical Economics*, vol. 49, n° 3, doi :10.1007/s00181-014-0905-8, p. 889–907. URL <https://ideas.repec.org/a/spr/empeco/v49y2015i3p889-907.html>.
- Canay, I. A. 2011, «A simple approach to quantile regression for panel data», *The Econometrics Journal*, vol. 14, n° 3, doi :10.1111/j.1368-423X.2011.00349.x, p. 368–386, ISSN 1368-4221. URL <https://doi.org/10.1111/j.1368-423X.2011.00349.x>.
- Canzoneri, M. B., R. Cumby et B. Diba. 1998, «Fiscal Discipline and Exchange Rate Regimes», CEPR Discussion Papers 1899, C.E.P.R. Discussion Papers. URL <https://ideas.repec.org/p/cpr/ceprdp/1899.html>.
- Çiçek, D. et C. Elgin. 2011, «Cyclicality of fiscal policy and the shadow economy», *Empirical Economics*, vol. 41, n° 3, doi :10.1007/s00181-010-0409-0, p. 725–737, ISSN 1435-8921. URL <https://doi.org/10.1007/s00181-010-0409-0>.
- Chalk, M. N. A. et M. R. Hemming. 2000, *Assessing fiscal sustainability in theory and practice*, 0-81, International Monetary Fund.
- Chen, S.-W. 2014, «Testing for fiscal sustainability : New evidence from the g-7 and some european countries», *Economic Modelling*, vol. 37, p. 1 –

- 15, ISSN 0264-9993. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0264999313004513>.
- Chinn, M. D. et S.-J. Wei. 2013, «A faith-based initiative meets the evidence : Does a flexible exchange rate regime really facilitate current account adjustment?», *The Review of Economics and Statistics*, vol. 95, n° 1, p. 168–184. URL https://doi.org/10.1162/REST_a_00244.
- Chudik, A. et M. H. Pesaran. 2015, «Common correlated effects estimation of heterogeneous dynamic panel data models with weakly exogenous regressors», *Journal of Econometrics*, vol. 188, n° 2, p. 393 – 420, ISSN 0304-4076. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304407615000767>, heterogeneity in Panel Data and in Nonparametric Analysis in honor of Professor Cheng Hsiao.
- Clarke, G. R. 1995, «More evidence on income distribution and growth», *Journal of Development Economics*, vol. 47, n° 2, doi :[https://doi.org/10.1016/0304-3878\(94\)00069-O](https://doi.org/10.1016/0304-3878(94)00069-O), p. 403 – 427, ISSN 0304-3878. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0304387894000690>.
- Coad, A. et R. Rao. 2008, «Innovation and firm growth in high-tech sectors : A quantile regression approach», *Research Policy*, vol. 37, n° 4, doi :<https://doi.org/10.1016/j.respol.2008.01.003>, p. 633 – 648, ISSN 0048-7333. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0048733308000152>.
- Collier, P. 2000, «How to reduce corruption», *African Development Review*, vol. 12, n° 2, p. 191–205. URL <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/1467-8268.00022>.
- Collier, P. 2006, «Is aid oil? an analysis of whether africa can absorb more aid», *World Development*, vol. 34, n° 9, doi :<https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2006.01.002>, p. 1482 – 1497, ISSN 0305-750X. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0305750X0600101X>.
- Collignon, S. 2012, «Fiscal policy rules and the sustainability of public debt in europe*», *International Economic Review*, vol. 53, n° 2, p. 539–567. URL <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1468-2354.2012.00691.x>.

