

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

Auteurs

**Blaise Gnimassoun, Isabelle Do Santos**

Document de Travail n° 2020 – 12

*Mars 2020*

**Bureau d'Économie  
Théorique et Appliquée  
BETA**

[www.beta-umr7522.fr](http://www.beta-umr7522.fr)

 @beta\_economics

Contact :  
[jaoulgrammare@beta-cnrs.unistra.fr](mailto:jaoulgrammare@beta-cnrs.unistra.fr)

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

Blaise Gnimassoun<sup>†</sup> & Isabelle Do Santos<sup>‡</sup>

## Résumé

Ce papier étudie la soutenabilité des finances publiques dans les pays en développement et examine si celle-ci dépend du choix de leur politique de change. A cette fin, nous utilisons une approche économétrique basée sur la cointégration en panel et un échantillon de 110 pays sur la période 1998-2017. Nos résultats montrent que les finances publiques de ces pays sont soutenables. Cependant le niveau de soutenabilité est faible en l'absence du stabilisateur automatique. Le choix du régime de change n'influence pas la soutenabilité des finances publiques. Ce résultat s'explique en partie par les effets asymétriques des 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.

---

\* *Adresse de correspondance* : Blaise Gnimassoun, Université de Lorraine, BETA, CNRS, INRA, 54000, Nancy et EconomiX, France; Email : blaise.gnimassoun@univ-lorraine.fr. Tel. +33 (0) 3 72 74 20 92; Fax : +33 (0) 3 72 74 20 71.

<sup>†</sup>Université de Lorraine, BETA, CNRS, INRA, 54000, Nancy et EconomiX, France; Email : blaise.gnimassoun@univ-lorraine.fr.

<sup>‡</sup>Université de Lorraine, BETA, CNRS, INRA, 54000, Nancy France; Email : isabelle.do-santos@univ-lorraine.fr.

# 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) <sup>1</sup> » 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 (Collignon, 2012 ; Afonso et Jalles, 2012 ; Imrohroglu, Kitao et Yamada, 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. 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 papier, 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 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, Qureshi et Tsangarides, 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

---

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.

plus grande discipline budgétaire par crainte des coûts économiques du non-respect des règles (Duttagupta 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 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 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 limiter les déficits budgétaires.

Le reste du papier est structuré comme suit. La section 2 présente le cadre conceptuel et discute le rôle du régime de change. Dans la section 3, nous exposons la stratégie empirique et les données de l'étude. La section 4 est dédiée à la présentation et la discussion des résultats. Des analyses de sensibilité sont menées dans la section 5. Enfin la section 6 conclut l'étude.

## 2 Cadre conceptuel et rôle du régime de change

### 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 papier 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 :

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

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 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 :

$$B_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{R_{t+\tau} - \bar{G}_{t+\tau}}{\prod_{j=1}^{\tau} (1 + r_{t+j})} + \lim_{\tau \rightarrow \infty} \prod_{j=1}^{\tau} \frac{B_{t+\tau}}{(1 + r_{t+j})} \quad (2)$$

Dans la mesure où l'équation 2 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  $(r)$ <sup>2</sup>. Dès lors, l'équation 1 peut être réécrite comme suit :

$$\bar{G}_t + (r_t - r)B_{t-1} + (1 + r)B_{t-1} = R_t + B_t \quad (3)$$

En posant  $G_t^* = \bar{G}_t + (r_t - r)B_{t-1}$ , la contrainte budgétaire intertemporelle (équation 2) devient :

$$B_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{R_{t+\tau} - G_{t+\tau}^*}{(1 + r)^\tau} + \lim_{\tau \rightarrow \infty} \frac{B_{t+\tau}}{(1 + r)^\tau} \quad (4)$$

La condition de transversalité est alors donnée par :

$$\lim_{\tau \rightarrow \infty} \frac{B_{t+\tau}}{(1 + r)^\tau} = 0 \quad (5)$$

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 5), la valeur actualisée des excédents dégagés par l'Etat doit être suffisante pour couvrir le stock de dette en  $t$ , soit :

$$B_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{R_{t+\tau} - G_{t+\tau}^*}{(1 + r)^\tau} \quad (6)$$

