



BCEAO

BANQUE CENTRALE DES ETATS
DE L'AFRIQUE DE L'OUEST



COFEB

CENTRE OUEST AFRICAIN DE FORMATION
ET D'ETUDES BANCAIRES

Document d'Etude et de Recherche
N°COFEB/DER/2023/01

CYCLE FINANCIER ET POLITIQUE BUDGETAIRE DANS L'UEMOA

Yao Dossa TADENYO

Décembre 2023

Les avis exprimés engagent la responsabilité des seuls auteurs.



BCEAO
BANQUE CENTRALE DES ETATS
DE L'AFRIQUE DE L'OUEST



COFEB
CENTRE OUEST AFRICAIN DE FORMATION
ET D'ETUDES BANCAIRES

COFEB

Direction de la Recherche et des Partenariats

Document d'Etude et de Recherche

N°COFEB/DER/2023/01

CYCLE FINANCIER ET POLITIQUE BUDGETAIRE DANS L'UEMOA

Yao Dossa TADENYO

Décembre 2023

RESUME

Les cycles financiers jouent un rôle majeur dans les fluctuations macroéconomiques et créent ainsi des interactions étroites avec la politique budgétaire. En raison de ces interactions, les autorités en charge de la politique budgétaire devraient non seulement se préoccuper de la cyclicité de la production, mais également de celle des marchés financiers dans l'évolution des performances budgétaires. Ainsi, dans une perspective de gestion de politiques de stabilité macroéconomique et macroprudentielle, l'évolution des cycles financiers pourrait justifier une orientation contra-cyclique de la politique budgétaire.

A cet égard, la présente étude vise à explorer dans quelle mesure le comportement de la politique budgétaire est affecté par les cycles financiers des économies de l'UEMOA. De façon spécifique, elle tente d'apporter des réponses aux questions suivantes : les chocs de cycle financier impactent-ils la dynamique de la politique budgétaire dans l'Union ? Cet impact est-il contracyclique ou procyclique ? Est-il différent de celui exercé par le cycle réel ?

Pour répondre à ces questions, des analyses empiriques basées sur des modèles linéaires à équations uniques et vectoriels autorégressifs ont été menées à l'aide des données annuelles de panel de 1994 à 2022 des huit pays de l'UEMOA. Les résultats indiquent que les conditions financières comptent dans l'explication du comportement des politiques budgétaires nationales dans l'Union. En particulier, le cycle financier exercerait un effet procyclique sur la politique budgétaire. Cette procyclicité pourrait comporter des risques pour la gestion de la stabilité macroéconomique et financière.

Classification JEL : E32, E44, E62.

Mots clés : cycle financier, politique budgétaire.

I. INTRODUCTION

La crise financière de 2008 a suscité un grand intérêt de la recherche sur la façon dont les cycles financiers affectent les conditions macroéconomiques et la politique budgétaire (Soederhuizen et al., 2019). Cet intérêt est lié au rôle majeur joué de façon générale par les facteurs financiers dans les fluctuations macroéconomiques au cours des décennies récentes. Ils ont pris une si grande importance dans la macroéconomie moderne au point de devenir un élément clé de l'analyse des fluctuations macroéconomiques ainsi que des politiques budgétaires, monétaires et prudentielles (Borio, 2014). L'épisode de la crise financière de 2008 et la grande récession qu'elle a entraînée constituent une illustration convaincante du rôle crucial des facteurs financiers dans la macroéconomie moderne (Ferraresi et al., 2015).

A l'analyse, ce rôle clé des marchés financiers est lié aux interactions étroites qu'ils entretiennent avec la dynamique macroéconomique et les effets des politiques budgétaires. En effet, à la suite de la crise financière, de nombreux pays ont vu leur dette publique s'alourdir et leur soutenabilité budgétaire compromise, même dans des cas où des politiques budgétaires prudentes ont été auparavant suivies. En outre, les finances publiques se sont fortement détériorées, réduisant ainsi la capacité de l'Etat à mettre en œuvre des politiques anticycliques ou à mettre en place un plan de sauvetage pour le système bancaire (Borio et al., 2016).

En étendant l'horizon d'analyse aux trois dernières décennies, il apparaît que les cycles des marchés financiers affectent la situation budgétaire des Etats et réciproquement, les finances publiques peuvent faire courir un risque d'instabilité au système financier. En d'autres termes, les tensions budgétaires peuvent à la fois refléter et provoquer des crises bancaires. En effet, la littérature (Cf. par exemple, Reinhart et Rogoff, 2009 ; 2013 ; Jorda et al., 2013 ; Laeven et Valencia, 2013 ; Ball, 2014, etc.) indique que les crises bancaires ou financières ont engendré de profondes récessions et une atonie de la croissance sur plusieurs années ainsi qu'une détérioration des performances des finances publiques. Dans le sens inverse, lorsque lesdites performances sont médiocres, elles peuvent constituer des vulnérabilités pour les institutions financières et faire courir un risque macroprudentiel potentiel si une part importante de la dette publique est détenue par les institutions financières. Ce risque procéderait principalement par la fragilité des bilans des institutions financières (Das et al., 2010 ; CGFS, 2011 ; Jorda et al., 2016).

Au regard de l'influence mutuelle des risques financiers et des risques budgétaires, les autorités en charge de la politique budgétaire devraient non seulement se préoccuper de la cyclicité de la production, mais également du rôle des facteurs financiers dans l'évolution des performances budgétaires. Une gestion prudente des finances publiques serait nécessaire (Cf. Obstfeld, 2014). En particulier, il conviendrait de constituer des réserves suffisantes pendant les phases d'expansion du cycle financier où la tentation est grande de mener une politique budgétaire expansive favorisée par la tolérance à l'endettement. Ce qui suppose également d'analyser l'influence des risques financiers et budgétaires en temps « *normal* ». En effet, la littérature existante met largement l'accent sur les implications des crises financières pour la politique budgétaire, laissant peu explorées les interactions entre les risques financiers ou les risques budgétaires en temps « *normal* ».

Les facteurs financiers joueraient également en temps « *normal* », ie. en dehors des épisodes de turbulences financières, un rôle dans la détermination des résultats budgétaires qu'il est important de mieux comprendre dans une perspective de gestion de la stabilité macroéconomique et financière. Comme le notent Bénétrix et Lane (2010), « *les facteurs financiers affectent les performances budgétaires, au-delà de leur influence sur le cycle de*

production ». A cet égard, il serait pertinent, dans le contexte de l’UEMOA, de connaître la nature (*procyclique ou contracyclique*) de l’impact des chocs budgétaires induits par les facteurs financiers. En situation de procyclicité, les déséquilibres macroéconomiques pourraient se trouver amplifiés au gré des évolutions du marché financier sous-régional. En effet, dans l’hypothèse d’une procyclicité, le resserrement de la politique budgétaire pendant une phase de récession ou son assouplissement pendant une phase d’expansion de l’activité pourrait aggraver la récession ou conduire à une surchauffe de l’économie, respectivement. Il pourrait en résulter un affaiblissement de la capacité d’intervention des Etats de l’Union. Aussi, dans le scénario de politiques budgétaires contracycliques, il demeure que la volatilité des variables budgétaires induite par les facteurs financiers constitue une difficulté à surmonter par les autorités budgétaires. Ainsi, les changements de la taille des multiplicateurs budgétaires le long du cycle de crédit pourraient rendre ardue la conception de politiques budgétaires optimales au cours du cycle (Bénétrix et Lane, 2011).

Ces préoccupations liées à l’impact des facteurs financiers sur les performances budgétaires et à la variabilité des multiplicateurs budgétaires suivant les phases du cycle financier seraient également pertinentes dans le contexte de l’UEMOA. En effet, le cycle financier pourrait influencer la politique budgétaire en empruntant des canaux directs (emprunts auprès des banques ou émissions d’obligations sur le marché sous-régional auxquelles les banques souscrivent) ou indirects (via le lien entre le cycle de crédit et la production ainsi que ses répercussions sur le budget de l’Etat). En outre, le contexte d’union monétaire confère *de facto* à la politique budgétaire nationale le rôle de principal instrument de stabilisation pour répondre aux chocs spécifiques. Aussi, ce contexte soumet-il le comportement des autorités budgétaires à une discipline visant à assurer la cohérence de l’Union à travers le bridage des positions budgétaires dans un co-mouvement afin d’assurer une plus grande efficacité de la politique monétaire commune. Cette cohérence n’est pas indépendante de la conduite cyclique des politiques budgétaires nationales individuelles au sein de l’Union. En effet, une orientation anticyclique des politiques nationales serait favorable à la stabilité macroéconomique. En revanche, leur procyclicité contribuerait à une amplification des différences entre les positions macroéconomiques nationales, peu synchrones dans l’Union du fait de facteurs structurels (BCEAO, 2012) ou de l’existence de chocs spécifiques qui déterminent largement l’activité (Tadenyo, 2021.a).

Dans une perspective de gestion de politiques de stabilité macroéconomique et macroprudentielle, il serait nécessaire de connaître les facteurs qui influencent l’efficacité de la politique budgétaire dans les économies de l’Union. En particulier, dans la mesure où les cycles financiers peuvent être une source de volatilité budgétaire, il serait important de comprendre leur impact sur les positions budgétaires nationales. Par ailleurs, au regard de la synchronicité des cycles financiers entre les pays de l’Union¹ contrastant avec la dispersion des cycles réels, il conviendrait de s’interroger sur la relative symétrie de cet impact sur les économies nationales.

La présente étude explore le rôle des cycles financiers dans l’explication du comportement cyclique de la politique budgétaire dans l’UEMOA en tentant d’apporter une réponse aux questions ci-après. Les chocs du cycle financier exercent-ils un effet significatif sur la dynamique à court terme de la politique budgétaire ? Cet effet est-il contracyclique ou procyclique ? Est-il différent de celui exercé par le cycle économique ?

Son intérêt est multiple et se situe au moins à trois niveaux principaux. En premier lieu, la littérature disponible sur l’UEMOA n’aborde pas les interactions entre les cycles financier et budgétaire. A notre connaissance, la présente étude apparaît comme une pionnière dans l’analyse de l’impact des phases des cycles financiers sur la politique budgétaire dans

¹ Cf. Tadenyo (2021.b).

l'Union. A ce titre, l'étude enrichit la littérature existante relative au rôle des facteurs financiers dans les fluctuations macroéconomiques. En particulier, elle contribue à la littérature liée à l'impact des cycles financiers sur la politique budgétaire en fournissant des résultats liés au contexte de l'UEMOA.

