

## **La cyclicité de la politique budgétaire dans le contexte africain** (*projet d'article avancé*)

Mohamed-elamine Elhamri\*

Kamel Malik Bensafta\*\*

Abstract : Plusieurs études soutiennent que la politique budgétaire est contracyclique (procyclique) dans les pays à revenu élevé (non-élevé). Ce fait stylisé est souvent interprété dans la littérature à travers deux hypothèses explicatives : les contraintes d'emprunt et les distorsions politico-institutionnelles. L'objectif de ce papier est de vérifier ces conclusions dans le contexte africain où les pays sont souvent classifiés comme à revenu faible et moyen. Nous constatons à partir de nos résultats préliminaires que, même si les estimations économétriques par la méthode des moindres carrés ordinaires reproduisent le fait stylisé souvent suggéré dans la littérature, ce dernier est moins reproductible une fois la croissance du PIB instrumentée pour tenir compte de l'endogénéité potentielle de la politique budgétaire. En effet, nos estimations par la méthode des variables instrumentales indiquent qu'il n'y a pas de différence significative de cyclicité budgétaire due aux différences de revenus entre les pays. Concernant les déterminants de la cyclicité budgétaire, nos estimations ne permettent pas à démêler les deux grandes hypothèses explicatives proposées dans la littérature. Cela nous pousse à penser que ces hypothèses ne sont pas empiriquement alternatives mais constituent plutôt deux faces d'une même explication. Cependant, leur validité dépend du degré d'endogénéité de la politique budgétaire ; plus la politique budgétaire est endogène, moins elles (et les solutions souvent proposées sur leur base) sont valides.

Mots clés : Politiques publiques, Création monétaire, Institutions, Cyclicité économique, Inégalités du développement.

\* Doctorant en Macroéconométrie Appliquée, Université Hassiba Benbouali de Chlef, Algérie

\*\* Professeur en économie, Université Hassiba Benbouali de Chlef, Algérie

## I. INTRODUCTION

Les théories économiques traditionnelles préconisent des politiques budgétaires acycliques ou contracycliques. Leur mise en œuvre vise à réduire la volatilité de l'activité économique en favorisant l'apparition de déficits (excédents) budgétaires en période de récession (expansion). Néanmoins, plusieurs études empiriques suggèrent que les politiques budgétaires sont souvent procycliques, en particulier dans les pays à revenu faible. Cette procyclicité laisse perplexe car elle ne cadre pas avec les recommandations néoclassiques d'un taux d'imposition fixe, ni avec les recommandations keynésiennes d'une fluctuation des dépenses publiques qui contrebalance celle du revenu global.

Les explications de la littérature à la procyclicité budgétaire peuvent être divisées en deux grandes catégories. La première concerne les contraintes d'emprunt, telles l'accès limité aux marchés du crédit, qui obligent les autorités budgétaires à réduire leurs dépenses en période de récession (Gavin et Perotti, 1997). La deuxième concerne les distorsions politico-institutionnelles qui expose le processus d'élaboration de la politique budgétaire à l'influence de groupes d'intérêts cherchant à capter toute hausse du revenu (Alesina et al., 2008; Tornell et Lane, 1999). Mais est-ce vraiment le cas que les politiques budgétaires réagissent au cycle ? Bien qu'une corrélation ne donne aucune indication de causalité, la littérature empirique suppose implicitement que la causalité va du cycle économique à la politique budgétaire. Est-ce raisonnable ? Ilzetzki et Vegh (2008) suggèrent que la causalité va dans les deux sens, alors que Panizza et Jaimovich (2011) affirment qu'une fois le PIB correctement instrumenté, la causalité va plutôt des dépenses publiques au PIB. Si tel est le cas, les préconisations cycliques des théories traditionnelles, ainsi que leurs remèdes à la procyclicité, seraient inefficaces, voire contreproductifs. La pertinence de cette question est difficilement négligeable d'autant plus que la capacité d'un pays à passer d'une politique procyclique à une politique acyclique ou contracyclique est souvent considérée dans la littérature et par les institutions internationales comme un « attestation » de bonne conduite macroéconomique (Frankel et al., 2013). Nous abordons par conséquent dans le présent papier la question empirique

de savoir quelle est la nature cyclique de la politique budgétaire dans le contexte africain. A cette fin, des données sur un échantillon de 51 pays africains à revenus différents sont analysées via différentes approches données sur la période 1995-2020.

Le reste du papier sera organisé comme suit. La section II passe en revue la littérature sur la cyclicité budgétaire. La section III présente les faits stylisés, la méthodologie empirique, et interprète les résultats. La dernière section résume les principales conclusions de l'étude.

## **II. REVUE DE LITTERATURE**

### **i. DEFINITION DE LA CYCLICITE BUDGETAIRE**

Il est essentiel de commencer par une définition claire des trois formes de cyclicité budgétaire abordées dans ce document. Souvent négligée dans les études empiriques, cette question est parfois ambiguë. Par exemple, considérer une hausse du ratio  $DEPENSES\ PUBLIQUES/PIB$  en période de baisse du PIB comme un signe de contracyclicité budgétaire pourrait induire en erreur puisque cette mesure augmente mécaniquement lorsque le PIB diminue, même si les dépenses publiques restent fixes. La question se complexifie davantage dans le cas des recettes fiscales car celles-ci sont le produit non-seulement du taux d'imposition mais aussi de l'assiette fiscale qui fluctue mécaniquement avec le PIB. Contrairement au ratio  $DEPENSES\ PUBLIQUES/PIB$ , le ratio  $RECETTES\ FISCALES/PIB$  permettrait d'isoler le taux d'imposition de la politique budgétaire, uniquement dans le cas où l'assiette fiscale ne concernerait que le PIB (c.à.d.  $RECETTES\ FISCALES = TAUX\ D'IMPOSITION \times PIB$ ). Mais dans le cas où l'assiette fiscale concernerait également les produits importés par exemple, une baisse du ratio  $RECETTES\ FISCALES/PIB = TAUX\ D'IMPOSITION \times (1 + IMPORTATIONS/PIB)$  pourrait alors être interprétée à tort comme une politique budgétaire expansionniste puisque ce ratio diminue mécaniquement avec la baisse des importations, même si le taux d'imposition reste fixe.<sup>1</sup> Quant au ratio

---

<sup>1</sup> Dans ce cas, on peut isoler le taux d'imposition par le ratio  $RECETTES\ FISCALES/(PIB + IMPORTATION) = TAUX\ D'IMPOSITION$ , mais à

*BALANCE BUDGETAIRE/PIB*, il est l'indicateur le plus ambigu puisqu'il dépend de l'interaction entre trois variables (dépenses publiques, taux d'imposition et PIB) ; un ratio *BALANCE BUDGETAIRE/PIB* qui reste inchangé (diminue) en période de récession pourrait être erronément interprété comme une acyclicité (contracyclicité) si une baisse des dépenses publiques et/ou une hausse du taux d'imposition compense exactement (plus qu'exactly) la baisse du PIB.<sup>2</sup>