[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),

---

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.

l'équation 4 peut être écrite comme suit :

$$G_t = R_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{\Delta R_{t+\tau} - \Delta G_{t+\tau}^*}{(1+r)^\tau} + \lim_{\tau \rightarrow \infty} \frac{B_{t+\tau}}{(1+r)^\tau} \quad (7)$$

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 processus de marche aléatoire (non stationnaires) avec dérive mais que leurs différences premières ( $\Delta R_t$  et  $\Delta G_t$ ) sont stationnaires, soit :

$$R_t = \beta_1 + R_{t-1} + \epsilon_{1t} \quad (8a)$$

$$G_t = \beta_2 + G_{t-1} + \epsilon_{2t} \quad (8b)$$

Dans ces conditions l'équation 7 peut être réécrite comme suit :

$$R_t = \beta + G_t - \lim_{\tau \rightarrow \infty} \frac{B_{t+\tau}}{(1+r)^\tau} + \epsilon_t \quad (9)$$

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 :

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 G_t + \mu_t \quad (10)$$

Tester l'hypothèse de soutenabilité des finances publiques revient donc à tester si la série des résidus de cette relation ( $\mu_t$ ) est stationnaire. Le cas échéant, si  $\beta_1 = 1$ , on parle d'une forte soutenabilité des finances publiques. Si la série des résidus ( $\mu_t$ ) 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](#)). La plupart de ces études portent sur des cas d'étude par pays. Ces études sont ainsi pour beaucoup confrontées à des problèmes de taille de données pour avoir une inférence statistique robuste.

C'est donc cette approche analytique et empirique que nous utilisons dans ce papier pour tester la soutenabilité des finances publiques dans les économies émergentes et pays en développement. Contrairement aux premières applications de ce test, nous utilisons dans ce papier une approche de la cointégration en panel que nous présentons dans la section 3. Mais avant, expliquons pourquoi le régime de change peut-il affecter la soutenabilité des finances publiques.

## 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 changes 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, Cumby et Diba, 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 des 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 ([Duttagupta 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, Mulas-Granados, Tavares et Caro \(2018\)](#) 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, Devereux et Engel \(2012\)](#) 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.

### 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 2.1 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, Urbain et Westerlund, 2016](#), [Pesaran, 2015](#), [Bailey, Kapetanios et Pesaran, 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.

#### 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 interpanels, les régressions standards (DF ou ADF) sont augmentées des moyennes transversales retardées et des différences premières des séries individuelles comme le montre l'équation 11<sup>3</sup> :

$$\Delta Y_{it} = \delta_i + \omega_i t + \rho_i Y_{i,t-1} + v_i \bar{Y}_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} \Delta Y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^p \bar{\omega}_{ij} \Delta \bar{Y}_{i,t-j} + e_{it} \quad (11)$$

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),  $\delta_i$  et  $\omega_i$  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 comparées aux valeurs critiques définies par Pesaran (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 :

$$\Delta R_{it} = \delta'_i d_t + \alpha_i (R_{i,t-1} - \beta'_i G_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta R_{i,t-j} + \sum_{j=-q_i}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta G_{i,t-j} + u_{it} \quad (12)$$

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.  $\beta'_i$  détermine la relation d'équilibre de long terme entre les  $R_{it}$  et les  $G_{it}$ . En réécrivant l'équation 12, on a :

$$\Delta R_{it} = \delta'_i d_t + \alpha_i R_{i,t-1} + \lambda'_i G_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \alpha_{ij} \Delta R_{i,t-j} + \sum_{j=-q_i}^{p_i} \gamma_{ij} \Delta G_{i,t-j} + u_{it} \quad (13)$$

avec  $\lambda'_i = -\alpha_i \beta'_i$  et où  $\alpha_i$  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 ( $G_\tau$  et  $G_a$ )

---

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

admettent une hétérogénéité du vecteur de cointégration sous l’hypothèse alternative et deux autres ( $P_\tau$  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 \(1999\)](#).