En second lieu, au-delà de l'identification des déterminants des déséquilibres budgétaires dans l'UEMOA qu'elle permet, l'étude contribuerait à l'amélioration de l'efficacité des interventions des autorités budgétaires dont l'importance est cruciale pour la stabilité macroéconomique et financière. Dans un contexte d'union monétaire (la politique budgétaire étant le principal instrument à disposition des autorités nationales pour adresser les chocs spécifiques), une meilleure efficacité de la politique budgétaire devrait permettre de suppléer aux limites de la politique monétaire unique qui obligeraient les autorités à utiliser des mesures non conventionnelles. A l'inverse, une faible efficacité des finances publiques pourrait constituer une source d'instabilité financière. Ce sera le cas, par exemple, si cette faible efficacité compromet la solidité des bilans des institutions financières détenant des montants importants de dette publique que les Etats ont des difficultés à honorer. Ainsi, l'étude met en exergue le rôle des cycles financiers dans le comportement de la politique budgétaire laissant ainsi envisager les influences variables que pourraient avoir les chocs budgétaires sur l'économie réelle dépendamment de l'état des marchés du crédit. En l'occurrence, ces résultats pourraient servir de base à la mise en œuvre de politiques d'atténuation des effets négatifs du cycle du crédit et de ses canaux de propagation à l'économie réelle.

Le reste du document est structuré comme suit. A la suite de cette introduction, une revue succincte de la littérature est présentée à la section II. La section suivante est consacrée à une analyse des faits stylisés relatifs aux comportements et aux résultats de la politique budgétaire des Etats, en liaison avec l'évolution du cycle financier dans l'UEMOA. La section IV présente la démarche méthodologique suivie pour les analyses économétriques et les données utilisées à cet effet. La section V porte sur le commentaire et l'interprétation des résultats obtenus. La dernière section est dédiée à la conclusion de l'étude.

II. REVUE DE LA LITTERATURE

La revue de la littérature présentée dans cette section porte sur les canaux de transmission de l'impact des facteurs financiers sur la politique budgétaire et les travaux empiriques y relatifs. En outre, elle explore les indicateurs de mesure d'orientation de politique budgétaire et de position de cycle financier.

2.1. Les canaux de transmission de l'impact des facteurs financiers sur la politique budgétaire

L'intuition d'explorer le lien entre le cycle financier et la politique budgétaire naît des travaux traitant de l'impact du cycle financier sur le cycle réel ou celui du cycle réel sur les finances publiques. La riche littérature inhérente à ces travaux reconnaît que les mesures du cycle de production utilisées se trouvent limitées pour capter toutes les sources de la volatilité budgétaire (Bénétrix et Lane, 2011). Ce constat, combiné à la sensibilité des résultats budgétaires aux facteurs financiers mise en évidence par la crise financière de 2007-2008, a suscité l'hypothèse selon laquelle le cycle financier affecte le comportement des variables budgétaires.

Le lien entre les variables budgétaires et les facteurs financiers est supposé transiter principalement par deux canaux. La mise en évidence de ces canaux de transmission fournit un cadre théorique à la relation entre les cycles financiers et la politique budgétaire,

notamment en ce qui concerne la façon dont les facteurs financiers influencent la capacité budgétaire de l'Etat (Guedes et al., 2023). La grandeur et l'effectivité de cette capacité budgétaire sont déterminantes pour le rôle de stabilisation joué par la politique budgétaire. En effet, à travers les interventions stabilisatrices, l'Etat influence les cycles réel et financier, en utilisant notamment des leviers de dépenses et de fiscalité (Davidson, 2017 ; Skidelsky, 2018). Quant aux effets du cycle financier sur la politique budgétaire, ils pourraient emprunter deux canaux principaux : ceux relatifs aux conditions de crédit et ceux portant sur les prix des actifs sur le marché intérieur.

2.1.1. Les canaux de conditions de crédit

Les conditions de crédit procèdent des mécanismes de transmission microfinanciers (le « canal de bilan bancaire ») et macrofinanciers sous-jacents (Tadenyo, 2021.b). A travers ces mécanismes, les conditions de crédit affecteraient d'abord la perception des risques nationaux et étrangers qui détermine l'évolution de la disponibilité du crédit et des flux de capitaux. Une aversion au risque plus faible encourage l'offre de crédit et l'entrée des capitaux. La hausse de l'activité qui en découle est favorable aux comptes publics (et vice versa). En d'autres termes, il existerait une procyclicité entre la disponibilité du crédit et les flux de capitaux et les comptes publics (Guedes et al., 2023). Ainsi, la capacité budgétaire de l'Etat augmenterait en périodes d'expansion du cycle financier et s'affaiblirait dans ses phases de contraction. En général, dans une situation d'aversion au risque relativement plus faible et d'assouplissement des conditions monétaires, la disponibilité du crédit s'améliore.

Une extension de l'analyse dans un cadre d'économie ouverte, intégrée à l'économie mondiale, laisse entrevoir une augmentation de la disponibilité du crédit susceptible de favoriser des entrées de capitaux et l'apparition de déficits courants². La disponibilité accrue du crédit alimente une absorption domestique plus élevée. En effet, l'amélioration des conditions de financement promeut les dépenses des ménages et les investissements des entreprises. La corrélation positive entre l'accroissement de l'absorption et la hausse des impôts indirects établit un lien positif entre l'amélioration des conditions de crédit et les recettes fiscales. Aussi, une grande disponibilité du crédit participerait-elle à un renforcement de la position budgétaire de l'État (Aramendía et Raciborski, 2015). Il est également attendu une augmentation du prix relatif des biens non échangeables qui s'explique par la montée des pressions inflationnistes ainsi que l'appréciation du taux de change réel.

Mais, ces évolutions ne durent pas. La dissipation progressive de la myopie du marché financier, notamment en ce qui concerne la capacité des emprunteurs à honorer leurs engagements, contribue à un tarissement des flux d'investissement transfrontaliers et à une modification de leur direction. La phase de boom du crédit prend fin avec l'inversion du cycle du crédit. Cette situation contraint à une diminution des niveaux de déficit courant. Les mesures de sauvetage des autorités budgétaires en faveur des ménages et des entreprises pourraient être nécessaires en fonction de la sévérité des effets de l'inversion du cycle de crédit. En tout état de cause, le sauvetage est possible si la capacité budgétaire de l'Etat pendant la phase de boom n'est pas érodée du fait d'une politique budgétaire procyclique (Guedes et al., 2023).

² L'apparition de déficits des comptes courants pendant la phase d'expansion peut également être liée à des canaux indirects qui relient le cycle financier mondial aux cycles des prix des produits de base et aux mouvements du taux de change réel pour les petites économies ouvertes, comme le Brésil. Pendant la phase de boom, il y a une demande mondiale plus élevée pour les matières premières (y compris via les dérivés financiers), ce qui augmente les prix des matières premières en dollars. Dans le même temps, le dollar se déprécie en termes nominaux et, éventuellement, en termes réels. Selon la structure productive du pays et le commerce international, le compte courant peut s'améliorer ou se détériorer (condition de Marshall-Lerner). L'inverse se produit pendant la phase de repli.

2.1.2. Les canaux de transmission par les prix des actifs financiers

Le second canal via lequel transitent les effets du cycle financier sur la capacité budgétaire d'un Etat est celui des prix des actifs. Les variations de ceux-ci affecteraient les bilans des ménages et des entreprises. L'effet subi par les bilans se répercuterait directement sur les recettes budgétaires de l'État via les impôts directs sur les gains/pertes en capital et les variations de la consommation et de l'investissement (impôts indirects). En outre, l'influence des variations des prix des actifs sur le volume des transactions aboutirait à un impact similaire sur le budget de l'État. Néanmoins, un effet indirect pourrait également se manifester et procéder de la répercussion des variations des prix des actifs sur la richesse nette des agents. Une modification des décisions de consommation et d'investissement pourrait en découler suivant les prédictions du cadre d'accélérateur financier de Ben Bernanke et al. (1999) et impacter les comptes publics. En effet, en raison des effets procycliques de la prime et des coûts de financement externe, l'effet indirect des variations des prix des actifs amplifiera les chocs sur l'activité économique, plus particulièrement dans les périodes de récession.

En considérant le cas spécifique de la bulle des prix des actifs immobiliers, Aramendía et Raciborski (2015) affirment que lorsque l'activité de construction augmente, elle entraîne une hausse des recettes publiques provenant de la taxation de la valeur ajoutée et stimulerait les bénéfices et les salaires des entreprises du secteur. Ainsi, à mesure que les prix de l'immobilier montent, une augmentation des achats et des ventes de propriétés s'accompagne de celle des revenus liés à la taxation de ces transactions et des recettes issues des impôts sur la propriété et sur la fortune. Il en découle également une stimulation de la consommation privée. Toutefois, la dynamique de ces suppléments de recettes publiques est transitoire et disparaît une fois que la bulle se dégonfle ie., lorsque les prix des actifs retrouvent leurs valeurs fondamentales.

A l'opposé de la phase du boom du cycle financier où l'Etat amasse des revenus, durant la contraction, des effets inverses émergent auxquels s'ajoutent parfois des coûts de sauvetage des institutions financières devenues insolubles en raison de l'inversion du cycle du crédit et de la détérioration des prix des actifs. En particulier, l'Etat apporte son soutien financier aux institutions financières et non financières considérées comme trop grandes pour faire faillite (scenario de « *too big to fail* »). Ce soutien intègre aussi bien des subventions, des réductions d'impôts et la recapitalisation de banques et d'entreprises. Ces interventions destinées à sauver le système financier mobilisent des ressources budgétaires importantes. Or, durant la période de contraction du cycle, la faiblesse de l'activité tire le niveau des impôts collectés vers le bas alors que l'Etat est appelé au même moment à concéder à des réductions d'impôts et des exonérations afin de soulager les agents économiques. Cette combinaison pèse sur les comptes publics et réduit la capacité de l'Etat, en particulier s'il désire adopter des mesures anticycliques de relance de l'économie via le financement des investissements publics.