Pour plus de clarté, on se réfère dans ce document aux définitions de Kaminsky et al. (2004) qui résument les différentes corrélations possibles entre les variables budgétaires et le PIB, indiquées dans le tableau 1 ci-dessous. Comme Kaminsky et al. (2004), on ne retient que les deux premières colonnes du tableau 1 (qui ne déterminent la cyclicité que par rapport aux dépenses publiques et au taux d'imposition) car elles sont les seules qui ne présentent aucune ambiguïté :

- Politique budgétaire contracyclique = dépenses publiques moins (plus) élevées et/ou taux d'imposition plus (moins) élevé en période d'expansion (de récession) ; un pic (creux) de l'activité économique moins (plus) élevé au cours du cycle.
- Politique budgétaire procyclique = dépenses publiques plus (moins) élevées et/ou taux d'imposition moins (plus) élevé en

---

notre connaissance cette mesure n'a pas été utilisée dans la littérature, probablement parce qu'elle n'inclut pas certaines recettes fiscales comme celles liées à l'impôt sur la fortune, la plupart des études se concentrant de toute façon davantage sur le côté dépenses de la politique budgétaire.

<sup>2</sup> Une autre question qui reste non-résolue dans la littérature concerne la définition du cycle en lui-même ; est-il défini par rapport au revenu ou par rapport à la croissance ? Une récession (c.à.d. la phase descendante du cycle) est parfois définie comme une baisse du revenu, et parfois comme une baisse de la croissance. Le choix est arbitraire mais les conséquences sont de taille car une croissance faible serait considérée comme une récession dans la deuxième définition et comme une expansion (quoique faible) dans la première. Les deux définitions se rejoignent si le niveau de référence de la croissance dans la deuxième définition est 0%. Mais s'il est de 2% par exemple et que la croissance effective est entre 0% et 2%, une hausse des dépenses publiques (et/ou une baisse des taux d'imposition) serait considérée comme procyclique dans la première définition et contracyclique dans la deuxième.

période d'expansion (de récession) ; cycle économique amplifié avec un pic (creux) de l'activité plus (moins) élevé.

- Politique budgétaire acyclique = dépenses publiques et taux d'imposition non-corrélés (neutres) par rapport au cycle.

Tableau 1 : Corrélations entre PIB et variables de la politique budgétaire

	Dépenses publiques	Taux d'imposition	Recettes fiscales	Balance budgétaire	Dépenses/PIB	Recettes fiscales/PIB	Balance budgétaire/PIB
Contracyclité	-	+	+	+	-	+/-	+/-
Procyclité	+	-	+/-	+/-	+/-	+/-	+/-
Acyclité	0	0	+	+	-	+/-	+/-

Source : Kaminsky et al. (2004)

## ii. ETUDES DE REFERENCE

Les préconisations des théories traditionnelles, qu'elles soient classiques ou keynésiennes, favorisent des excédents (déficits) budgétaires en périodes d'expansion (de récession), c.à.d. une corrélation positive entre la balance budgétaire et le cycle économique, l'objectif étant de minimiser l'instabilité économique.

D'une part, la théorie néoclassique prône à travers l'hypothèse du lissage fiscal proposée par Barro (1979), elle-même inspirée de l'hypothèse du revenu permanent développée par Friedman (1957), une politique acyclique ; un taux d'imposition fixe pour éviter les distorsions économiques liées à sa fluctuation conjoncturelle, lissant ainsi les recettes fiscales dans le temps.<sup>3</sup> D'autre part, la théorie

<sup>3</sup> Barro (1979) note que, lorsque les conditions d'équivalence ricardienne sont réunies, il n'y a aucune différence entre financer les déséquilibres budgétaires par l'impôt ou par la dette. L'hypothèse d'équivalence ricardienne suppose, en effet, que les agents économiques sont tournés vers l'avenir et qu'ils internalisent la politique budgétaire lors de leur prise de décision. Cela implique, par exemple, que si une autorité budgétaire finance ses dépenses en émettant des titres obligataires, les consommateurs vont épargner dans le présent pour se préparer à l'augmentation future du taux d'imposition nécessaire au remboursement des titres obligataires ; dans le présent, l'augmentation des dépenses publiques est annulée par la baisse de la consommation privée et le niveau de l'activité économique reste inchangé. Cependant, lorsque les conditions d'équivalence ricardienne ne sont pas réunies, les fluctuations du taux d'imposition ont des effets de distorsion sur leur prise de décision, et lisser le taux d'imposition dans le temps (en finançant toute différence temporaire entre les recettes

keynésienne propose une politique contracyclique qui lisse le revenu ; une augmentation des dépenses publiques et/ou une réduction (augmentation) du taux d'imposition en périodes d'expansion (de récession) pour soutenir (freiner) la demande et réduire le taux de chômage (d'inflation) (Keynes, 1936).<sup>4</sup> Néanmoins, nombre d'études empiriques suggèrent que les politiques budgétaires sont souvent procycliques, en particulier dans les pays à revenu faible. Les explications offertes dans la littérature peuvent être regroupées dans deux grandes catégories : **contraintes d'emprunt** et **distorsions politiques**.<sup>5</sup>

#### a. CONTRAINTES D'EMPRUNT

Gavin et Perotti (1997) observent, dans une étude empirique pionnière sur la cyclicité budgétaire, que la corrélation entre dépenses publiques et croissance du PIB est positive en Amérique Latine et négative dans les pays de l'OCDE. Ils attribuent cette procyclicité à des contraintes d'emprunt ; les autorités budgétaires sont confrontées en période de baisse de la croissance à des taux d'intérêt plus élevés qui limitent leur

---

fiscales et les dépenses publiques par la dette et en répartissant l'augmentation du taux d'imposition entre le présent et le futur au lieu de tout mettre sur le dos du futur) devient optimal.

<sup>4</sup> A l'origine, David Ricardo étudiait s'il y avait une différence entre financer une guerre par l'impôt ou par l'émission obligataire, concluant que les deux alternatives étaient équivalentes (1820). Mais l'hypothèse d'équivalence ricardienne est basée sur l'idée qu'à terme, les recettes fiscales sont nécessaires aux dépenses publiques, alors que dans le cadre d'une monnaie fiat, il ne serait pas rationnel de la part des agents d'anticiper que les impôts et les taxes soient destinées à autre chose qu'une régulation de la qualité (et non de la quantité) de la production et sa distribution. La réalité est que, dans la perspective keynésienne, tout comme les dépenses publiques sont censées augmenter pour compenser la rigidité des salaires qui empêche le rééquilibrage en temps de récession, le taux d'imposition sur le revenu pourrait également augmenter pour compenser la rigidité des dépenses publiques en période d'expansion et réduire ainsi une inflation trop forte lorsque la politique monétaire devient inopérante.