- Combes, J.-L., R. Ouedraogo et S. J. Tapsoba. 2016, «What Does Aid Do to Fiscal Policy? New Evidence», IMF Working Papers 16/112, International Monetary Fund. URL <https://ideas.repec.org/p/imf/imfwpa/16-112.html>.
- Combes, J.-L. et T. Saadi-Sedik. 2006, «How does trade openness influence budget deficits in developing countries?», *Journal of Development Studies*, vol. 42, n° 8, p. 1401–1416. URL <https://EconPapers.repec.org/RePEc:taf:jdevst:v:42:y:2006:i:8:p:1401-1416>.
- Crivelli, E. et S. Gupta. 2014, «Resource blessing, revenue curse? domestic revenue effort in resource-rich countries», *European Journal of Political Economy*, vol. 35, doi :<https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2014.04.001>, p. 88 – 101, ISSN 0176-2680. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0176268014000391>.
- Dang, R., L. Houanti et A. Bonnard. 2016, «Exploring the Effect of Diversification Strategy on R&D Intensity using Quantile Regression : Evidence from France», *Applied Economics Letters*, vol. 23, n° 18, doi :[10.1080/13504851.2016.1153784](https://doi.org/10.1080/13504851.2016.1153784), p. 1317–1320. URL <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-01512768>.
- Docquier, F., E. Lodigiani, H. Rapoport et M. Schiff. 2016, «Emigration and democracy», *Journal of Development Economics*, vol. 120, doi :<https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2015.12.001>, p. 209 – 223, ISSN 0304-3878. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304387815001339>.
- Doucouliaagos, H. et M. Paldam. 2009, «The aid effectiveness literature : the sad results of 40 years of research», *Journal of Economic Surveys*, vol. 23, n° 3, doi :<https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2008.00568.x>, p. 433–461. URL <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1467-6419.2008.00568.x>.
- Drabek, Z. et J. C. Brada. 1998, «Exchange rate regimes and the stability of trade policy in transition economies», *Journal of Comparative Economics*, vol. 26, n° 4, p. 642 – 668, ISSN 0147-5967. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0147596798915578>.

- Dufrénot, G. et C. U. Suarez. 2019, «Public finance sustainability in Europe : a behavioral model», AMSE Working Papers 1929, Aix-Marseille School of Economics, France. URL <https://ideas.repec.org/p/aim/wpaimx/1929.html>.
- Duttagupta, R. et G. Tolosa. 2006, «Fiscal Discipline and Exchange Rate Regimes ; Evidence From the Caribbean», IMF Working Papers 06/119, International Monetary Fund. URL <https://ideas.repec.org/p/imf/imfwpa/06-119.html>.
- Ebeke, C. H. et H. Ehrhart. 2012, «Does VAT reduce the instability of tax revenues?», URL <https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-00617272>, working paper or preprint.
- Ebeke, C. H. et D. Ölcer. 2013, «Fiscal Policy over the Election Cycle in Low-Income Countries», IMF Working Papers 13/153, International Monetary Fund. URL <https://ideas.repec.org/p/imf/imfwpa/13-153.html>.
- Eberhardt, M. et A. F. Presbitero. 2015, «Public debt and growth : Heterogeneity and non-linearity», *Journal of International Economics*, vol. 97, n° 1, p. 45 – 58, ISSN 0022-1996. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0022199615000690>.
- Edwards, S. et G. Tabellini. 1991, «Explaining fiscal policies and inflation in developing countries», *Journal of International Money and Finance*, vol. 10, p. S16 – S48, ISSN 0261-5606. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/026156069190045L>.
- Elgin, C. et B. R. Uras. 2013, «Public debt, sovereign default risk and shadow economy», *Journal of Financial Stability*, vol. 9, n° 4, doi :<https://doi.org/10.1016/j.jfs.2012.09.002>, p. 628 – 640, ISSN 1572-3089. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1572308912000599>, re-examining the role of the state in the financial sector.
- Everaert, G. et T. D. Groote. 2016, «Common correlated effects estimation of dynamic panels with cross-sectional dependence», *Econometric Reviews*, vol. 35, n° 3, p. 428–463. URL <https://doi.org/10.1080/07474938.2014.966635>.