Il peut en découler un alourdissement de la dette publique et une fragilisation des portefeuilles des banques privées requérant une augmentation de leurs besoins en capital (Blanchard, 2014). Cette influence du cycle financier sur la dette publique à court terme pourrait entamer à une plus longue échéance la viabilité budgétaire de l'Etat (Borio et al., 2016).

Une abondante littérature a abordé les influences mutuelles des crises financières et des crises budgétaires (Cf. par exemple, Reinhart et Rogoff, 2009 ; Honohan et Klingebiel, 2003 ou Reinhart et Sbrancia, 2011). La revue empirique liée à la présente étude mettra l'accent sur les travaux qui permettent de comprendre comment les facteurs financiers influencent les performances budgétaires en dehors des périodes de crise.

2.2. Les analyses empiriques du lien entre les facteurs financiers et la politique budgétaire

Les travaux explorant l'existence d'un lien entre les facteurs financiers et les cycles budgétaires se sont orientés dans deux directions principales. Une partie de cette littérature s'est concentrée sur la relation directe entre les cycles financiers et les cycles budgétaires ou les performances budgétaires. La seconde partie s'est intéressée à l'analyse de l'impact des cycles financiers sur les multiplicateurs budgétaires.

2.2.1. Les travaux explorant la relation entre les cycles financiers et les cycles budgétaires ou les performances budgétaires

Plusieurs travaux basés sur des spécifications économétriques, des plus simples aux plus sophistiquées, ont exploré l'impact des facteurs financiers sur la politique budgétaire et ont rapporté l'existence d'un impact significatif. Les résultats des investigations empiriques sur les déterminants des variations des soldes budgétaires menées par Tujula et Wolswijk (2004), par exemple, vont dans ce sens. Ceux-ci trouvent que dans le contexte des économies de la zone euro, ces variations seraient façonnées par le cycle budgétaire initial, l'entrée dans l'Union Economique et Monétaire (UEM) et l'évolution des prix des actifs. Les performances budgétaires seraient influencées par les prix des actifs (des marchés boursiers et de l'immobilier). Mais, leurs effets seraient limités en temps normal.

Les prix de ces actifs peuvent d'ailleurs faire peser des risques sur le budget de l'Etat (Eschenbach et Schuknecht, 2004). Ces risques procéderaient de la non-prise en compte de l'impact des variations des prix des actifs sur les recettes fiscales et les dépenses publiques dans les méthodes standard d'ajustement cyclique. Des biais de déficit et d'endettement pourraient émerger en raison des effets asymétriques aux cycles d'expansion-récession des marchés financiers, notamment celui de l'immobilier. Eschenbach et Schuknecht (2004) mettent en évidence le rôle des prix des actifs dans les détériorations du solde budgétaire, notamment au Royaume-Uni et en Suède du début des années 1990. Ces résultats ont été confirmés par Budina et al. (2015). En effet, ceux-ci soutiennent que les cycles financiers, notamment les cycles des prix des actifs, ont un impact significatif sur les performances budgétaires. La croissance du PIB réel réagit de façon positive et significative à la suite d'un choc sur la croissance des prix immobiliers réels. L'impact sur la dette publique est négatif et significatif. En outre, les cycles des prix immobiliers entraînent un biais d'endettement³ nettement plus important comparé à celui des cycles économiques considérés isolément. Ce biais de la dette reste important et significatif lorsque sont pris en compte des facteurs monétaires et de l'offre ainsi que de l'interaction dynamique avec la croissance du PIB réel ou la dette publique. Par ailleurs, leurs résultats indiquent une asymétrie dans la réponse du ratio de la dette publique aux chocs sur les prix des logements et elle persiste quelle que soit la position du cycle économique. En raison de la cyclicité caractérisant les prix des actifs immobiliers, une négligence de l'impact direct et indirect des prix des actifs sur les comptes budgétaires encouragerait les politiques budgétaires procycliques.

Bénétrix et Lane (2011) soutiennent également le rôle du cycle financier dans le comportement du cycle budgétaire. Sur la base des résultats obtenus à partir des données d'un panel de 52 économies avancées et émergentes de marché au cours de la période 1980-2007, ils indiquent que les déficits des comptes courants seraient déstabilisants sur le plan budgétaire. Toutefois, les booms du crédit sont associés à des améliorations du solde budgétaire corrigé des variations cycliques. En raison du rôle des facteurs financiers dans la détermination des résultats budgétaires, la surveillance des positions budgétaires devrait

³ Il est défini comme « une tendance de la dette à augmenter au cours du cycle financier ».

donc prendre en compte à la fois le cycle réel et le cycle financier. En outre, la possibilité que les cycles financiers déstabilisent la position budgétaire pourrait constituer une motivation supplémentaire pour des politiques préventives susceptibles de limiter l'impact macroéconomique de la volatilité financière.

Dans une analyse conduite au niveau individuel des pays d'Amérique latine⁴, Alberola et al. (2016) trouvent que la position budgétaire de ceux-ci compte au moins deux déterminants possibles : les conditions de financement et les règles budgétaires. En effet, des règles budgétaires largement adoptées dans la sous-région au cours des deux dernières décennies auraient été associées à de meilleures performances budgétaires en termes de stabilisation macroéconomique. Toutefois, les conditions de financement se sont également avérées être un moteur clé de l'orientation budgétaire dans la sous-région dans la période récente. Les périodes de détérioration des conditions de financement coïncideraient avec celles des conditions économiques difficiles. Au cours des périodes de restriction de financement, la politique budgétaire serait limitée tandis qu'à l'opposé, une prodigalité budgétaire est observée. Ainsi, la politique budgétaire dans la sous-région s'avérerait globalement procyclique et déterminée par l'évolution des conditions de financement.

Cette procyclicité est également notée par Guedes et al. (2023) dans l'exploration du lien entre les cycles budgétaires et financiers. Ils font état de l'existence d'une relation explicite entre la performance budgétaire du Brésil et la vulnérabilité du pays au cycle financier au cours de la période 1997-2018. La procyclicité de la relation laisse entrevoir la possibilité d'une aggravation des déséquilibres macroéconomiques et d'un affaiblissement de la capacité du gouvernement à répondre aux crises lorsque les dynamiques financières deviendront défavorables. Ainsi, la mise en œuvre de la politique budgétaire brésilienne devrait tenir compte non seulement du comportement cyclique de la production, mais aussi de son rôle dans la minimisation des facteurs financiers. Dans cette optique, la mise en place des règles de politique budgétaire destinées à prendre explicitement en considération les facteurs financiers pourrait être pertinente.

Des canaux potentiels d'interaction entre les conditions financières et budgétaires ont également fait l'objet d'investigations empiriques en considérant des données des économies du G5. Magkonis et Tsopanakis (2016), par exemple, examinent un ensemble d'indices de stress financier et budgétaire comme proxys de la détresse financière et budgétaire. Ils montrent l'existence d'une forte interdépendance entre les tensions financières et budgétaires et celle-ci aurait augmenté après la crise financière de 2007-2008. Ainsi, en raison de la dimension internationale de cette interdépendance, les conditions financières et l'orientation budgétaire de certaines économies pourraient affecter celles des autres. Cette situation rend nécessaire la mise en place d'une coordination politique mondiale.

De même, l'analyse des interactions entre les déséquilibres financiers et macroéconomiques au niveau international conduite par Adarov (2021) aboutit à des résultats similaires. Il constate, à partir des données de 24 pays sur la période 1998-2012, que les cycles financiers joueraient un rôle important dans la formation des déséquilibres macroéconomiques. Par conséquent, une politique budgétaire devrait aussi bien tenir compte du caractère cyclique de la production que de son rôle dans la minimisation des facteurs financiers. En effet, les expansions seraient associées à une surchauffe économique et une baisse des ratios de la dette publique/PIB. En outre, les déséquilibres financiers appelleraient une réponse différenciée suivant les catégories de pays. Dans les économies basées sur les banques, les désalignements financiers recommanderaient une

⁴ L'échantillon porte sur l'Argentine, le Brésil, le Chili, la Colombie, le Costa Rica, le Mexique, le Pérou et l'Uruguay.

réponse plus profonde et plus rapide des cycles économiques, mais douce et persistante dans les économies basées sur le marché, avec une plus grande importance pour la dynamique du compte courant et de la dette publique. Les pays à dette publique élevée révèlent des effets beaucoup plus marqués sur l'orientation budgétaire et les trajectoires de l'écart de production.

2.2.2. Les travaux empiriques relatifs à l'analyse de l'impact des cycles financiers sur les multiplicateurs budgétaires

A l'opposé des investigations sur le lien direct entre les cycles financiers et les cycles budgétaires, d'autres travaux se sont intéressés à l'analyse des performances budgétaires le long du cycle de crédit. Andrés et al. (2015), par exemple, explorent la taille des multiplicateurs de dépenses publiques en prenant en compte différents niveaux d'endettement des ménages. Leurs résultats relèvent que la taille des multiplicateurs des dépenses publiques diminue à mesure que les conditions financières se détériorent. En outre, les multiplicateurs de l'emploi ressortent plus importants en période de resserrement du crédit.