<sup>5</sup> Les deux catégories ne sont pas nécessairement alternatives. Dans une des rares études à se pencher sur le volet recettes de la politique budgétaire, Vegh & Vuletin (2015) analysent les taux d'imposition sur le revenu et les taxes sur la valeur ajoutée dans un échantillon de 62 pays, et trouvent que la qualité institutionnelle et les contraintes d'emprunt expliquent ensemble la cyclicité de la politique budgétaire, cette dernière étant acyclique dans les pays à revenu élevé et procyclique dans les pays à faible revenu.

accès aux marchés du crédit, les obligeant par conséquent à réduire les dépenses publiques. Kaminsky et al. (2004) étendent les résultats de Gavin et Perotti (1997) aux pays à faible revenu en liant la procyclicité budgétaire au fait que les entrées des capitaux et les notations de crédit sont moins élevées en période de faible croissance dans les pays à faible revenu, ce qui entrave la mise en œuvre des politiques acycliques ou contracycliques.

D'autres études – comme celle de Aizenman et al., (2000) qui propose un modèle théorique où la politique budgétaire n'est acyclique que lorsque le niveau d'endettement est suffisamment en dessous d'un plafond de crédit, ou celle de Riascos et Vegh (2003) qui suggère que la procyclicité budgétaire ne cadre avec un modèle néoclassique que si l'accès au crédit est pris en compte – soutiennent l'explication par les contraintes d'emprunt. Cette explication peut d'ailleurs être interprétée comme un reflet de l'hypothèse du « *péché originel* » proposée par Eichengreen et al. (1999) qui affirme que les autorités budgétaires des pays à bas revenu sont enclines à tirer profit de la baisse des taux d'intérêt en période d'expansion, augmentant ainsi leurs niveaux d'endettement vis-à-vis des marchés internationaux. Cette augmentation initiale des engagements en devises aura non seulement lieu lorsque la valeur de la monnaie locale est au plus haut, elle affaiblira également la confiance des créanciers en période de récession lorsque la valeur de la monnaie locale sera au plus bas, limitant ainsi la capacité des autorités budgétaires des pays à faible revenu à emprunter au moment où elles en ont le plus besoin ; les investisseurs tendent en effet à moins prêter lorsque les recettes fiscales subissent des chocs négatifs, craignant que les mêmes raisons qui ont initialement conduit à l'augmentation de la dette pendant la période d'expansion ne conduisent à une accumulation insoutenable de déficits. Les autorités budgétaires seront donc à terme contraintes d'adopter des plans d'ajustement pour améliorer leur perception de solvabilité auprès des investisseurs (Alberola et Montero, 2006; Caballero et Krishnamurthy, 2004).

Bien que l'explication par les contraintes d'emprunt ait ses mérites, elle n'explique pas pour autant sur le plan théorique pourquoi une autorité budgétaire rationnelle, qui prédit l'accès limité aux marchés du crédit

en période de récession, ne se constituerait pas en période d'expansion une réserve d'excédents qui réduirait la contrainte d'emprunt future. Sur le plan empirique, elle n'explique pas non plus le fait que des politiques budgétaires procycliques soient également présentes dans certains pays à revenu élevé, comme l'observent Lane (2003) et Talvi et Vegh (2000) pour des pays de l'OCDE (à l'exception de ceux du G7 pour qui Talvi et Vegh (2000) trouvent des signes d'acyclicité budgétaire) ; ce fait suggère que l'accès aux marchés du crédit à lui seul pourrait ne pas suffire à expliquer la procyclicité budgétaire puisque les pays de l'OCDE n'ont pas de problème d'accès aux marchés du crédit.

## **b. DISTORSIONS POLITIQUES**

La deuxième grande catégorie proposée dans la littérature pour expliquer la procyclicité budgétaire repose sur une analyse d'économie politique ; bien qu'il est possible que l'augmentation des dépenses publiques en période d'expansion soit dû à une irrationalité par laquelle une autorité budgétaire va sous-estimer le caractère temporaire de l'augmentation des recettes fiscales, plusieurs études suggèrent que la procyclicité budgétaire est souvent la résultat rationnel d'un processus de compétition politique. Ces études se démarquent de l'explication par les contraintes d'emprunt puisqu'elles soutiennent que la politique budgétaire est plus procyclique en période d'expansion (Arezki et Ismail, 2010; Gootjes et de Haan, 2022; Manasse, 2006), alors que l'hypothèse des contraintes d'emprunt soutient que la politique budgétaire devrait être plus procyclique en période de récession.

Pour expliquer cette procyclicité asymétrique, Tornell et Lane (1999) introduisent la notion d'« *effet de voracité* ».<sup>6</sup> Ils développent un

---

<sup>6</sup> Le terme « *effet de voracité* » (déjà utilisé dans Gavin & Perotti (1997)) désigne dans l'étude de Tornell & Lane (1999) le fait qu'un choc positif sur le revenu conduit à une hausse plus importante de la redistribution fiscale. Les auteurs suggèrent qu'une diffusion plus faible du pouvoir (c'est-à-dire une coordination plus élevée des groupes d'intérêts) génère une plus forte croissance du revenu et des politiques budgétaires moins procycliques. Ce résultat est particulièrement pertinent pour les pays à revenu faible qui traversent des changements politiques, car il signifie que l'impact économique du passage d'une autocratie vers un régime plus démocratique par exemple va dépendre de l'impact que ce passage aura sur la capacité des groupes d'intérêts à accéder aux recettes fiscales ; lorsque la chute de l'autocratie laisse une

modèle d'agence politique dans lequel la détérioration de la qualité institutionnelle encourage les groupes d'intérêts à agir de manière non-coopérative dans le processus d'élaboration de la politique budgétaire, en se faisant concurrence pour acquérir toute amélioration des recettes fiscales en période d'expansion.<sup>7</sup> En l'absence d'institutions fortes, les recettes fiscales sont soumises aux mêmes dangers de surexploitation que les biens communs ; les groupes d'intérêts sont en effet peu incités à préserver les augmentations des recettes fiscales puisque le coût d'une augmentation des dépenses publiques (et/ou d'une réduction des taux d'imposition) est partagé entre tous les groupes d'intérêts alors que son utilité est propre au groupe vers lequel elle est orientée. Chaque groupe rationnel est donc conscient du fait que s'il s'abstient d'augmenter son taux d'appropriation fiscale, les autres groupes bénéficieront encore plus en augmentant le leur. Un choc positif sur les recettes conduirait ainsi à une hausse, potentiellement plus que proportionnelle, des dépenses publiques, même si le choc est perçu par tous les groupes comme étant temporaire.<sup>8</sup> La procyclicité budgétaire prendrait ainsi la forme d'une *Tragédie des Communs*.

Dans la même lignée, Alesina et al. (2008) expliquent la procyclicité budgétaires par des choix électoraux. Ils développent un modèle d'agence politique qui prédit qu'un gouvernement suscitant la méfiance auprès des électeurs va générer en démocratie des politiques procycliques dans le sens où les électeurs vont être incités en période d'expansion à réclamer une hausse des dépenses publiques (et/ou une baisse du taux d'imposition) en leurs faveurs pour « *affamer le Léviathan* » qu'est le gouvernement ; craignant un détournement de

---

marge de manœuvre plus diffuse aux groupes d'intérêts, la démocratisation intensifie les luttes fiscales, résultant en une procyclicité budgétaire déstabilisatrice.