## 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 :

$$R_{it} = \eta_i + \delta'_i G_{it} + u_{it} \tag{14}$$

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

où  $\mathbf{f}_t$  contient les facteurs communs inobservés,  $\gamma'_i$  est le coefficient permettant de saisir les réactions hétérogènes à ces facteurs et  $\eta_i$  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 ( $\delta'_i$ ) sont répartis aléatoirement autour d’une moyenne commune telle que  $\delta'_i = \delta' + a_i$ ,  $a_i \sim IID(0, \Omega_a)$ , où  $\Omega_a$  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 14 de moyennes inter-individuelles ( $\bar{G}_t$ ) 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 14, corrigée de la dépendance inter-

individuelle, est donnée par :

$$R_{it} = \eta_i + \lambda_i R_{i,t-1} + \delta_i G_{it} + \sum_{l=0}^L \varphi_{il}^g \overline{G}_{t-l} + \sum_{l=0}^L \varphi_{il}^r \overline{R}_{t-1-l} + e_{it} \quad (15)$$

où  $\overline{G}_{t-l}$  et  $\overline{R}_{t-1-l}$  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 efficace 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 :

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

Dans la même veine que [Chudik et Pesaran \(2015\)](#), [Eberhardt et Presbitero \(2015\)](#) proposent un modèle à correction d'erreur compatible avec le modèle 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 efficace en présence d'hétérogénéité et de dépendances transversales et est spécifié comme suit :

$$R_{it} = \eta_i + \rho_i (R_{i,t-1} - \delta_i G_{i,t-1} - \gamma_i' \mathbf{f}_{t-1}) + \vartheta_i^g \Delta G_{it} + \vartheta_i^{f'} \Delta \mathbf{f}_t + e_{it} \quad (16)$$

$\Leftrightarrow$

$$R_{it} = \pi_i + \pi_i^{ec} R_{i,t-1} + \pi_i^G G_{i,t-1} + \pi_i^g \Delta G_{it} + \pi_{1i}^{ca} \overline{G}_{t-1} + \pi_{2i}^{ca} \overline{R}_{t-1} + \sum_{l=0}^L \pi_{il}^{gca} \overline{\Delta G}_{t-l} + \sum_{l=0}^L \pi_{il}^{rca} \overline{\Delta R}_{t-1-l} + e_{it} \quad (17)$$

où le coefficient  $\delta_i$  dans l'équation 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  $\vartheta_i^g$  se réfère à la relation de court terme. Le paramètre  $\rho_i$  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 17 est une transformation de l'équation 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 17, le coefficient de long terme peut être déduit ( $\delta_i = -\pi_i^G/\pi_i^{ec}$ ) et  $\pi_i^{ec}$  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.

### 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, Reinhart et Rogoff \(2019\)](#) (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 papier 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)<sup>4</sup> comme dans plusieurs études précédentes (entre autres, [Chinn et Wei, 2013](#) ; [Gnimassoun et Coulibaly, 2014](#) ; [Pancaro et Saborowski, 2016](#)).

## 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 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 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 ( $\varepsilon_{it}$ ), 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.

---

4. Voir tableau [A-1](#) dans l'annexe.

Tableau 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
	$\varepsilon_{it}$	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
	$\varepsilon_{it}$	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
	$\varepsilon_{it}$	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
	$\varepsilon_{it}$	11.422	0.000	9.982	0.000	8.139	0.000

#### 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 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%<sup>5</sup>. Par conséquent, les variables impliquées dans cette étude sont des processus non stationnaires. Par ailleurs, les tests effectués sur ces variables en différence première montrent que celles-ci sont stationnaires (voir tableau A-4). 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.

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

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

Tableau 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.

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 ( $G_\tau$  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 globalement soldée par une meilleure gestion des finances publiques dans les pays en développement. Ces résultats contrastent 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 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												
$G_\tau$	-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
$P_\tau$	-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												
$G_\tau$	-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
$P_\tau$	-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												
$G_\tau$	-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
$P_\tau$	-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 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.

## 4.2 Degré de soutenabilité des finances publiques

Les résultats d'estimation des coefficients de soutenabilité sont reportés dans le tableau 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. 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 4 – Résultats d’estimation des coefficients de soutenabilité

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

## 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.

### 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’ancrage<sup>6</sup>. 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.