De même, Afonso et al. (2011) affirment que la taille des multiplicateurs budgétaires varie suivant le degré de stress financier observé aux États-Unis, au Royaume-Uni, en Allemagne et en Italie, au cours de la période 1980:4-2009:4. L'application d'un cadre non linéaire avec changement de régime permet de tenir compte de la capacité de relance économique de la politique budgétaire et de l'observation d'une faiblesse de croissance de la production ou des récessions durant les périodes de tensions financières. Dans la majorité des cas, la croissance économique réagirait positivement à un choc budgétaire, dans les deux régimes définis par l'indice de stress financier. En outre, les tensions financières exerceraient un effet négatif sur la croissance de la production et augmenteraient le ratio dette publique/PIB. Par ailleurs, la taille des multiplicateurs budgétaires varie d'un pays à un autre et dans le temps, en raison des conditions initiales différentes déterminées par des niveaux de tensions financières, d'endettement public et de comportement de politique monétaire différents. Cette conclusion rejoint celle de Ferraresi et al. (2015). Ils montrent que les multiplicateurs budgétaires sont significativement différents et varient dans les deux régimes définis en fonction de l'état du marché du crédit américain. La taille des multiplicateurs budgétaires serait supérieure à l'unité sous le régime de crédit restrictif et ressortirait relativement plus faible et souvent inférieure à l'unité dans le régime de crédit « *normal* ». Selon les auteurs, l'état du marché de crédit devrait être pris en compte dans la conception des interventions de politique budgétaire. En effet, lorsque les conditions de financement des activités de production et d'investissement des entreprises sont serrées, des politiques budgétaires expansives pourraient être envisagées dans la mesure où elles seraient très efficaces pour stimuler la demande et la production globales, et donc assouplir les contraintes financières des entreprises. Cependant, lorsque les conditions de financement s'avéreraient relativement plus accommodantes (avec des fonds financiers abondants et des taux d'intérêt bas pour les crédits aux entreprises), il serait judicieux d'implémenter des mesures d'assainissement budgétaire destinées à contrôler la dynamique de la dette publique. En cohérence avec ces attentes, la réaction de la production aux chocs de politique budgétaire est plus forte et plus persistante lorsque l'économie est en régime de crédit restrictif.

A un niveau d'échelle plus large comme celui des économies de l'OCDE, Borsi (2018) note également des différences entre les multiplicateurs budgétaires suivant les phases du cycle de crédit. Ainsi, pendant les épisodes de resserrement du crédit, les politiques budgétaires expansives apparaissent associées à d'importants multiplicateurs et l'augmentation des dépenses favorise également la croissance économique pendant les périodes d'expansion

rapide du crédit, quoique dans une moindre mesure. En revanche, les mesures d'austérité budgétaire, considérées dans les différentes phases du cycle de crédit, n'ont pratiquement aucun impact sur le PIB réel. Les multiplicateurs de la consommation privée, des exportations nettes, du chômage et la faible réaction de l'investissement privé lors de la crise du crédit suggèreraient que les politiques budgétaires pourraient être plus efficaces si les dépenses publiques étaient directement ciblées pour réparer et renforcer les bilans du secteur privé. Ce qui permettrait de raviver la confiance des marchés et de stimuler la reprise économique. En termes de politique de stabilisation, la poursuite de l'efficacité des mesures politiques requiert que la dynamique du marché du crédit soit prise en compte au-delà des phases d'un cycle économique.

Les travaux de Soederhuizen et al. (2019) soutiennent également la littérature postulant l'impact du cycle financier sur la politique budgétaire, en général, et à celle liée à la dépendance des multiplicateurs budgétaires des différents états du cycle financier, en particulier. Selon eux, les multiplicateurs de l'investissement public seraient fortement influencés par l'état du cycle financier. Ils apparaîtraient négatifs dans les phases d'expansion, alors qu'en période de ralentissement, ils sont positifs. En d'autres termes, l'investissement public devient nettement plus efficace dans la phase de repli du cycle financier comparé à sa phase d'expansion.

En somme, les facteurs financiers affecteraient le comportement de la politique budgétaire ou influenceraient l'efficacité avec laquelle les mesures de celle-ci impactent l'activité économique. Au-delà de la compréhension de la manière dont les cycles financiers interagissent avec la politique budgétaire, cette revue des travaux empiriques offre également de précieuses indications pour l'adoption d'une approche méthodologique dans le cadre de la présente étude. En particulier, la revue de la littérature aide à sélectionner les indicateurs pertinents pour appréhender l'orientation budgétaire et pour mesurer les cycles.

2.3. Indicateurs de position budgétaire

L'orientation ou la position de la politique budgétaire n'a pas de définition univoque. Selon une acception, « *la position budgétaire d'un gouvernement fait référence à l'impact de son niveau de dépenses et de fiscalité sur la demande globale et la croissance économique* »⁵. Selon Oxford Reference⁶, la position budgétaire s'entend comme « *la tendance des politiques fiscales et de dépenses intégrées dans le budget d'un gouvernement à faire croître ou à contracter l'économie* ». La position budgétaire peut être excédentaire, déficitaire ou neutre. Un Etat qui augmente les impôts et dont le budget présente un excédent est dans une position budgétaire excédentaire ou déflationniste. Ce qui correspond à une consolidation fiscale. A l'opposé, lorsque du fait de l'accroissement des dépenses de l'Etat, le budget ressort déficitaire, l'orientation est dite déficitaire et est censée avoir un impact expansif. L'orientation budgétaire rendrait compte des efforts des autorités budgétaires nationales pour assurer la discipline budgétaire (Canale et al., 2021). Ainsi, lorsqu'une position budgétaire est saine, elle est susceptible d'assurer une stabilisation macroéconomique (Directorate-General for Economic and Financial Affairs, 2006 ; Anderson et Minarik, 2006). Le lien du concept avec la discipline budgétaire a conduit à son usage pour évaluer la mesure dans laquelle les autorités respectent l'orthodoxie budgétaire. Ce qui autorise l'utilisation du concept pour mesurer « *les décisions budgétaires discrétionnaires du gouvernement en ce qui concerne la stabilisation de l'économie* » (Zoppè et Gotti, 2021).

⁵ <https://www.economicshelp.org/blog/glossary/fiscal-stance/>

⁶ <https://www.oxfordreference.com/display/10.1093/oi/authority.20110803095820262>

Toutefois, à l'instar de sa définition multiforme, la position budgétaire est évaluée à travers plusieurs indicateurs.

Tableau 1 : Indicateurs de mesure de la position budgétaire

Indicateurs	Travaux basés sur les indicateurs
Dépenses et recettes publiques générales	Von Hagen, 2010.
Dépenses publiques primaires	Ilzetzi et Végh, 2008 ; Guedes, 2023.
Dépenses publiques totales	Ilzetzi et Végh, 2008 ; Borsi, 2018 ⁷ .
Dépenses publiques réelles du gouvernement central	Bénétrix et Lane, 2013.
Solde global des administrations publiques	Bénétrix et Lane, 2013.
Solde global des administrations publiques corrigé des variations conjoncturelles	Bénétrix et Lane, 2013.
Solde budgétaire primaire ou total des administrations publiques	Tujula et Wolswijk, 2004 ; Alberola et al., 2016.
Consommation publique	Ilzetzi et Végh, 2008 ; Ferraresi et al., 2015.
Dettes publiques nettes ou brutes	Alt et Lassen, 2006 ; Roubini et Sachs, 1989 ; Bénétrix et Lane, 2013.

Quelle que soit la définition de l'orientation budgétaire, un accent devrait être mis sur les indicateurs qui sont sous le contrôle direct des autorités budgétaires tels les dépenses publiques ou leurs composantes ainsi que les taux d'imposition. A cet effet, en s'inspirant de la littérature, les dépenses réelles du gouvernement central et la consommation réelle des administrations publiques apparaissent comme les principales variables d'intérêt. En effet, comme le soulignent Ilzetzi et Végh (2008), le choix de la mesure des dépenses publiques fait l'objet d'un compromis. Une mesure via les dépenses du gouvernement central est plus inclusive parce qu'elle intègre les dépenses de toutes administrations publiques (centrales et locales, cependant elle comprend davantage de catégories de dépenses, telles que les investissements et les transferts publics, mais également les paiements d'intérêts. Ce qui rend cette mesure plus « *bruyante* ». Les travaux orientés vers le caractère cyclique de la politique budgétaire s'appuient sur les dépenses réelles du gouvernement central (par exemple, Kaminsky et al., 2004 ; Alesina et al., 2008), tandis que ceux explorant l'efficacité de la politique budgétaire des pays à revenu élevé se basent sur la consommation publique ou sur une combinaison de consommation publique et d'investissement (par exemple, Blanchard et Perotti, 2002 ; Perotti, 2005).

En complément, certains soldes budgétaires clés (le solde global des administrations publiques ou le solde global des administrations publiques corrigé des variations conjoncturelles, par exemple) clés ont été également examinés dans la littérature pour évaluer la mesure dans laquelle un gouvernement central respecte sa propre contrainte budgétaire relativement aux recettes qu'il collecte. Dans cette perspective, la mesure de l'orientation de la politique budgétaire est souvent basée sur le solde global. Lorsque cet indicateur est négatif (positif), la position de la politique budgétaire est considérée comme expansive (restrictive). Ainsi, l'impact négatif des impôts et autres recettes sur la demande

⁷ Les dépenses publiques sont calculées en termes de somme des dépenses de consommation publique et de la formation brute de capital fixe du gouvernement.

globale est plus que compensé par les effets positifs des dépenses gouvernementales. Une analyse de la dynamique du solde global rapporté au PIB est riche d'enseignements car elle apporte une indication de l'impact changeant du secteur public sur l'économie. Cependant, cet indicateur reste limité pour évaluer l'impact des mesures budgétaires sur d'autres variables clés comme la croissance, l'orientation monétaire ou la soutenabilité de la politique budgétaire. Aussi, il reste muet sur l'éventail d'éléments qui composent les opérations de l'Etat, notamment la manière dont le déficit est financé, et les facteurs qui influencent l'effet de la politique budgétaire. Or, pour mieux évaluer l'impact de la politique budgétaire sur l'offre de l'économie, des indications sur la structure sont importantes et ne peuvent être apportées par de simples indicateurs. En cas de besoin d'un ajustement budgétaire structurel par exemple, il conviendrait de savoir sur quels leviers (impôts vs. dépenses publiques) s'appuyer et selon quel dosage⁸. Au regard de ces insuffisances du solde global, il serait par conséquent approprié de mesurer l'orientation de la politique budgétaire par plusieurs indicateurs.

2.4. Indicateurs de mesure du cycle financier

Les cycles financiers partagent avec la position budgétaire le trait commun de n'avoir pas de définition unique ou d'approche unique pour leur mesure. Toutefois, quelle que soit la façon dont ils sont définis, ils reflètent l'instabilité du système financier à travers une succession de phases d'expansion et de récession induite par l'accumulation et la correction des déséquilibres sur les marchés financiers, dépendamment des perceptions du risque, des conditions de liquidité et d'autres facteurs liés à l'offre ou la demande.