<sup>7</sup> L'expression « groupes d'intérêts » peut désigner, par exemple, différentes branches de l'État (législatives vs exécutives), des partis politiques au sein d'une coalition, des ministères au sein d'un gouvernement, des provinces au sein d'un système fédéral, des syndicats et/ou des lobbies (Olson, 1982 ; Velasco, 1997).

<sup>8</sup> Selon la nature des groupes d'intérêt et de la distribution spécifique de leur influence dans le processus d'élaboration de la politique budgétaire, la procyclicité peut être spécifique à certaines sous-composantes des dépenses publiques. Par exemple, des syndicats du secteur public plus puissants auront tendance à générer une procyclicité asymétrique en induisant une hausse des salaires publics (qui sont souvent rigides à la baisse) suite à une hausse, même temporaire, des recettes fiscales (Velasco, 1997).

recettes fiscales, les électeurs empêchent l'apparition d'excédents budgétaires et engendrent une tendance budgétaire déficitaire en période d'expansion.<sup>9</sup> Frankel et al. (2013) corroborent dans une étude empirique les résultats de Alesina et al. (2008) en soutenant qu'un tiers des pays à faible/moyen revenu sont arrivés à dépasser la procyclicité budgétaire entre 2000 et 2009 en raison d'une amélioration de la qualité institutionnelle.<sup>10</sup>

D'autres études – comme celle de Stein et al. (1999) qui trouve que les systèmes électoraux caractérisés par des degrés élevés de proportionnalité et de fragmentation politique ont tendance à produire des politiques budgétaires procycliques, ou celle de Talvi et Vegh (2000) qui affirme qu'une autorité budgétaire confronté à une volatilité élevée de l'assiette fiscale va réduire les taux d'imposition en période d'expansion pour repousser les pressions politiques qui poussent vers l'augmentation des dépenses publiques, ou celle de Ilzetzki (2011) qui suggère que la procyclicité budgétaire en période d'expansion s'explique par le fait que, lorsque la probabilité de réélection pour un groupe diminue, l'incitation à laisser un excédent au gouvernement incombant diminue elle aussi – soutiennent l'explication par les distorsions politico-institutionnelles.

### **c. CAUSALITE INVERSE**

Plusieurs des conclusions empiriques citées ci-dessus sont basées sur des régressions de moindres carrés ordinaires (MCO) qui se concentrent typiquement sur la corrélation entre une variable

---

<sup>9</sup> Les conclusions du modèle proposé par Alesina et al. (2008) peuvent être interprétés comme suggérant que les contraintes d'emprunt sont la conséquence des distorsions politiques qui poussent en périodes d'expansion vers des niveaux de dépenses qui dépassent la limite du prêt remboursable en période de récession. Les auteurs vérifient leur modèle en régressant l'excédent budgétaire et les dépenses publiques, tous deux ramenés au PIB, sur des variables de corruption et de qualité institutionnelle. Ils constatent que la politique budgétaire passe de contracyclique à procyclique lorsque le degré de corruption politique augmente ; si le degré de corruption est plus élevé dans les pays à faible revenu, on s'attendrait en effet à ce que les politiques budgétaires contracycliques et acycliques soient plus dominantes dans les pays à revenu élevé.

<sup>10</sup> Étant donné que l'indice de qualité institutionnelle utilisé par Frankel et al. (2013) comprend une mesure du degré de corruption dans le système politique, leurs conclusions peuvent être considérées comme soutenant celles de Alesina et al. (2008).

budgétaire (généralement la balance budgétaire ou la croissance des dépenses publiques), et soit la croissance du PIB, soit une mesure de l'écart entre production effective et production potentielle (souvent obtenue à l'aide du filtre Hodrick-Prescott). Par exemple, Gavin et Perotti (1997) estiment la fonction de réaction budgétaire suivante :

$$BAL/PIB_{i,t} = \alpha_i + \beta \cdot \Delta PIB_{i,t} + \gamma \cdot \Delta TE_{i,t} + \delta \cdot BAL/PIB_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$i = 1 \dots N, t = 1 \dots T$$

où  $BAL/PIB_{i,t}$  représente la part de la balance budgétaire dans le PIB pour un pays  $i$  à l'instant  $t$ ,  $\alpha$  est un effet fixe pays,  $\Delta PIB$  est la croissance du PIB réel,  $\Delta TE$  la variation en pourcentage des termes de l'échange, et  $\varepsilon$  les chocs budgétaires (i.i.d avec moyenne 0 et variance  $\sigma^2_\varepsilon$ ). Le degré de cyclicité budgétaire est déterminé en examinant le signe et la magnitude du coefficient  $\beta$ . Gavin et Perotti (1997) constatent que  $\beta$  est positif (0,37) dans les pays de l'OCDE, et non-significativement différent de zéro (0.04) en Amérique Latine. Ils interprètent l'absence de relation positive entre balance budgétaire et croissance du PIB en Amérique Latine comme un signe de procyclicité, sous l'hypothèse que dans l'absence d'une procyclicité, la balance budgétaire serait positivement corrélée à la croissance du PIB.

Panizza et Jaimovich (2011) affirment qu'une telle méthodologie ne permet d'identifier l'effet du cycle économique sur la politique budgétaire (peu importe la variable budgétaire dépendante) que lorsque le cycle économique est exogène par rapport à la politique budgétaire. On peut illustrer l'effet de cette causalité inverse en considérant la fonction de réaction budgétaire simplifiée suivante :

$$GEX_t = \alpha + \beta \cdot PIB_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

où  $GEX$  représente une mesure des dépenses publiques, et  $\varepsilon$  les chocs sur les dépenses publiques (i.i.d avec moyenne 0 et variance  $\sigma^2_\varepsilon$ ). Dans cette spécification, la littérature interprète un  $\beta$  positif (négatif) comme un signe de procyclicité (contracyclicité). Cette interprétation serait valide si le PIB était exogène par rapport aux dépenses. Mais il existe une large littérature keynésienne sur l'effet que la dépense publique

peut avoir sur le PIB, au moins sur le court terme. Cet effet peut être représenté par la fonction de réaction du revenu suivante :

$$PIB_t = \gamma + \varphi \cdot GEX_t + \mu_t \quad (3)$$

où  $\mu$  représente les chocs sur le PIB (i.i.d avec moyenne 0 et variance  $\sigma^2_\mu$ ) et le paramètre  $\phi$  peut être interprété comme un multiplicateur keynésien. Dans ce cas, l'estimation de  $\beta$  à partir de l'équation (2) ne peut rendre compte de la cyclicité budgétaire que si  $\phi$  et/ou la variance de  $\mu$  ( $\sigma^2_\mu$ ) étaient égales à zéro. Afin d'illustrer ce point, on peut réécrire le système d'équations (2) et (3) pour obtenir l'estimation de  $\beta$  ( $\hat{\beta}$ ) et de la corrélation entre PIB et GEX ( $Corr_{GEX.PIB}$ ) et voir sous quelles conditions leurs signes concorderaient avec celui de  $\beta$  :