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.

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)<sup>7</sup> confortent bien nos conclusions précédentes. En effet, l’hypothèse nulle de faible dépendance inter-pays est fortement rejetée (voir tableau A-2) que nous retenons la classification de Shambaugh (2004) ou la classification consensuelle. Les résultats contenus dans le tableau A-3 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 A-5). 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 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 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

---

7. Voir tableaux A-2 à A-5 en annexe.

n'arrivons pas à dégager de façon nette une différence significative entre les régimes de change.

Tableau 5 – Sensibilité du coefficient de soutenabilité à la classification

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

## 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, Kneller et Sanz, 2016](#) ; [Bordo, Choudhri, Fazio et MacDonald, 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 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 6 – Sensibilité du coefficient de soutenabilité au choix de l'estimateur

Panel global et classification de <a href="#">Ilzetzi et al. (2019)</a>								
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*** <sub>c</sub>	49.087	0.938*** <sub>c</sub>	29.681	0.976***	38.624	0.906*** <sub>c</sub>	24.473
% du PIB	0.525*** <sub>c</sub>	10.210	0.386*** <sub>c</sub>	4.541	0.714*** <sub>c</sub>	10.357	0.400*** <sub>c</sub>	4.542
Classification de <a href="#">Shambaugh (2004)</a> 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*** <sub>c</sub>	43.963	0.935*** <sub>c</sub>	28.522	0.965***	44.194
% du PIB	0.480*** <sub>c</sub>	6.469	0.583*** <sub>c</sub>	8.878	0.361*** <sub>c</sub>	4.174	0.658*** <sub>c</sub>	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%.

### 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 :

$$SB_{i,t} = \alpha + \beta RC_{i,t} + \sum_{j=1}^k \delta_j X_{i,t}^j + \epsilon_{i,t} \quad (18)$$

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. Le régime de change s'appuie sur la classification de [Ilzetzi 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 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 [A-6](#) et [A-7](#) 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 7 – Effets 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 [Ilizetzi 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.

## 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 A-1 – Classification de [Ilzetzki et al. \(2019\)](#)

Classification de Ilzetzki, 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	
Freely floating	Flexible
Freely falling	Non pris en compte
Dual market in which parallel market data is missing.	

Tableau A-2 – 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
<b>Classification de Shambaugh (2004)</b>							
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
	$\varepsilon_{it}$	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
	$\varepsilon_{it}$	27.155	0.000	34.939	0.000	31.136	0.000
<b>Consensus Shambaugh (2004) et Ilizetzi et al. (2019)</b>							
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
	$\varepsilon_{it}$	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
	$\varepsilon_{it}$	32.254	0.000	37.504	0.000	38.149	0.000

Tableau A-3 – 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 Ilizetzi 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 A-4 – Tests de racine unitaire sur les variables en différence première

Variables	Nominales		Réelles		En % du PIB	
	$\Delta R_t$	$\Delta G_t$	$\Delta R_t$	$\Delta G_t$	$\Delta R_t$	$\Delta G_t$
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 <a href="#">Ilzetzki et al. (2019)</a>						
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 <a href="#">Shambaugh (2004)</a>						
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 <a href="#">Shambaugh (2004)</a> et <a href="#">Ilzetzki et al. (2019)</a>						
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 A-5 – Sensibilité des tests de cointégration au choix de la classification

Variables	Classification de <a href="#">Shambaugh (2004)</a>						Consensus <a href="#">Shambaugh (2004)</a> et <a href="#">Ilzetzki et al. (2019)</a>					
	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 répliquions. 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 A-6 – 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 A-7 – 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.

## Références

- 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>.
- 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>.
- 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>.
- 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>.
- 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>.
- 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](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.
- 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>.
- 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>.
- 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>.
- 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>.
- 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>.
- 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>.
- 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/ecoj.12579>.
- 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 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>.
- 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>.
- 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>.
- Imrohorglu, 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>.
- 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>.
- 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>.

- 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>.
- 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>.
- 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>.
- 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>.
- 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>.

- 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>.
- 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. 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>.
- 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 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>.
- 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>.