Plusieurs méthodes ont été utilisées pour mesurer les cycles financiers. La plus courante utilise des techniques de filtrage ou d'analyse des points tournants dans la série (Hardy et Pagan, 2002 ; Classens et al., 2011 ; Borsi, 2018) à l'aide de l'algorithme développé par Bry et Boschan (1971). Mais, ces approches auraient du mal à identifier les épisodes pertinents d'augmentation rapide de l'endettement du secteur privé, sur la période récente en raison de la dominance de crise financière de 2008. Ainsi, Budina (2015) propose une méthode dite « *approche épisodique* » basée sur le comportement des variables financières par rapport à un indice de référence. Elle consiste à considérer une baisse (une augmentation) d'une variable représentative donnée du marché financier de plus d'un écart type en dessous (au-dessus) de la moyenne spécifique au pays pendant au moins trois trimestres consécutifs comme un épisode de ralentissement (un épisode de reprise). D'autres travaux sur la même problématique utilisent l'indice de stress financier développé par le Fonds Monétaire International (Cf. Afonso et al., 2011) ou l'indice de cycle financier de la Banque des Règlements Internationaux (Cf. Soederhuizen et al., 2019). Mais, ces indicateurs ne sont pas disponibles pour tous les pays. Ce qui justifie les diverses estimations. Ainsi, dans l'analyse de Ferraresi et al. (2015), le cycle de crédit est déterminé de façon endogène à travers une spécification d'un modèle dans lequel l'écart entre le rendement des obligations d'entreprises notées BAA et le taux à échéance constante des bons du Trésor à 10 ans est utilisé comme indicateur des conditions de crédit. Une approche similaire est adoptée par Borsi (2018)⁹. L'état du cycle de crédit est mesuré sur la base de l'écart de la moyenne mobile sur six trimestres du taux de croissance du crédit privé par rapport à sa tendance, normalisée pour avoir une moyenne et une variance unitaire nulles. Adarov (2021) propose également une méthode d'estimation consistant à extraire un facteur commun dynamique latent à partir d'une série de variables observables traduisant les caractéristiques de prix, de quantité et de risque de l'activité sur quatre segments clés des

⁸ Il est établi qu'un accroissement des impôts peut induire des distorsions dans l'allocation des ressources et décourager le travail et l'épargne. Aussi, la productivité des dépenses publiques marginales peut s'avérer relativement plus faible que celle des dépenses privées.

⁹ Il utilise également des techniques de filtrage ou d'analyse des points tournants dans la série.

marchés financiers : le crédit, l'immobilier, les titres de créances et les marchés d'actions. De leur côté, Canale et al. (2021) approximent le cycle financier à partir d'un indice de confiance des marchés financiers construit à partir des spreads de CDS (*credit default swap*) sur les obligations souveraines, tandis que Guedes et al. (2023) utilisent le taux de croissance du crédit à l'économie comme proxy.

L'adoption de ces mesures du cycle financier dépend de la disponibilité des données mais également du contexte dans lequel les économies évoluent.

III. LES FAITS STYLISES

La présente section est consacrée aux faits stylisés relatifs au comportement de la politique budgétaire. Elle décrit et analyse l'évolution de certains indicateurs clés pour mieux appréhender les relations économétriques qui seront estimées à travers les modèles empiriques. Ainsi, les variables d'intérêt ainsi examinées dans cette section portent notamment sur le cycle budgétaire à travers la performance et l'orientation de la politique budgétaire, le cycle financier ainsi que le cycle réel.

3.1. Comportement de la politique budgétaire : performance globale et orientation (position) budgétaire

L'UEMOA, en tant qu'union monétaire est dotée d'une règle budgétaire permettant aux pays membres d'observer une discipline dans le cadre de la gestion de leur politique budgétaire. En effet, le Pacte de convergence, de stabilité, de croissance et de solidarité (PCSCS) dans l'Union met l'accent sur cette discipline en érigeant trois critères (sur quatre) relatifs à la gestion budgétaire en critères de premier rang, ie. ceux dont « *le non-respect entraîne la formulation explicite de directives par le Conseil demandant à l'Etat membre concerné, d'élaborer et de mettre en œuvre un programme de mesures rectificatives* »¹⁰. Il s'agit des critères définissant les normes de solde budgétaire de base (ratio au PIB inférieur ou égal à -3%), d'encours de la dette totale (ratio au PIB inférieur ou égal à 70%) et de non accumulation des arriérés de paiement intérieurs et extérieurs sur la gestion de la période courante.

L'exploration du comportement et des performances de la politique dans ce contexte permet d'examiner dans quelle mesure les pays membres de l'Union respectent la discipline budgétaire. Par la même occasion, il serait pertinent d'évaluer l'impact de la politique budgétaire sur la demande intérieure et les ressources financières ainsi que l'effet de la politique budgétaire sur les variables économiques clés. Dans cette perspective, l'idéal serait de s'appuyer sur des indicateurs permettant de refléter une couverture complète des activités du gouvernement.

3.1.1. Evolution des dépenses publiques

En s'inspirant de la littérature, l'analyse porte sur des indicateurs de dépenses publiques totales des Etats. Dans un contexte d'union monétaire, elles constituent un instrument de stabilisation macroéconomique important pour les Etats membres en même temps qu'elles participent à leurs efforts de développement. Ces dépenses se sont accélérées depuis 2010 en lien avec la dynamique des plans ambitieux de développement mis en place dans les différents pays de l'Union. Comme le Graphique 1 l'indique, les dépenses publiques exprimées en termes réels sont en constante progression de 1994 à 2022 en lien avec l'accroissement de l'activité économique sur la période. En effet, les dépenses publiques considérées en termes réels ont plus que quintuplé, passant de 4.164,62 milliards FCFA en

¹⁰ <http://www.uemoa.int/sites/default/files/bibliotheque/pages - aa0499.pdf>

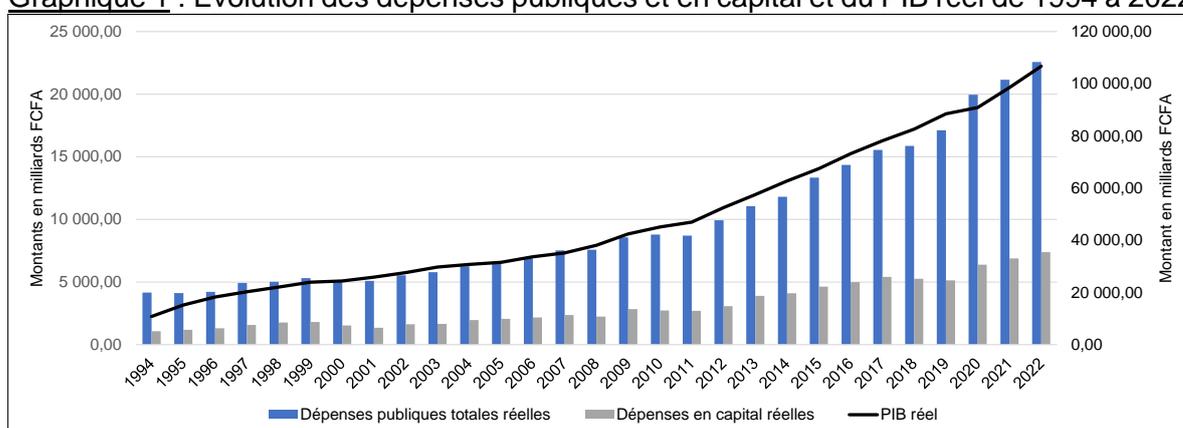
1994 à 22.569,73 milliards en 2022 tandis que le PIB réel a quasiment été multiplié par dix, passant de 10.822,61 milliards à 106.667,49 milliards FCFA en 2022 sur la période. En part relative, elles ont représenté en moyenne à l'échelle de l'Union 23,65% du PIB en 2022, ce qui reste faible, en comparaison avec celle de 58,1% ou de l'Union européenne (49,8%)¹¹. Cette faiblesse est à mettre en rapport avec les difficultés des autorités budgétaires à mobiliser les recettes fiscales pour atteindre la norme communautaire fixée à 20% du PIB nominal.

La progression des dépenses publiques totales est entrée dans une phase d'accélération à partir de 2009, soutenue par la hausse des dépenses en capital des Etats de l'Union. En effet, hormis l'année 2019, il est noté un renforcement de la capacité d'investissement des Etats, avec un ratio s'établissant au-dessus de 31%. En moyenne sur l'ensemble de la période, les dépenses en capital ont représenté 32,37% des dépenses des Etats et ont contribué à la croissance réelle dans l'Union.

Cette évolution des dépenses publiques totales s'explique par l'engagement des Etats dans le développement des infrastructures de transport, d'énergie, etc. pour se mettre en phase de leurs objectifs de développement et d'émergence économique. La même évolution s'observe en analysant les dépenses primaires réelles, ie. en excluant les charges d'intérêts dues sur la dette. Ces tendances globales à l'échelle de l'Union pourraient, à certains égards, être nuancées au niveau national en raison de l'hétérogénéité des économies membres. Toutefois, il demeure que les dépenses publiques totales sont orientées à la hausse dans tous les pays de l'Union même si c'est suivant des rythmes différents.

Dans un contexte de mobilisation insuffisante des recettes fiscales, l'augmentation des dépenses publiques s'est traduite par leur engagement au-dessus des revenus. La détérioration des soldes budgétaires qui en découle participe à l'accumulation de la dette publique.

Graphique 1 : Evolution des dépenses publiques et en capital et du PIB réel de 1994 à 2022



Note : Elaboré par l'auteur à partir des données du tableau des opérations financières de l'Etat et du PIB nominal des pays membres de l'Union, extraites des bases statistiques de la BCEAO.

Ainsi, une analyse du comportement des autorités budgétaires requerrait que soient également pris en compte certains soldes budgétaires tels que le solde global des administrations publiques ou le solde global des administrations publiques corrigé des variations conjoncturelles, en sus des dépenses publiques.