$$\begin{aligned} GEX_t &= \alpha + \beta \cdot PIB_t + \varepsilon_t \rightarrow GEX_t = \alpha + \beta \cdot (\gamma + \varphi \cdot GEX_t + \mu_t) + \varepsilon_t \\ \rightarrow GEX_t &= \frac{1}{1-\beta \cdot \varphi} \cdot (\alpha + \beta \cdot \gamma + \beta \cdot \mu_t + \varepsilon_t) \end{aligned} \quad (4)$$

$$PIB_t = \gamma + \varphi \cdot GEX_t + \mu_t \rightarrow$$

$$\begin{aligned} PIB_t &= \gamma + \left[ \frac{\varphi}{1-\beta \cdot \varphi} \cdot (\alpha + \beta \cdot \gamma + \beta \cdot \mu_t + \varepsilon_t) \right] + \mu_t \\ \rightarrow PIB_t &= \frac{1}{1-\beta \cdot \varphi} \cdot (\gamma + \varphi \cdot \alpha + \varphi \cdot \varepsilon_t + \mu_t) \end{aligned} \quad (5)$$

La corrélation entre dépenses publiques et PIB s'écrit comme suit :

$$\begin{aligned} Corr_{GZX.PIB} &= \frac{Cov_{GEX.PIB}}{\sigma_{GZX} \cdot \sigma_{PIB}} \\ &= \frac{E[(GEX_t - E(GEX_t)) \cdot (PIB_t - E(PIB_t))]}{\sqrt{E[GEX_t - E(GEX_t)]^2} \cdot \sqrt{E[PIB_t - E(PIB_t)]^2}} \end{aligned}$$

Si comme supposé  $E(\varepsilon_t) = E(\mu_t) = 0$ , on obtient à partir de (4) et de (5)  $E(GEX_t) = \frac{1}{1-\beta \cdot \varphi} \cdot (\alpha + \beta \cdot \gamma)$  et  $E(PIB_t) = \frac{1}{1-\beta \cdot \varphi} \cdot (\gamma + \varphi \cdot \alpha)$ , et on peut réécrire la corrélation entre PIB et GEX comme suit :

$$Corr_{GEX.PIB} = \frac{E\left[\frac{1}{(1-\beta \cdot \varphi)^2} \cdot (\beta \cdot \mu_t + \varepsilon_t) \cdot (\varphi \cdot \varepsilon_t + \mu_t)\right]}{\sqrt{E\left[\frac{1}{(1-\beta \cdot \varphi)^2} \cdot (\beta \cdot \mu_t + \varepsilon_t)\right]^2} \cdot \sqrt{E\left[\frac{1}{(1-\beta \cdot \varphi)^2} \cdot (\varphi \cdot \varepsilon_t + \mu_t)\right]^2}}$$

Si les chocs des dépenses publiques et les chocs du PIB ne sont pas corrélés (c.à.d. si  $E(\varepsilon_t \cdot \mu_t) = 0$ ), la corrélation entre dépenses publiques et PIB devient :

$$Corr_{GEX.PIB} = \frac{\varphi \cdot \sigma_\varepsilon^2 + \beta \cdot \sigma_\mu^2}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \beta^2 \cdot \sigma_\mu^2} \cdot \sqrt{\varphi^2 \cdot \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2}}$$

Et on peut réécrire l'estimation de  $\beta$  à partir de l'équation (2) :

$$\hat{\beta} = \frac{Cov_{GEX.PIB}}{\sigma_{PIB}^2} = \frac{\varphi \cdot \sigma_\varepsilon^2 + \beta \cdot \sigma_\mu^2}{\varphi^2 \cdot \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2}$$

Pour que  $\hat{\beta}$  soit un estimateur non-biaisé de  $\beta$ ,  $\varphi$  ou  $\sigma_\varepsilon$  doit être égal à zéro. La même condition est nécessaire pour que  $Corr_{GEX.PIB}$  ait le même signe que  $\beta$ , c.à.d. soit qu'il n'y ait pas de chocs de dépenses publiques ( $\sigma_\varepsilon = 0$ ), soit qu'il n'y ait pas d'effet des dépenses publiques sur le PIB ( $\varphi = 0$ ). Si une de ces conditions n'est pas vérifiée, alors deux groupes de pays avec des paramètres  $\beta$  et  $\varphi$  identiques (c.à.d. avec la même cyclicité budgétaire et le même multiplicateur keynésien) mais avec des types de chocs différents peuvent avoir des corrélations différentes entre PIB et dépenses publiques ; se baser sur ces corrélations pour évaluer la cyclicité budgétaire serait par conséquent trompeur. Par exemple, imaginons des pays à revenu élevé et faible qui poursuivent les mêmes politiques budgétaires contracycliques ( $\beta < 0$ ) avec le même multiplicateur keynésien ( $\varphi > 0$ ) ; si les chocs sur le PIB sont plus volatils que les chocs sur les dépenses budgétaires dans les pays à revenu élevé ( $\sigma_{\varepsilon(\text{pays à revenu élevé})}^2 < \sigma_{\mu(\text{pays à revenu élevé})}^2$ ) et moins volatils dans les pays à revenu faible ( $\sigma_{\varepsilon(\text{pays à revenu faible})}^2 > \sigma_{\mu(\text{pays à revenu faible})}^2$ ), la corrélation entre PIB et dépenses publiques serait négative dans les pays à revenu élevé (son signe concorderait avec  $\beta$  dans ce cas) mais positive (comme généralement suggéré par la littérature) dans les pays à revenu faible,

bien que la politique budgétaire soit en réalité la même dans les deux groupes de pays. On a donc dans ce cas un  $\hat{\beta}$  biaisé ( $E(\hat{\beta}) = \beta + \frac{\varphi \cdot \sigma_{\varepsilon}^2}{\varphi^2 \cdot \sigma_{\varepsilon}^2 + \sigma_{\mu}^2}$ ) ; l'affirmation selon laquelle il reflèterait la cyclicité budgétaire serait erronée. Cependant, pour que  $\hat{\beta}$  ait au moins le même signe négatif que  $\beta$ , il suffirait que  $\beta < -[\varphi \cdot \sigma_{\varepsilon}^2 / (\varphi^2 \cdot \sigma_{\varepsilon}^2 + \sigma_{\mu}^2)]$ , ce qui, en pratique, n'est pas toujours assuré.

Pour traiter l'endogénéité budgétaire potentielle, Ilzetzki et Vegh (2008) utilisent la croissance retardée du PIB, la croissance pondérée des partenaires commerciaux des pays analysés, et le taux d'intérêt réel des bons du Trésor américain comme variables instrumentales pour la croissance du PIB. Ils analysent des données trimestrielles et annuelles avec une batterie de techniques économétriques (2SLS-IV, GMM, équations simultanées, causalité de Granger et des fonctions impluse-response). Leurs résultats indiquent que les politiques budgétaires sont procycliques dans les pays à revenu élevé et faible, bien que la procyclicité dans les pays à revenu élevé soit très légère.