- Fan, J. et M. G. Arghyrou. 2013, «Uk fiscal policy sustainability, 1955-2006», *The Manchester School*, vol. 81, n° 6, p. 961–991. URL <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1467-9957.2012.02319.x>.
- Fedelino, A., M. A. Horton et A. Ivanova. 2009, «Computing cyclically-adjusted balances and automatic stabilizers», IMF Technical Notes and Manuals 09/05, International Monetary Fund. URL <https://EconPapers.repec.org/RePEc:imf:imftnm:09/05>.
- Feld, L. P. et F. Schneider. 2010, «Survey on the shadow economy and undeclared earnings in oecd countries», *German Economic Review*, vol. 11, n° 2, doi : 10.1111/j.1468-0475.2010.00509.x, p. 109–149. URL <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1468-0475.2010.00509.x>.
- Fernández, C., E. Ley et M. F. Steel. 2001a, «Benchmark priors for bayesian model averaging», *Journal of Econometrics*, vol. 100, n° 2, doi :[https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(00\)00076-2](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(00)00076-2), p. 381 – 427, ISSN 0304-4076. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304407600000762>.
- Fernández, C., E. Ley et M. F. J. Steel. 2001b, «Model uncertainty in cross-country growth regressions», *Journal of Applied Econometrics*, vol. 16, n° 5, doi :10.1002/jae.623, p. 563–576. URL <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/jae.623>.
- Friedman, M. 1953, *The case for flexible exchange rates in M. Friedman, Essays in Positive Economics*, A Phoenix book. Business economics, University of Chicago Press. URL <https://books.google.fr/books?id=Fv88460SbvWC>.
- Garsaa, A., N. Levratto et L. Tessier. 2014, «La corse est-elle soluble dans le modèle méditerranéen? une analyse à partir d’une régression quantile sur données d’entreprises en panel entre 2004 et 2010», *Revue d’Economie Regionale Urbaine*, , n° 4, p. 677–718.
- Gassebner, M., J. Gutmann et S. Voigt. 2016, «When to expect a coup d’état? an extreme bounds analysis of coup determinants», *Public Choice*, vol. 169, n° 3-4, p. 293–313.

- Gemmell, N., R. Kneller et I. Sanz. 2016, «Does the composition of government expenditure matter for long-run gdp levels?», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 78, n° 4, p. 522–547. URL <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/obes.12121>.
- Gengenbach, C., J.-P. Urbain et J. Westerlund. 2016, «Error correction testing in panels with common stochastic trends», *Journal of Applied Econometrics*, vol. 31, n° 6, p. 982–1004. URL <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/jae.2475>.
- Ghosh, A. R., M. S. Qureshi et C. G. Tsangarides. 2018, «Friedman Redux : External Adjustment and Exchange Rate Flexibility», *The Economic Journal*, vol. 129, n° 617, p. 408–438, ISSN 0013-0133. URL <https://doi.org/10.1111/eoj.12579>.
- Ghosh, S. et S. Yamarik. 2004, «Are regional trading arrangements trade creating? : An application of extreme bounds analysis», *Journal of International Economics*, vol. 63, n° 2, doi :[https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(03\)00058-8](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(03)00058-8), p. 369 – 395, ISSN 0022-1996. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0022199603000588>.
- Gnimassoun, B. 2015, «The importance of the exchange rate regime in limiting current account imbalances in sub-saharan african countries», *Journal of International Money and Finance*, vol. 53, doi :<https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2014.12.012>, p. 36 – 74, ISSN 0261-5606. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0261560615000029>.
- Gnimassoun, B. et J. C. Anyanwu. 2019, «The Diaspora and economic development in Africa», *Review of World Economics*, vol. 155, n° 4, doi :10.1007/s10290-019-00344-, p. 785–817. URL https://ideas.repec.org/a/spr/weltar/v155y2019i4d10.1007_s10290-019-00344-3.html.
- Gnimassoun, B. et I. Coulibaly. 2014, «Current account sustainability in sub-saharan africa : Does the exchange rate regime matter?», *Economic Modelling*, vol. 40, p. 208 – 226, ISSN 0264-9993. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0264999314001527>.