11 INSEE, « Dépenses des administrations publiques dans l'Union européenne », Juillet 2023.

Evolution des soldes budgétaires sur la période récente

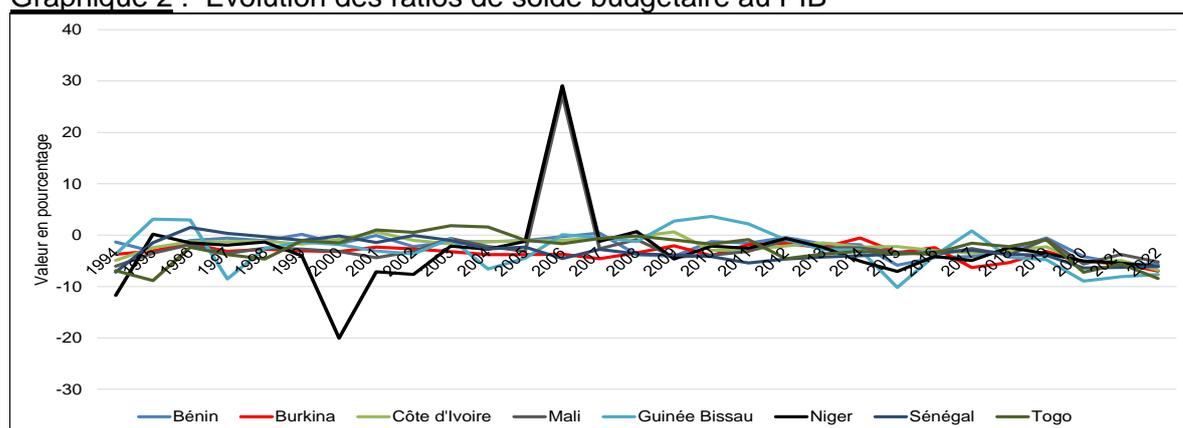
Il est courant de baser l'évaluation de l'orientation de la politique budgétaire sur le solde global. Lorsque cet indicateur est négatif (positif), la position de la politique budgétaire est considérée comme expansive (restrictive). Ainsi, l'impact négatif des impôts et autres recettes sur la demande globale est plus (moins) que compensé par les effets positifs des dépenses gouvernementales. L'examen des soldes budgétaires permet d'évaluer la mesure dans laquelle les gouvernements centraux respectent leur propre contrainte budgétaire relativement aux recettes qu'ils collectent.

Dans le contexte particulier de l'UEMOA où cet indicateur est érigé au rang de critère clé, son examen permet d'évaluer le respect de la discipline budgétaire communautaire par les Etats membres. En outre, selon Canale et al. (2021), le déficit total permet d'appréhender « la dynamique correcte du solde budgétaire et le besoin du gouvernement de fonds supplémentaires provenant du marché privé ».

En termes absolus, les soldes budgétaires globaux (dons compris) exprimés en termes réels sont restés négatifs de 1994 à 2022, hormis l'année 2006 au cours de laquelle il est ressorti positif, soit 1.375,22 milliards FCFA à la suite notamment des excédents enregistrés par le Mali (1.230,42 milliards FCFA) et le Niger (893,85 milliards FCFA). Comme le montre le Graphique 2, le déficit global s'est creusé au fil des années atteignant en termes réels 6.174,67 milliards FCFA en 2022 contre 1.279,75 milliards en 1994. Cette dynamique traduirait une orientation globalement expansive de la politique budgétaire à l'échelle de l'Union. Elle se confirme par la tendance haussière des dépenses publiques totales sur la période.

L'analyse de la dynamique des soldes budgétaires globaux est complétée dans la présente étude en rapportant cet indicateur au PIB. Ce choix se justifie par le fait que ce ratio apporte une indication sur l'impact changeant du secteur public sur l'économie. En outre, la norme définie pour ce ratio est fixée à 0% en 1999 par le PCSCS, puis à -3% à la suite de la révision intervenue en 2015.

Graphique 2 : Evolution des ratios de solde budgétaire au PIB



Note : Elaboré par l'auteur à partir des données du tableau des opérations financières de l'Etat et du PIB nominal des pays membres de l'UEMOA, extraites des bases statistiques de la BCEAO.

Le ratio Solde budgétaire/PIB considéré au niveau des pays membres de l'UEMOA se situe largement en zone négative sur la période 1994-2022 (Cf. le Graphique 2). En effet, les économies de l'Union ont du mal à respecter sur une longue période la norme de convergence, notamment dans la période antérieure à 2007 quand celle-ci était de 0%. En outre, une baisse d'amplitude des déficits est notée jusqu'en 2011 et s'explique par les efforts de convergence budgétaire entrepris par les Etats membres de l'Union. Cependant,

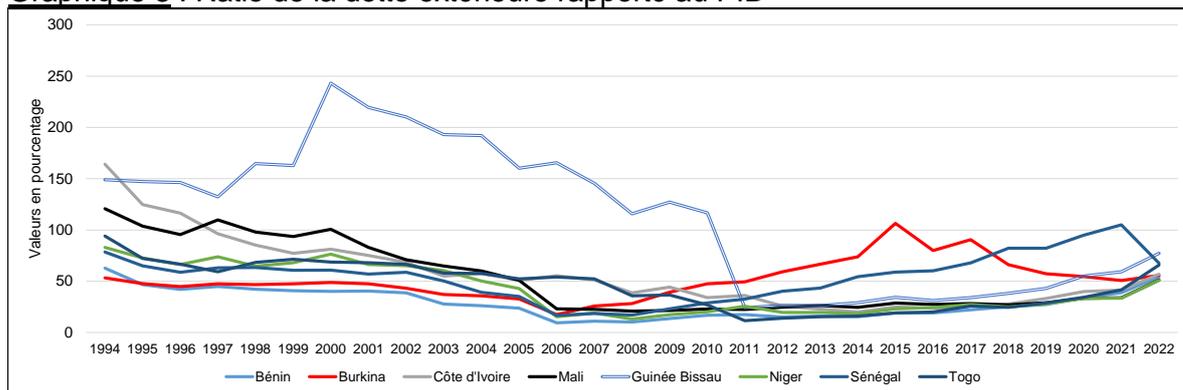
depuis lors, les soldes budgétaires globaux se sont détériorés, notamment à cause de la pandémie de la covid-19. Par ailleurs, l'analyse graphique permet de noter des écarts de phases d'un pays à un autre et refléterait des différences de conjoncture nationale ou d'orientation de la politique budgétaire. Le Niger se distingue par les extrema relativement très prononcés sur la période, soit -20,06% en 2001 et +29,08% en 2006.

L'utilisation de l'indicateur « *Solde global* » pour l'analyse du comportement de la politique budgétaire est complétée par d'autres indicateurs. L'encours de la dette totale, par exemple, permettrait de compenser les limites de l'indicateur « *Solde global* ».

Evolution de l'encours de la dette publique sur la période récente

L'endettement extérieur constitue une source importante de financement des dépenses publiques dans les pays de l'UEMOA. Ce contexte mérite que les préoccupations en matière de viabilité budgétaire soient prises en compte comme le suggèrent Bénétrix et Lane (2013), en raison de l'influence de la dynamique d'endettement sur l'espace budgétaire disponible pour la conduite de la politique budgétaire. Une dynamique insoutenable réduirait l'espace budgétaire. Par conséquent, il s'avère utile d'analyser la façon dont l'encours de la dette évolue relativement au PIB. Le ratio de l'encours de la dette publique rapporté au PIB apparaît comme un indicateur pertinent pour apprécier le comportement de la politique budgétaire.

Graphique 3 : Ratio de la dette extérieure rapporté au PIB



Note : Elaboré par l'auteur à partir des données sur la dette extérieure et du PIB nominal extraites respectivement des bases statistiques de la Banque mondiale et la BCEAO.

Cet indicateur fait l'objet d'une attention particulière dans le cadre du PCSCS qui en fait un critère de premier rang assorti d'une norme du ratio de l'encours de la dette intérieure et extérieure rapporté au PIB fixée à 70%¹². Jusqu'en 2000, le ratio de l'encours de la dette totale extérieure rapporté au PIB ressortait à des niveaux supérieurs à la norme dans la plupart des pays de l'Union en dépit d'une tendance à la baisse. Ainsi, à l'échelle de l'Union, il est passé de 116,63% en 1994 à 73,20% en 2000. A la faveur de l'initiative pays pauvres très endettés (PPTe), les pays de l'UEMOA ont pu bénéficier d'une réduction de dette extérieure. Leur élection à cette initiative et les efforts de restructuration consentis à cet effet ont permis une baisse sensible du ratio en dessous de la norme. A partir de 2011, tous les pays de l'Union affichaient des ratios faibles, compris entre 11,20% et 49,45% et un ratio sous-régional moyen de 31,20%. Mais, à partir de 2013, l'endettement a entamé une nouvelle de hausse, quoiqu'à un rythme relativement plus faible, en liaison avec les plans

¹² La dette extérieure a représenté 60,88% du stock de la dette publique en 2022. En raison de l'indisponibilité sur une longue période des séries sur la dette totale, le commentaire se base sur l'encours de la dette extérieure. Les données sont extraites de la base statistique de la Banque mondiale et converties en francs CFA à partir du taux de change annuel moyen.

nationaux de développement mis en œuvre dans chaque pays. Ainsi, en moyenne le ratio atteint 57,54% en 2022. Dans le cas de certains pays comme la Guinée Bissau, il se situe au-dessus de la norme, soit 77,21% (Cf. le Graphique 3).

L'analyse de l'évolution des ratios de dette publique extérieure rapportée au PIB nominal et des indicateurs de politique budgétaire apporte des indications sur le comportement de la politique budgétaire au cours de la période 1994-2022. Cependant, elle ne fournit pas une idée claire et précise sur la position de la politique budgétaire dans l'UEMOA sur cette période. Au regard de l'objet de l'étude, il conviendrait de s'appuyer sur des instruments plus appropriés pour identifier les phases d'expansion ou de contraction des interventions des autorités budgétaires. Dans cette perspective, plusieurs instruments sont proposés dans la littérature. L'approche utilisée dans la présente étude est celle également utilisée par Canale et al. (2021). Ceux-ci l'ont utilisé initialement pour construire un indice de mesure de la confiance du marché financier et l'ont adapté par la suite à la mesure de la position budgétaire. Il s'agit d'une approche Min-Max permettant une normalisation des observations. L'utilisation de cette approche est pertinente dans une perspective de comparaison des observations entre les pays du panel. En outre, l'interprétation de l'indice qu'il permet de construire est relativement aisée.