Frankel et al. (2013) abordent la possibilité d'une autre causalité inverse, celle de la qualité institutionnelle. Ils estiment d'abord la fonction de réaction budgétaire suivante :

$$GEX_{i,t} = \alpha + \beta \cdot PIB_{i,t} + \gamma \cdot PIB_{i,t} \cdot QI_{i,t} + \delta \cdot QI_{i,t} + \tau \cdot CONTROLES_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

$$i = 1 \dots N, t = 1 \dots T$$

où GEX et PIB représentent les composantes cycliques des dépenses publiques et de l'activité économique, QI la qualité institutionnelle,<sup>11</sup> CONTROLS les autres variables susceptibles d'avoir un effet sur la

---

<sup>11</sup> Frankel et al. (2013) construisent un indice de QI qui varie entre 0 (qualité faible) et 1 (qualité élevée) en calculant la moyenne de quatre variables obtenues de la base de données *International Country Risk Guide ; Investment Profile* (une évaluation des facteurs affectant le risque d'investissement : viabilité des contrats/expropriation, transferts des profits vers l'étranger, et retards de paiement), *Corruption* (dans le système politique), *Law & Order* (impartialité du système judiciaire), et *Bureaucratic Quality* (une mesure des changements drastiques des politiques du gouvernement).

politique budgétaire comme la dette publique et les réserves de change,<sup>12</sup> et  $\varepsilon$  les chocs de la dépense publique (i.i.d avec moyenne 0 et variance  $\sigma^2_\varepsilon$ ). Il est possible dans ce schéma qu'une corrélation négative entre cyclicité budgétaire et qualité institutionnelle ne reflète que le fait que les politiques contracycliques (procycliques) améliorent (détériorent) la qualité institutionnelle. Par exemple, des politiques procycliques pourraient augmenter le risque qu'une insoutenabilité des déficits et de la dette publique en période de récession et pousser des gouvernements à l'expropriation des biens, à la répudiation des contrats et/ou à des ingérences dans le système judiciaire, exacerbant la corruption dans le système politique. Pour y remédier, Frankel et al. (2013) utilisent comme variable instrumentale les données sur les taux de mortalités des soldats, évêques et marins européens en poste dans les colonies européennes entre les XVIIe et XIXe siècles, l'idée étant que les pays confrontés à des taux de mortalité élevés sont plus susceptibles de mettre en place des institutions de moindre qualité (les auteurs citent les exemples du Congo et du Canada). Leurs résultats confirment les conclusions de la littérature sur le rôle des contraintes d'emprunt et de la qualité institutionnelle ; à mesure que l'intégration financière et la qualité institutionnelle augmentent, le niveau de procyclicité diminue.

---

<sup>12</sup> Un faible ratio dette/PIB et des réserves de change importantes peuvent en effet contribuer à réduire le risque de défaut et permettre de mener des politiques contracycliques. Les autres variables de contrôle incluent la profondeur financière (le ratio M3/PIB, M3 : *liable liquidities*), la volatilité des recettes fiscales (volatilité du PIB), et une mesure des contrepouvoirs dans le système politique (*checks & balances* de la base de données *Database on Political institutions*)

Tableau 2 : Principales études empiriques

Auteurs	Catégorie de pays	Nombre de pays	Période	Fréquence des données	Sources des données	Cyclicité budgétaire
Gavin & Perotti (1997)	OCDE	16	1968–95	Annuelle	OCDE EUROSTAT	Procyclique
	Amérique Latine	13			FMI	Contracyclique
Lane (2003)	OCDE	22	1960–98	Annuelle	OCDE	Procyclique
Talvi & Vegh (2000)	G7	6	1970–94	Annuelle	FMI, IADB (Inter-American Development Bank)	Acyclique
	Autres pays à revenu élevé	14				Procyclique
	Revenu non-élevé	36				Procyclique
Kaminsky et al. (2004)	OCDE	21	1960–2003	Annuelle	FMI	Contracyclique
	Revenu moyen-élevé	18				Procyclique
	Revenu moyen-faible	25				Procyclique
	Revenu faible	40				Procyclique
Alesina et al. (2008)	OCDE	24	1960–2003	Annuelle	BANQUE MONDIALE, FMI	Contracyclique
	Non-OCDE	59				Procyclique
Ilzetzki & Vegh (2008)	Revenu élevé	22	1960:1–2006:4	Trimestrielle	OCDE, FMI	Procyclique (faible)
	Revenu non-élevé	27				Procyclique
Ilzetzki (2011)	Revenu élevé	21	1970–2003	Annuelle	FMI	Contracyclique
	Revenu non-élevé	81				Procyclique
Frankel et al. (2013)	Revenu élevé	21	1960–2009	Annuelle	FMI	Contracyclique
	Revenu non-élevé	73				Procyclique (mais de moins en moins)

### **III. ANALYSE EMPIRIQUE**

#### **i. DEFINITIONS DES RECESSIONS**

Afin d'évaluer les propriétés cycliques de la politique budgétaire, un critère empirique permettant de reconnaître les périodes de récession et d'expansion doit être défini. Nous adoptons deux approches différentes : une approche non-paramétrique et une approche de filtrage couramment utilisée dans la littérature.

L'approche non-paramétrique consiste à diviser l'échantillon en une partie où la croissance annuelle du PIB réel est supérieure à la médiane (période d'expansion) et une partie où elle est inférieure (période de récession), la médiane étant calculée pays par pays.<sup>13</sup> Cette technique nous permet ensuite de calculer une « amplitude » du cycle des variables budgétaires en comparant les valeurs de ces dernières entre les périodes d'expansion et de récession.<sup>14</sup> La deuxième approche consiste à décomposer, pays par pays, les séries temporelles du PIB (et de sa croissance) en une composante tendancielle et une composante cyclique à travers le filtre Hodrick-Prescott (HP). On retient pour chaque série la composante cyclique (c.-à-d. la différence entre les valeurs de la variable d'origine et sa composante tendancielle). Les périodes où l'écart cyclique est positif (négatif) sont définies comme périodes d'expansions (de récessions). A partir de cet écart cyclique, nous calculons, pays par pays, une variété de corrélations par rapport à la variable budgétaire.

#### **ii. DEFINITIONS DE LA CLASSE DE REVENU**

Pour analyser les propriétés cycliques des politiques budgétaires, nous utilisons un échantillon qui couvre des données sur la période 1995-2020 pour quatre groupes de pays africains définis selon le niveau de revenu par habitant ; revenu élevé, revenu faible, revenu moyen-élevé et revenu moyen-faible. Nous utilisons la classification de la Banque Mondiale (qui se base sur un niveau de référence du PIB par habitant

---

<sup>13</sup> La variable du PIB est tirée de la base de données WEO du FMI.