- Gnimassoun, B. et I. Do Santos. 2020, «Robust structural determinants of public deficits in developing countries», *Applied Economics*, vol. 0, n° 0, doi :10.1080/00036846.2020.1824063, p. 1–25. URL <https://doi.org/10.1080/00036846.2020.1824063>.
- de Haan, J. 2014, «Democracy, elections and government budget deficits», *German Economic Review*, vol. 15, n° 1, p. 131–142. URL <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/geer.12022>.
- de Haan, J. et J.-E. Sturm. 1997, «Political and economic determinants of oecd budget deficits and government expenditures : A reinvestigation», *European Journal of Political Economy*, vol. 13, n° 4, p. 739 – 750, ISSN 0176-2680. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0176268097000335>.
- Hakkio, C. S. et M. Rush. 1991, «Is the budget deficit "too large?"», *Economic Inquiry*, vol. 29, n° 3, p. 429–445. URL <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1465-7295.1991.tb00837.x>.
- Hamilton, J. D. et M. A. Flavin. 1986, «On the limitations of government borrowing : A framework for empirical testing», *The American Economic Review*, vol. 76, n° 4, p. 808–819, ISSN 00028282. URL <http://www.jstor.org/stable/1806077>.
- Hansen, H. et F. Tarp. 2000, «Aid effectiveness disputed», *Journal of International Development*, vol. 12, n° 3, doi :[https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1328\(200004\)12:3<375::AID-JID657>3.0.CO;2-M](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1328(200004)12:3<375::AID-JID657>3.0.CO;2-M), p. 375–398. URL <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/%28SICI%291099-1328%28200004%2912%3A3%3C375%3A%3AAID-JID657%3E3.0.CO%3B2-M>.
- Harding, M. et C. Lamarche. 2019, «Penalized estimation of a quantile count model for panel data», *Annals of Economics and Statistics*, , n° 134, p. 177–206, ISSN 21154430, 19683863. URL <https://www.jstor.org/stable/10.15609/annaeconstat2009.134.0177>.
- Hlavac, M. 2016, «Extremebounds : Extreme bounds analysis in r», *Journal of Statistical Software, Articles*, vol. 72, n° 9, p. 1–22, ISSN 1548-7660. URL <https://www.jstatsoft.org/v072/i09>.

- Ilzetzki, E., C. M. Reinhart et K. S. Rogoff. 2019, «Exchange Arrangements Entering the Twenty-First Century : Which Anchor will Hold?», *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 134, n° 2, p. 599–646, ISSN 0033-5533. URL <https://doi.org/10.1093/qje/qjy033>.
- Imrohroglu, S., S. Kitao et T. Yamada. 2016, «Achieving fiscal balance in japan*», *International Economic Review*, vol. 57, n° 1, p. 117–154. URL <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/iere.12150>.
- Jacquemot, P. et M. Raffinot. 2018, «La mobilisation fiscale en afrique», *Revue d'économie financière*, vol. 131, n° 3, p. 243–263. URL https://EconPapers.repec.org/RePEc:cai:refaef:ecofi_131_0243.
- Jalles, J. T., C. Mulas-Granados, J. Tavares et C. C. Caro. 2018, «Single currency and fiscal performance : the early euro area in perspective», *Applied Economics Letters*, vol. 25, n° 6, p. 415–419. URL <https://doi.org/10.1080/13504851.2017.1327119>.
- Jerzmanowski, M. 2017, «Finance and sources of growth : evidence from the u.s. states», *Journal of Economic Growth*, vol. 22, n° 1, p. 97–122. URL https://EconPapers.repec.org/RePEc:kap:jecgro:v:22:y:2017:i:1:d:10.1007_s10887-016-9135-6.
- Kim, D.-H., Y.-C. Wu et S.-C. Lin. 2018, «Heterogeneity in the effects of government size and governance on economic growth», *Economic Modelling*, vol. 68, n° C, p. 205–216. URL <https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:ecmode:v:68:y:2018:i:c:p:205-216>.
- Kodila-Tedika, O. et M. Mutascu. 2014, «Shadow economy and tax revenue in Africa», *Economics Bulletin*, vol. 34, n° 1, p. 469–479. URL <https://ideas.repec.org/a/ebl/ecbull/eb-13-00777.html>.
- Koenker, R. 2017, «Quantile regression : 40 years on», *Annual Review of Economics*, vol. 9, n° 1, doi :10.1146/annurev-economics-063016-103651, p. 155–176. URL <https://doi.org/10.1146/annurev-economics-063016-103651>.