Cet indice est calculé comme suit :

$$Ix_{i,t} = \frac{X_{i,t} - X_{i, \min}}{X_{i, \max} - X_{i, \min}} \quad (1)$$

- $Ix_{i,t}$ est l'indice calculé pour l'indicateur x ;
- $X_{i,t}$ est la valeur de l'indicateur pour le pays i à la date t ;
- $X_{i, \min}$ est la valeur minimale de l'indicateur en ce qui concerne le pays le pays i ;
- $X_{i, \max}$ est la valeur maximale de l'indicateur sur la période sous revue en ce qui concerne le pays i.

Il s'agit d'un indice normalisé en soustrayant la valeur minimale de l'indicateur de sa valeur à la date t, $X_{i, \min}$, divisé par la plage maximale dans la période considérée, soit $X_{i, \max} - X_{i, \min}$. L'indice $Ix_{i,t}$ fluctue ainsi entre 0 et 1. Il atteint ses valeurs maximale et minimale, respectivement à 0 et 1.

Cette approche est appliquée aux dépenses publiques totales (DPT) qui constituent un indicateur choisi pour apprécier le comportement et la position de la politique budgétaire.

$$OPB_{DPTi,t} = \frac{DPT_{i,t} - DPT_{i, \min}}{DPT_{i, \max} - DPT_{i, \min}} \quad (2)$$

- $OPB_{DPTi,t}$ désigne l'indice calculé pour mesurer l'orientation de la politique budgétaire sur la base des dépenses publiques totales. Pour ce faire, les dépenses publiques totales (DPT) sont considérées en termes réels ;

L'indice $OPB_{DPTi,t}$ est censé augmenter quand les valeurs de l'indicateur deviennent plus grandes. L'approche est également appliquée au solde budgétaire global (SBG). Or, le SBG peut être positif (excédent budgétaire global) ou négatif (déficit budgétaire global). En suivant Canale et al. (2021), le calcul de l'indice de mesure de l'orientation de la politique budgétaire s'effectue de telle sorte qu'en cas d'un déficit plus large, l'indice $OPB_{SBGi,t}$ puisse s'élever et baisser dans le cas contraire. L'indice $OPB_{SBGi,t}$ est défini comme ci-après :

$$OPB_{SBGi,t} = 1 - \frac{SBG_{i,t} - SBG_{i, \min}}{SBG_{i, \max} - SBG_{i, \min}} \quad (3)$$

- $OPB_{SB\ i,t}$ est l'indice calculé pour mesurer l'orientation de la politique budgétaire sur la base du solde budgétaire.

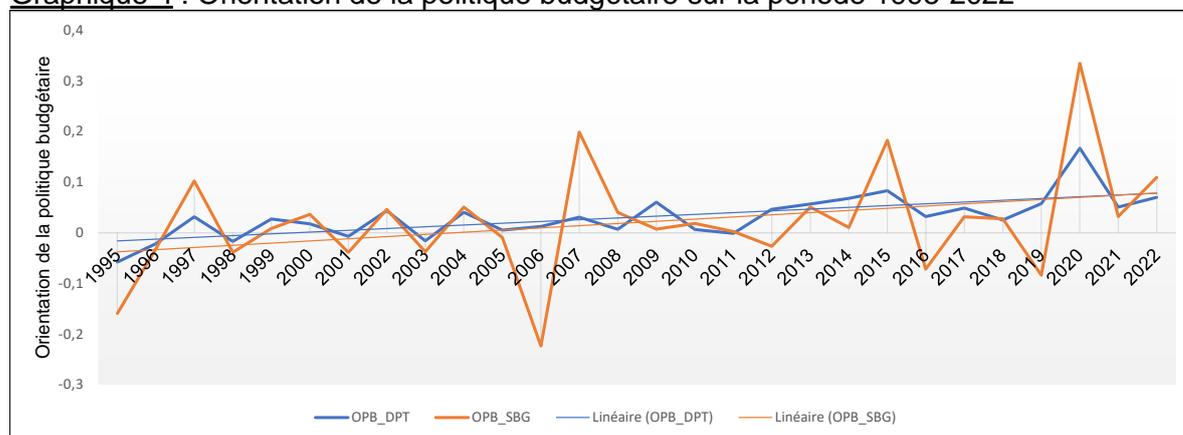
Ainsi, l'indicateur $OPB_{SB\ i,t}$ devrait augmenter lorsque le déficit budgétaire global se détériore ; il s'améliorera dans le cas contraire.

L'intuition sous-jacente à l'utilisation des indices $OPB_{DPTi,t}$ et $OPB_{SB\ i,t}$ pour mesurer l'orientation de la politique budgétaire est que leur accroissement correspond respectivement à une augmentation des dépenses publiques et une détérioration du solde budgétaire. L'accroissement des indices sur plusieurs années traduirait une orientation expansive de la politique budgétaire tandis que leur baisse correspondrait à une phase de contraction de la politique budgétaire. Les variations de ces indices au niveau moyen des huit pays de l'Union sur la période sous revue sont retracées dans le Graphique 4.

Elles révèlent une forte coïncidence de phases, soit 78,57% des cas. Toutefois, des écarts apparaissent dans leur amplitude notamment à partir de 2007. En outre, ces deux indices présentent une tendance à la hausse sur la période 1995-2022 (Cf. les droites de tendance sur le Graphique 4). Ce qui impliquerait une position globalement expansive de la politique budgétaire sur la période. Comme le montrent les données récentes, hormis l'année 2019, la norme de solde budgétaire global rapporté au PIB n'a pas été respectée. Les déficits sont ressortis supérieurs à 3% du PIB et se sont aggravés en 2020 (-5,53%), en 2021 (-5,25%) et en 2022 (-6,47%). Ces déficits prononcés sont à mettre en liaison avec la forte augmentation des dépenses publiques engagées dans le cadre de la riposte à la pandémie du covid-19 et aux effets négatifs de celle-ci sur les recettes publiques collectées.

Dans la perspective d'apporter des réponses aux questions de l'étude, il serait utile d'explorer de quelle manière l'évolution du cycle financier influence la politique budgétaire. Dans cette perspective, une analyse croisée de la position budgétaire et du cycle financier a été jugée nécessaire.

Graphique 4 : Orientation de la politique budgétaire sur la période 1995-2022



Note : Elaboré par l'auteur à partir des données des opérations financières des Etats, extraites des bases statistiques de la BCEAO.

3.2. Analyse de la position budgétaire et du cycle financier dans l'UEMOA

Il est postulé au plan théorique que le cycle financier influe sur le comportement et les performances de la politique budgétaire. Les travaux empiriques de la période récente, notamment, celle consécutive à la crise de l'endettement dans le sillage de crise financière de 2008 soutiennent cette hypothèse.

L'objet dans cette section n'est pas de caractériser les cycles financiers. Une étude précédente (Tadenyo, 2021.b) a approximé les cycles financiers dans les pays de l'UEMOA

à partir des cycles de crédit et a mis en lumière leurs principales caractéristiques, notamment leur durée, leur amplitude, leur vitesse et leur degré de synchronisation. Celles-ci consistent en un nombre, en une amplitude et en une vitesse des phases d'expansion relativement plus grands. Quant aux phases de repli, leur durée ressort relativement plus longue. En outre, les cycles financiers nationaux sont marqués par un degré élevé de synchronicité.

La présente étude met plutôt l'accent sur l'influence du cycle financier sur l'orientation de la politique budgétaire. Or, l'indisponibilité des données à fréquence infra-annuelle liées aux opérations financières de l'Etat impose de considérer des indicateurs à fréquence annuelle pour explorer cette influence. Ainsi, la méthode de filtrage utilisée par Tadenyo (2021.b) pour mesurer les cycles financiers nationaux ne serait pas adaptée aux données annuelles. D'autres outils basés sur des données à fréquence annuelle sont explorés pour tenir compte de la fréquence des indicateurs de politique budgétaire. Ce choix a également été soutenu par Beetsma et al. (2008). Ceux-ci estiment que l'utilisation de données annuelles permet aux chocs identifiés d'être plus proches des chocs réels dans la mesure où les budgets gouvernementaux sont établis sur une base annuelle et non infra-annuelle.

L'évolution des cycles financiers dans l'UEMOA est explorée dans cette section en adaptant l'approche de Canale et al. (2021), proposée pour mesurer la confiance des marchés financiers. A cette fin, le crédit à l'économie et les créances intérieures servent d'indicateurs dans un contexte où le secteur bancaire constitue la composante principale du secteur financier et octroie la part prépondérante des crédits.

$$CycF_{i,t} = \frac{Cred_{i,t} - Cred_{i,min}}{Cred_{i,max} - Cred_{i,min}} \quad (4)$$

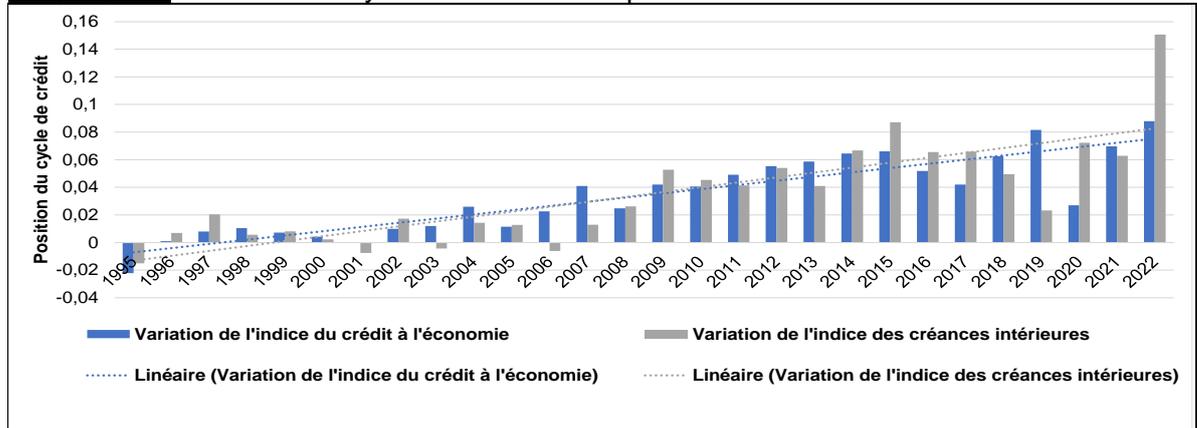
- $CycF_{i,t}$ est l'indice calculé pour mesurer la position du cycle de crédit. A cet effet, les créances à l'économie et les créances intérieures ont été utilisées. L'indice varie entre 0 et 1. Lorsque le niveau du crédit s'élève vers son maximum historique l'indice $CycF_{i,t}$ tend vers 1 tandis que sa valeur s'approche de zéro pour des niveaux de crédit proches du minimum. Les variations des indices calculés servent ainsi de mesure de la position du cycle de crédit. Une augmentation de l'indicateur $CycF_{i,t}$ d'une période à une autre signifie que l'économie se situe dans une position d'expansion du cycle du crédit. Par contre, une variation négative de l'indice $CycF_{i,t}$ est assimilée à une position de repli du cycle de crédit.