<sup>14</sup> Il convient de noter ici que, même s'il est possible qu'une croissance inférieure à la médiane ne signale pas forcément une récession, restreindre la définition de récession aux seules périodes de croissance négative serait une définition trop étroite puisqu'elle ne reconnaîtrait comme récession que les périodes de crises majeures.

actualisé fréquemment) pour affecter les pays dans les quatre groupes.<sup>15</sup> Les pays pour lesquels les données ne permettent pas le filtrage HP (pour cause de présence de vides entre les observations) sont exclus de l'échantillon, ce qui nous laisse avec 51 pays. Nos résultats préliminaires nous donnent 1 pays à revenu élevé (Trinité-et-Tobago), 3 pays à revenu moyen élevé (Bostwana, Libye, & Afrique du Sud), 11 pays à revenu moyen faible (Algérie, Angola, Djibouti, Egypte, Guinée Équatoriale, Eswatini, Jamaïque, Maroc, Namibie, Papouasie Nouvelle Guinée & Tunisie), et 36 pays à revenu faible (Bénin, Burkina Faso, Burundi, Cameroun, Rép. Centrafricaine, Tchad, Congo, Rep. Dém., Congo, Rép., Côte d'Ivoire, Érythrée, Ethiopie, Gambie, Ghana, Guinée, Guinée-Bissau, Kenya, Lao, Libéria, Madagascar, Malawi, Mali, Mauritanie, Mozambique, Birmanie, Niger, Nigeria, Rwanda, Sénégal, Sierra Leone, Somalie, Soudan, Tanzanie, Togo, Ouganda, Zambie, Zimbabwe).

### iii. REGRESSIONS

#### a. ESTIMATIONS DE CYCLICITE

Notre analyse de régression se base sur la spécification originale de Gavin et Perotti (1997). Cependant, nous utilisons le taux de variation des dépenses publiques totales ( $\Delta GEX$ ) comme variable dépendante (comme le préconisent Kaminsky et al (2004)) au lieu de la part du solde budgétaire dans le PIB. Nous estimons différentes spécifications de la régression de base suivante sur notre échantillon entier ainsi que groupe par groupe de pays :

$$\Delta GEX_{i,t} = \alpha_i + \beta \cdot \Delta PIB_{i,t} + \gamma \cdot \Delta TE_{i,t} + \phi \cdot BAL/PIB_{i,t-1} + \theta \cdot DETTE/PIB_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

$$i = 1 \dots N, \quad t = 1 \dots T, \quad \varepsilon_{i,t} \sim N(0, \delta_\varepsilon^2)$$

---

<sup>15</sup> Nous recodons les classifications annuelles pour chaque pays dans notre échantillon de manière ascendante (revenu faible = 1, revenu moyen faible = 2, revenu moyen élevé = 3, revenu élevé = 4), ensuite nous calculons la moyenne pour chaque pays entre 1995 et 2020. Si la moyenne se situe dans l'intervalle 1-1.75, le pays est classé à revenu faible. L'intervalle 1.75-2.5 renvoi à un revenu moyen faible, 2.5-3.25 à un revenu moyen-élevé.

où  $\Delta GEX$  représente le taux de variation des dépenses publiques réelles totales,  $\alpha_i$  est un effet fixe pays,  $\Delta PIB$  représente la croissance du PIB réel (et dans certaines spécifications son écart cyclique),  $\Delta TE$  représente le taux de variation des termes de l'échange (et dans certaines spécifications son écart-cyclique) (mesure tirée de la base de données WDI de la Banque Mondiale),  $BAL/PIB$  est la part de la balance budgétaire primaire dans le PIB (variable de flux, tirée de la base de donnée WEO du FMI),  $DETTE/PIB$  est la dette publique brute également exprimée en part du PIB (variable de stock, mesure tirée de la base de données WEO du FMI), et  $\varepsilon_{i,t}$  représente les chocs sur le taux de variation des dépenses publiques (i.i.d avec moyenne 0 et variance  $\sigma_\varepsilon^2$ ). Dans cette spécification, le degré de cyclicité budgétaire est déterminé en examinant le signe et la magnitude du coefficient  $\beta$  ; un signe positif est interprété comme une procyclicité.

Nous rajoutons comme variable explicative à la spécification précédente le taux de variation des dépenses publiques réelles totales retardé. Il est en effet logique d'inclure cette variable si on s'attend à ce que la variable de la politique budgétaire soit fortement déterminé par son niveau passé ; ne pas l'inclure peut entraîner un biais de variable omise. Cette nouvelle spécification est estimée avec la méthode GMM (estimateur Arellano-Bond) pour prendre en compte le risque de biais de l'utilisation MCO lorsque la variable dépendante retardée est incluse dans une spécification de panel dynamique.

Comme indiqué dans la partie revue de littérature, un problème avec les estimations précédentes est qu'elles ne pourraient fournir une mesure de la cyclicité budgétaire que si le PIB est exogène par rapport à la politique budgétaire. Mais Panizza et Jaimovich (2011) soulignent que l'hétérogénéité apparente de la cyclicité budgétaire entre pays à revenu élevé et non-élevé pourrait être dû plus à une endogénéité dans le sens où les chocs qui touchent les pays à revenu élevé diffèrent de ceux qui touchent les pays à revenu non-élevé, auquel cas l'estimation du coefficient  $\beta$  de la politique budgétaire dans la spécification (7) nécessiterait une approche d'identification différente.

Pour prendre en compte la possibilité d'endogénéité, nous estimons le coefficient  $\beta$  avec l'approche des variables instrumentales (2SLS-IV).

Cette approche nécessite l'utilisation d'un instrument corrélé avec, et exogène par rapport à, la variable à instrumenter ( $\Delta\text{PIB}$ ), et qui n'est corrélé avec la variable dépendante ( $\Delta\text{GEX}$ ) qu'à travers la variable à instrumenter. Nous nous inspirons ici de Panizza et Jaimovich (2011) qui soutiennent que la moyenne pondérée de la croissance des partenaires commerciaux vers lesquelles un pays exporte (croissance externe) satisfait les critères d'un instrument valide. La variable de croissance externe ( $\Delta\text{PIB\_CLIENTS}$ ) est définie comme suit :

$$\Delta\text{PIB\_CLIENTS}_{i,t} = \frac{\text{EXPORTS}_{i,t}}{\text{PIB}_{i,t}} \cdot \sum_{j=1}^N \left( \frac{\text{EXPORTS}_{i,j,t}}{\text{EXPORTS}_{i,t}} \cdot \Delta\text{PIB}_{h,j,t} \right)$$

où  $\Delta\text{PIB}_j$  mesure la croissance du PIB réel par habitant du pays  $j$  (mesure tirée de la base de données WDI de la Banque Mondiale),  $\text{EXPORTS}_{i,j}$  représente l'exportations du pays  $i$  vers le pays  $j$  (en dollars US),  $\text{EXPORTS}_i$  représente les exportations totales pays  $i$  (en dollars US),<sup>16</sup> et  $\text{EXPORTS}_i/\text{PIB}_i$  mesure la part des exportations du pays  $i$  dans son PIB (mesure tirée de la base de données WDI de la Banque Mondiale), c.-à-d. le degré d'exposition du PIB à la demande extérieure. Toutes les variables liées au commerce entre pays sont tirées de la base de données DOTS du FMI.