- Koenker, R. et G. Bassett. 1978, «Regression quantiles», *Econometrica*, vol. 46, n° 1, p. 33–50, ISSN 00129682, 14680262. URL <http://www.jstor.org/stable/1913643>.
- Krajewski, P., M. Mackiewicz et A. Szymanska. 2016, «Fiscal sustainability in central and eastern european countries - a post-crisis assessment», *Prague Economic Papers*, vol. 2016, n° 2, p. 175–188. URL <https://EconPapers.repec.org/RePEc:prg:jnlpep:v:2016:y:2016:i:2:id:553:p:175-188>.
- Lau, E. et A. Z. Baharumshah. 2005, «Assessing The Mean Reversion Behavior Of Fiscal Policy : The Case Of Asian Countries», Macroeconomics 0504002, University Library of Munich, Germany. URL <https://ideas.repec.org/p/wpa/wuwpma/0504002.html>.
- Leamer, E. E. 1985, «Sensitivity analyses would help», *The American Economic Review*, vol. 75, n° 3, p. 308–313, ISSN 00028282. URL <http://www.jstor.org/stable/1814801>.
- Legrenzi, G. et C. Milas. 2012, «Nonlinearities and the sustainability of the government’s intertemporal budget constraint», *Economic Inquiry*, vol. 50, n° 4, p. 988–999. URL <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1465-7295.2011.00402.x>.
- Liu, C., T. T. Moldogaziev et J. L. Mikesell. 2017, «Corruption and state and local government debt expansion», *Public Administration Review*, vol. 77, n° 5, p. 681–690. URL <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/puar.12711>.
- Loayza, N. V. 1996, «The economics of the informal sector : a simple model and some empirical evidence from latin america», *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 45, doi :[https://doi.org/10.1016/S0167-2231\(96\)00021-8](https://doi.org/10.1016/S0167-2231(96)00021-8), p. 129 – 162, ISSN 0167-2231. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0167223196000218>.
- Lusinyan, L. et J. Thornton. 2009, «The sustainability of south african fiscal policy : an historical perspective», *Applied Economics*, vol. 41, n° 7, p. 859–868. URL <https://doi.org/10.1080/00036840701604537>.

- Machado, J. A. et J. S. Silva. 2019, «Quantiles via moments», *Journal of Econometrics*, vol. 213, n° 1, doi :<https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2019.04.009>, p. 145 – 173, ISSN 0304-4076. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304407619300648>, annals : In Honor of Roger Koenker.
- Maiti, D. et C. Bhattacharyya. 2020, «Informality, enforcement and growth», *Economic modelling*, vol. 84, p. 259–274, ISSN 0264-9993.
- Mark, N. C. et D. Sul. 2003, «Cointegration vector estimation by panel dols and long-run money demand*», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 65, n° 5, p. 655–680. URL <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1468-0084.2003.00066.x>.
- Martin, F. E. 2016, «Exchange rate regimes and current account adjustment : An empirical investigation», *Journal of International Money and Finance*, vol. 65, p. 69 – 93, ISSN 0261-5606. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0261560616300171>.
- Mazhar, U. et P.-G. Méon. 2017, «Taxing the unobservable : The impact of the shadow economy on inflation and taxation», *World Development*, vol. 90, n° C, doi :10.1016/j.worlddev.2016.0, p. 89–103. URL <https://ideas.repec.org/a/eee/wdevel/v90y2017icp89-103.html>.
- Medina, L. et F. Schneider. 2018, «Shadow Economies Around the World : What Did We Learn Over the Last 20 Years?», IMF Working Papers 18/17, International Monetary Fund. URL <https://ideas.repec.org/p/imf/imfwpa/18-17.html>.
- Melly, B. 2005, «Decomposition of differences in distribution using quantile regression», *Labour Economics*, vol. 12, n° 4, doi :<https://doi.org/10.1016/j.labeco.2005.05.006>, p. 577 – 590, ISSN 0927-5371. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0927537105000382>, european Association of Labour Economists 16th Annual Conference, Universidade Nova de Lisboa, Lisbon, 9th - 11th September, 2004.
- Mendoza, E. G. et P. M. Oviedo. 2004, «Public debt, fiscal solvency and macroeconomic uncertainty in latin america : The cases of brazil, colombia, costa rica, and mexico», cahier de recherche, National Bureau of Economic Research.

- Miller, M. 1982, «Inflation-Adjusting the Public Sector Financial Deficit : Measurement and Implications for Policy», cahier de recherche 209. URL <https://ideas.repec.org/p/wrk/warwec/209.html>.
- Moore, M. 1998, «Death without taxes : Democracy, state capacity, and aid dependence in the fourth world», *M. Robinson, G. White (Eds.), The democratic developmental state : Politics and institutional design*, vol. 86.
- Morrison, T. K. 1982, «Structural determinants of government budget deficits in developing countries», *World Development*, vol. 10, n° 6, p. 467 – 473, ISSN 0305-750X. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0305750X82900031>.
- Pancaro, C. et C. Saborowski. 2016, «Current account reversals in industrial countries : does the exchange rate regime matter?», *International Journal of Finance & Economics*, vol. 21, n° 2, p. 107–130. URL <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/ijfe.1535>.
- Pedroni, P. 1999, «Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 61, n° S1, doi :10.1111/1468-0084.0610s1653, p. 653–670. URL <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/1468-0084.0610s1653>.
- Persson, T. et G. Tabellini. 1994, «Is inequality harmful for growth?», *The American Economic Review*, vol. 84, n° 3, p. 600–621, ISSN 00028282. URL <http://www.jstor.org/stable/2118070>.
- Persson, T. et G. Tabellini. 1999, «The size and scope of government : Comparative politics with rational politicians», *European Economic Review*, vol. 43, n° 4, p. 699 – 735, ISSN 0014-2921. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0014292198001317>.
- Pesaran, M. 2004, «General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels», Cambridge Working Papers in Economics 0435, Faculty of Economics, University of Cambridge. URL <https://ideas.repec.org/p/cam/camdae/0435.html>.

- Pesaran, M. H. 2006, «Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure», *Econometrica*, vol. 74, n° 4, p. 967–1012, ISSN 00129682, 14680262. URL <http://www.jstor.org/stable/3805914>.
- Pesaran, M. H. 2007, «A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence», *Journal of Applied Econometrics*, vol. 22, n° 2, p. 265–312, ISSN 08837252, 10991255. URL <http://www.jstor.org/stable/25146517>.
- Pesaran, M. H. 2015, «Testing weak cross-sectional dependence in large panels», *Econometric Reviews*, vol. 34, n° 6-10, p. 1089–1117. URL <https://doi.org/10.1080/07474938.2014.956623>.
- Pirttilä, J. et F. Tarp. 2019, «Public economics and development action : an introduction to a special issue in International Tax and Public Finance», *International Tax and Public Finance*, vol. 26, n° 5, doi :10.1007/s10797-019-09557-, p. 967–971. URL https://ideas.repec.org/a/kap/itaxpf/v26y2019i5d10.1007_s10797-019-09557-6.html.
- Pivovarsky, A., B. Clements, S. Gupta et E. Tiongson. 2003, *Foreign Aid and Revenue Response : Does the Composition of Aid Matter ?*, IMF Working Papers, INTERNATIONAL MONETARY FUND, ISBN 9781451904178. URL <https://books.google.fr/books?id=8kWNudTCBpYC>.
- Porta, R. L. et A. Shleifer. 2014, «Informality and development», *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 28, n° 3, p. 109–126, ISSN 08953309. URL <http://www.jstor.org/stable/23800578>.
- Quintos, C. E. 1995, «Sustainability of the deficit process with structural shifts», *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 13, n° 4, p. 409–417.
- Ram, R. 1989, «Government size and economic growth : A new framework and some evidence from cross-section and time-series data : Reply», *The American Economic Review*, vol. 79, n° 1, p. 281–284, ISSN 00028282. URL <http://www.jstor.org/stable/1804791>.
- Reinhart, C. M. et K. S. Rogoff. 2010, «Growth in a time of debt», *American economic review*, vol. 100, n° 2, p. 573–78.