#### a. DETERMINANTS DE CYCLICITE

Après avoir déterminé le caractère cyclique de la politique budgétaire, nous procédons à une analyse de ses déterminants. Comme indiquée dans la partie revue de littérature, deux explications sont souvent proposées par la littérature : les contraintes de crédit et les distorsions politico-institutionnelles. Pour voir comment ces deux explications s'appliquent au contexte africain, nous nous basons sur l'approche de Alesina et al. (2008) en estimant plusieurs spécifications de la régression de base suivante :

---

<sup>16</sup> Le ratio  $\text{EXPORTS}_{i,j}/\text{EXPORTS}_i$  représente la part du pays  $j$  dans les exportations totales du pays  $i$

$$\begin{aligned}
\beta_i = & \omega + \vartheta. CORRUPTION_i + \pi. POLITY2_i \\
& + \mu. POLITY2_i. CORRUPTION_i \\
& + \tau. CREDIT\_RATING_i + \rho. PIB\_INITIAL_i \\
& + GEX_i/PIB_i \\
& + \epsilon_i
\end{aligned} \tag{8}$$

$$i = 1 \dots N, \quad \epsilon_i \sim N(0, \delta^2)$$

où la variable dépendante  $\beta$  est une mesure de la cyclicité budgétaire estimé pays par pays,  $\epsilon_i$  représente les chocs sur la cyclicité budgétaire (i.i.d avec moyenne 0 et variance  $\delta^2$ ), la variable CREDIT\_RATING est une mesure des contraintes d'emprunt tirée de la base de données Fiscal Space de la Banque Mondiale (une valeur élevée indique une meilleur notation de dette souveraine par les principales agences de notation), la variable POLITY2 est une mesure de la qualité institutionnelle tirée de la base de données POLITY IV (une valeur plus élevée indique un régime plus démocratique), et CORRUPTION est une mesure de corruption politique tirée de la base de données V-Dem (une valeur plus élevée indique une corruption politique plus élevée). Il est possible, comme le suggère Alesina et al. (2008), que l'effet de la corruption sur la cyclicité budgétaire dépende sur la qualité institutionnelle. Par conséquent, nous incluons un terme d'interaction POLITY2xCORRUPTION ; un signe positif du coefficient du terme d'interaction signifie qu'une corruption politique plus élevée dans un régime plus démocratique est associée à plus de procyclicité budgétaire. Il est également possible que la cyclicité budgétaire diffère d'un pays à l'autre en fonction de la taille du secteur public. Nous incluons donc comme variable explicative la part des dépenses publiques dans le PIB (GEX/PIB). Comme la littérature suggère que la cyclicité budgétaire et la qualité institutionnelle varient selon le niveau de développement économique, nous incluons aussi comme variable explicative le PIB\_INITIAL (qui représente la première observation dans notre échantillon de la variable PIB par habitant mesuré en parité de pouvoir d'achat, tirée de la base de données WDI de la Banque Mondiale). Toutes les variables explicatives, hormis le PIB\_INITIAL, sont moyennées pour la période d'analyse (1995-2020) pour chaque pays.

La mesure  $\beta$  de la cyclicité budgétaire est obtenue de trois manières : 1/ en estimant pays par pays le coefficient de corrélation entre le taux de variation des dépenses publiques et la croissance du PIB, 2/ en estimant l'amplitude du cycle des dépenses publiques ( $\Delta GEX_t^{\text{EXPANSION}} - \Delta GEX_t^{\text{RECESSION}}$ ), et 3/ en estimant pays par pays le coefficient  $\beta$  de la régression suivante :

$$\Delta GEX_t = \alpha_i + \beta \cdot \Delta PIB_t + \gamma \cdot \Delta TE_t + \delta \cdot BAL/PIB_{t-1} + \theta \cdot DETTE/PIB_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$t = 1 \dots T, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \delta_\varepsilon^2)$$

où  $\Delta PIB$  est la croissance du PIB réel,  $\Delta TE$  est le taux de variation des termes de l'échange,  $BAL/PIB$  la part de la balance budgétaire dans le PIB,  $DETTE/PIB$  la part de la dette publique dans le PIB, et  $\varepsilon_{i,t}$  les chocs sur le taux de variation des dépenses publiques (i.i.d avec moyenne 0 et variance  $\delta_\varepsilon^2$ ). Les spécifications de la régression (9) sont estimées avec deux méthodes : MCO et 2SLS-IV (en utilisant la croissance externe comme variable instrumentale pour la croissance interne comme pour la régression (7)).

Un problème avec les estimations MCO de la régression (8) est qu'elles ne pourraient fournir une mesure de l'effet de la qualité institutionnelle sur la cyclicité budgétaire que si la qualité institutionnelle est exogène par rapport à la politique budgétaire. Cependant, comme indiqué dans la partie revue de littérature, Frankel et al. (2013) suggère qu'il est possible qu'une corrélation négative entre cyclicité budgétaire et la qualité institutionnelle ne reflète que le fait que les politiques procycliques détériorent la qualité institutionnelle. Par exemple, des politiques procycliques pourraient augmenter le risque qu'une insoutenabilité de la dette publique puisse pousser en période de récession à l'expropriation de biens et à la répudiation de contrats avec des ingérences dans le système judiciaire. Dans ce cas, l'estimation du coefficient de la variable POLITY2 dans la spécification (8) nécessiterait une autre méthode d'estimation.

Pour remédier à l'endogénéité potentielle de la qualité institutionnelle, nous utilisons la méthode 2SLS-IV avec comme variable instrumentale la moyenne pondérée du niveau de l'état de droit dans les partenaires

commerciaux vers lesquels les exportations sont destinées (état de droit externe). La variable instrumentale ( $ETAT\_DE\_DROIT\_CLIENTS_i$ ) est définie comme suit :

$$ETAT\_DE\_DROIT\_CLIENTS_i = \frac{EXPORTS_i}{PIB_i} \cdot \sum_{j=1}^N \left( \frac{EXPORTS_{i,j}}{EXPORTS_i} \cdot ETAT\_DE\_DROIT_j \right)$$

où  $ETAT\_DE\_DROIT_j$  est une mesure de l'état de droit dans le pays  $j$  (tirée de la base de données WGI de la Banque Mondiale),  $EXPORTS_{i,j}$  représente l'exportations du pays  $i$  vers le pays  $j$  (en dollars US),  $EXPORTS_i$  représente les exportations totales pays  $i$  (en dollars US),<sup>17</sup> et  $EXPORTS_i/PIB_i$  mesure la part des exportations du pays  $i$  dans son PIB. Toutes les variables utilisées pour construire la variable instrumentale sont moyennées, pays par pays, pour la période 1995-2020.

---

<sup>17</sup> Le ratio  $EXPORTS_{i,j}/EXPORTS_i$  représente la part du pays  $j$  dans les exportations totales du pays  $i$