- Roubini, N. 1991, «Economic and political determinants of budget deficits in developing countries», *Journal of International Money and Finance*, vol. 10, p. S49 – S72, ISSN 0261-5606. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/026156069190046M>.
- Roubini, N. et J. D. Sachs. 1989, «Political and economic determinants of budget deficits in the industrial democracies», *European Economic Review*, vol. 33, n° 5, p. 903 – 933, ISSN 0014-2921. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0014292189900020>.
- Sala-I-Martin, X. X. 1997, «I just ran two million regressions», *The American Economic Review*, vol. 87, n° 2, p. 178–183, ISSN 00028282. URL <http://www.jstor.org/stable/2950909>.
- Scartascini, C., C. Cruz et P. Keefer. 2018, «The database of political institutions 2017 (dpi2017)», URL <https://mydata.iadb.org/Reform-Modernization-of-the-State/>.
- Schneider, F. et D. H. Enste. 2000, «Shadow economies : Size, causes, and consequences», *Journal of Economic Literature*, vol. 38, n° 1, doi :10.1257/jel.38.1.77, p. 77–114. URL <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jel.38.1.77>.
- Schneider, F. et R. Neck. 1993, «The development of the shadow economy under changing tax systems and structures : Some theoretical and empirical results for austria», *FinanzArchiv / Public Finance Analysis*, vol. 50, n° 3, p. 344–369, ISSN 00152218.
- Schuknecht, L. 2000, «Fiscal policy cycles and public expenditure in developing countries», *Public Choice*, vol. 102, n° 1/2, p. 115–130, ISSN 00485829, 15737101. URL <http://www.jstor.org/stable/30026139>.
- Serra, D. 2006, «Empirical determinants of corruption : A sensitivity analysis», *Public Choice*, vol. 126, n° 1/2, p. 225–256, ISSN 00485829, 15737101. URL <http://www.jstor.org/stable/30026583>.

- Shambaugh, J. C. 2004, «The Effect of Fixed Exchange Rates on Monetary Policy*», *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 119, n° 1, p. 301–352, ISSN 0033-5533. URL <https://doi.org/10.1162/003355304772839605>.
- Shugart, M. S. et J. M. Carey. 1992, *Presidents and Assemblies : Constitutional Design and Electoral Dynamics*, Cambridge University Press.
- Carrion-i Silvestre, L. J., T. Del Barrio-Castro et E. López-Bazo. 2005, «Breaking the panels : An application to the gdp per capita», *The Econometrics Journal*, vol. 8, n° 2, doi :<https://doi.org/10.1111/j.1368-423X.2005.00158.x>, p. 159–175. URL <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1368-423X.2005.00158.x>.
- Smith, G. W. et S. E. Zin. 1991, «Persistent deficits and the market value of government debt», *Journal of Applied Econometrics*, vol. 6, n° 1, p. 31–44. URL <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/jae.3950060104>.
- Steiner, A. 2017, «Determinants of the public budget balance : The role of official capital flows», n° D19-V1 dans Beiträge zur Jahrestagung des Vereins für Socialpolitik 2017 : Alternative Geld- und Finanzarchitekturen - Session : Taxation IV, ZBW - Deutsche Zentralbibliothek für Wirtschaftswissenschaften, Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft, Kiel, Hamburg. URL <http://hdl.handle.net/10419/168184>.
- Talvi, E. et C. A. Végh. 2005, «Tax base variability and procyclical fiscal policy in developing countries», *Journal of Development Economics*, vol. 78, n° 1, doi : <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2004.07.002>, p. 156 – 190, ISSN 0304-3878. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S030438780500043X>.
- Tornell, A. et A. Velasco. 1995, «Fiscal discipline and the choice of exchange rate regime», *European Economic Review*, vol. 39, n° 3, p. 759 – 770, ISSN 0014-2921. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/001429219400083C>, papers and Proceedings of the Ninth Annual Congress European Economic Association.
- Tornell, A. et A. Velasco. 2000, «Fixed versus flexible exchange rates : Which provides more fiscal discipline?», *Journal of Monetary Economics*, vol. 45, n° 2,

- p. 399 – 436, ISSN 0304-3932. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304393299000574>.
- Trehan, B. et C. Walsh. 1988, «Common trends, the government's budget constraint, and revenue smoothing», *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, n° 2-3, p. 425–444. URL <https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:dyncon:v:12:y:1988:i:2-3:p:425-444>.
- Trehan, B. et C. E. Walsh. 1991, «Testing intertemporal budget constraints : Theory and applications to u. s. federal budget and current account deficits», *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 23, n° 2, p. 206–223, ISSN 00222879, 15384616. URL <http://www.jstor.org/stable/1992777>.
- Tujula, M. et G. Wolswijk. 2004, «What determines fiscal balances ? An empirical investigation in determinants of changes in OECD budget balances», Working Paper Series 422, European Central Bank. URL <https://ideas.repec.org/p/ecb/ecbwps/2004422.html>.
- Volkerink, B. et J. D. Haan. 2001, «Fragmented government effects on fiscal policy : New evidence», *Public Choice*, vol. 109, n° 3/4, p. 221–242, ISSN 00485829, 15737101. URL <http://www.jstor.org/stable/30026352>.
- Vuletin, G. 2013, «Exchange rate regimes and fiscal discipline : The role of capital controls», *Economic Inquiry*, vol. 51, n° 4, p. 2096–2109. URL <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/ecin.12019>.
- Westerlund, J. 2007, «Testing for error correction in panel data*», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 69, n° 6, p. 709–748. URL <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1468-0084.2007.00477.x>.
- Westerlund, J. et D. L. Edgerton. 2008, «A simple test for cointegration in dependent panels with structural breaks*», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 70, n° 5, doi :<https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2008.00513.x>, p. 665–704. URL <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1468-0084.2008.00513.x>.

- Westerlund, J. et S. Prohl. 2010, «Panel cointegration tests of the sustainability hypothesis in rich oecd countries», *Applied Economics*, vol. 42, n° 11, p. 1355–1364. URL <https://doi.org/10.1080/00036840701721323>.
- Wilcox, D. W. 1989, «The sustainability of government deficits : Implications of the present-value borrowing constraint», *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 21, n° 3, p. 291–306, ISSN 00222879, 15384616. URL <http://www.jstor.org/stable/1992415>.
- Woo, J. 2003a, «Economic, political, and institutional determinants of public deficits», *Journal of Public Economics*, vol. 87, n° 3, p. 387 – 426, ISSN 0047-2727. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0047272701001438>.
- Woo, J. 2003b, «Social polarization, industrialization, and fiscal instability : theory and evidence», *Journal of Development Economics*, vol. 72, n° 1, p. 223 – 252, ISSN 0304-3878. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304387803000750>.
- Woo, J. 2009, «Why do more polarized countries run more procyclical fiscal policy ?», *The Review of Economics and Statistics*, vol. 91, n° 4, doi :10.1162/rest.91.4.850, p. 850–870. URL <https://doi.org/10.1162/rest.91.4.850>.
- Wu, D. F. et F. Schneider. 2019, «Nonlinearity between the Shadow Economy and Level of Development», IZA Discussion Papers 12385, Institute of Labor Economics (IZA). URL <https://ideas.repec.org/p/iza/izadps/dp12385.html>.
- Yoon, G. 2012, «Explosive u.s. budget deficit», *Economic Modelling*, vol. 29, n° 4, p. 1076 – 1080, ISSN 0264-9993. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0264999312000922>.
- Zhang, L. 2016, «Flood hazards impact on neighborhood house prices : A spatial quantile regression analysis», *Regional Science and Urban Economics*, vol. 60, doi :https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2016.06.005, p. 12 – 19, ISSN 0166-0462. URL <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0166046216300540>.