Les variations de l'indice $CycF_{i,t}$ calculées à l'aide des deux indicateurs sur la période 1995-2022, sont retracées dans le Graphique 5. Elles ressortent positives sur de très nombreuses années, notamment à partir de l'année 2007 qui correspond à celle des réformes visant la dynamisation du marché interbancaire de l'Union. En outre, les variations ont gagné en amplitude à compter de 2007 traduisant la mise à disposition des montants plus élevés de crédits aux économies de l'Union. Sur la période 1995-2022, la tendance des deux indices calculés est nettement haussière et leur corrélation reste élevée soit 78,27%. Ainsi, il pourrait être admis que la position du cycle de crédit a été globalement expansive au cours de la période 2007 à 2022.

La manière dont cette position aurait influencé la politique budgétaire présente un intérêt pour notre étude. Le Graphique 6 apporte des éléments permettant d'explorer cette influence. En effet, une analyse graphique indique l'existence d'un co-mouvement des variations d'une année à une autre des indices d'orientation de la politique budgétaire et de la position du cycle financier. En outre, les mouvements apparaissent largement s'inscrire dans la même phase. Ainsi, des conditions de crédit relativement plus souples au cours d'une phase d'expansion du cycle de crédit seraient favorables aux dépenses publiques

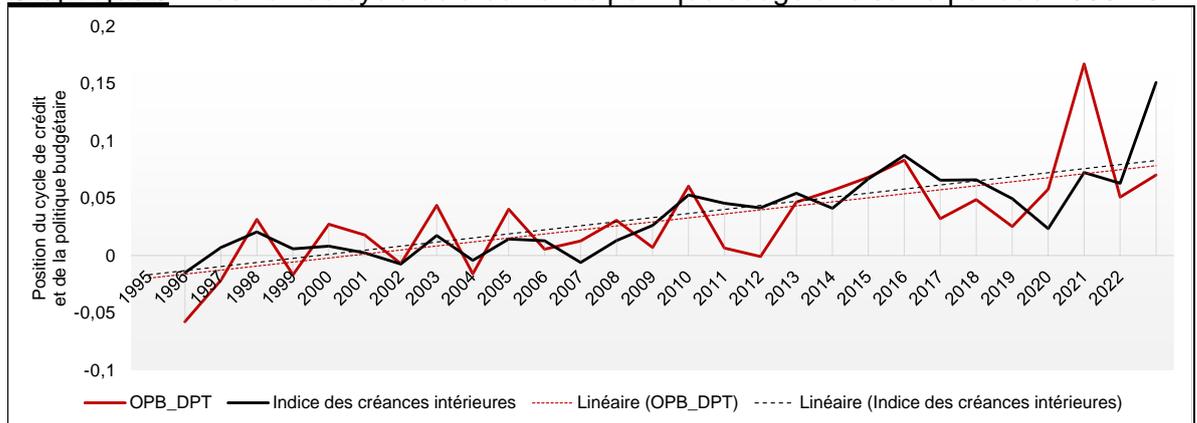
totales. Cette procyclicité pourrait compliquer la stabilisation macroéconomique. Les déséquilibres macroéconomiques pourraient être amplifiés au gré des évolutions du cycle financier. En particulier, l'effet négatif des tensions financières sur la croissance de la production pourrait réduire les recettes fiscales, et par ainsi, limiter les interventions stabilisatrices ou de sauvetage des institutions financières en détresse.

Graphique 5 : Position du cycle de crédit sur la période 1995-2022



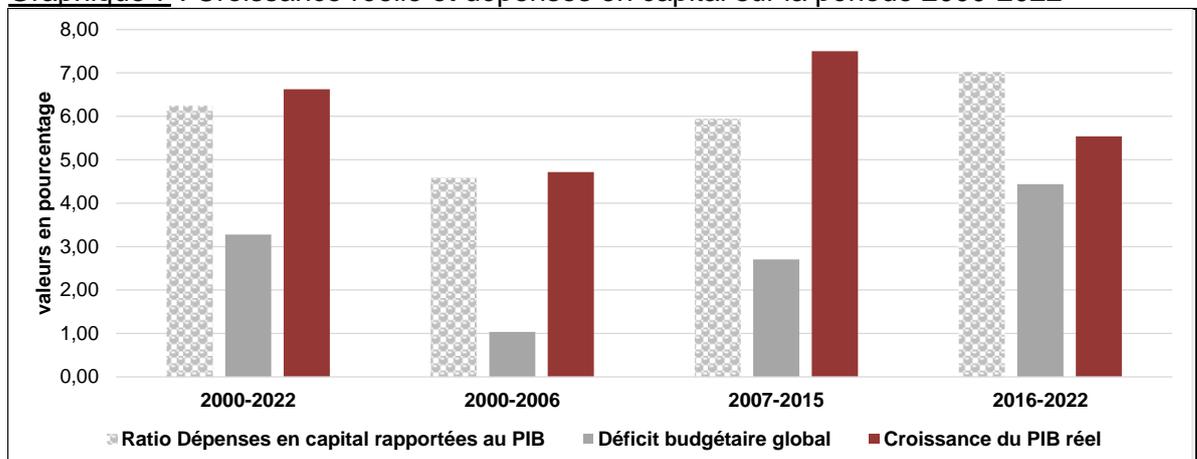
Note : Elaboré par l'auteur à partir des données extraites des bases statistiques de la BCEAO.

Graphique 6 : Position du cycle de crédit et de politique budgétaire sur la période 1995-2022



Note : Elaboré par l'auteur à partir des données du tableau des opérations financières de l'Etat, du PIB nominal et des statistiques monétaires des pays membres de l'Union, extraites des bases statistiques de la BCEAO.

Graphique 7 : Croissance réelle et dépenses en capital sur la période 2000-2022



Note : Elaboré par l'auteur à partir des données du tableau des opérations financières de l'Etat et du PIB des pays membres de l'Union, extraites des bases statistiques de la BCEAO.

L'évolution des conditions financières pourrait influencer directement sur le comportement de la politique budgétaire à travers les emprunts de l'Etat auprès du secteur financier domestique ou étranger, et donc impacter sa capacité de financement. Des ressources financières abondantes et à faible coût inciteraient à s'engager dans des dépenses publiques importantes, tandis que les tensions sur les marchés obligeraient à une limitation des dépenses publiques. Aussi, l'impact du cycle financier pourrait-elle s'opérer de façon indirecte via l'impact des conditions financières sur l'activité économique (canal de crédit) et donc les ressources collectées par l'Etat. En effet, la propension à dépenser de l'Etat pourrait être, « *ceteris paribus* », tributaire du niveau de ses revenus tirés de la collecte des impôts directs et indirects ainsi que des taxes.

Sur le Graphique 5, le cycle financier - approximé par les indices de crédits réels à l'économie et de créances intérieures réelles – laisse entrevoir des changements de régimes sur la période 1994-2022. Dans le contexte des pays de l'Union où les crédits bancaires constituent une part prépondérante de financement des agents économiques, une diminution du crédit à l'économie ou des créances intérieures en dessous d'un certain seuil pourrait occasionner des tensions financières qui impacteraient aussi bien le secteur privé que l'Etat. Ainsi, la réponse de la croissance de la production à un choc budgétaire pourrait être associée à des comportements différents selon les régimes de crédit. En d'autres termes, la taille des multiplicateurs budgétaires pourrait varier d'un régime de crédit à un autre. La prise en compte de l'évolution non linéaire des tensions sur le marché du crédit bancaire permet de postuler une dépendance de l'amplitude des multiplicateurs budgétaires des régimes de crédit en sus des phases du cycle réel.

L'analyse descriptive menée dans cette section considère des sous-périodes de la période 2000-2022 définies suivant les évolutions des indices de position du cycle financier. Pour ce faire, trois sous-périodes sont identifiées. Au cours de la sous-période 2000-2006, les phases d'expansion alternent avec celles des replis. La seconde sous-période (2007-2015) correspond à une large phase d'expansion marquée par la dynamisation du marché interbancaire et l'adoption de nouvelles mesures de politique monétaire globalement accommodante. La troisième sous-période (2016-2019) correspond à une phase d'expansion irrégulière du cycle financier. Ces trois sous-périodes permettent d'explorer le lien entre la position du cycle financier, la politique budgétaire et la croissance économique.

Il apparaît que les dépenses en capital rapportées au PIB s'inscrivent dans une tendance haussière sur les trois sous-périodes susmentionnées, passant de 4,59% à 5,94% puis 7,02% du PIB de l'Union, respectivement. Les efforts d'investissement des pouvoirs publics de 2016 à 2019 sont à mettre en liaison avec les ambitieux plans de développement nationaux et coïncident avec le creusement du déficit budgétaire global qui est passé de 1,04% au cours de la sous-période 2000-2006 à 4,43% sur la sous-période 2016-2022 (Cf. le Graphique 7).

En dépit de cet accroissement des dépenses en capital, la croissance économique réelle fait ressortir une situation contrastée ou une non-linéarité, s'agissant du rôle éventuel des multiplicateurs budgétaires¹³. En effet, la croissance réelle s'est accélérée de la sous-période 2000-2006 à la sous-période 2007-2015, passant de 4,72% à 7,5% en cohérence avec l'augmentation des dépenses en capital et l'élargissement du déficit budgétaire global. En revanche, la décélération de la croissance contraste avec la hausse des dépenses en capital et une détérioration du solde budgétaire global dans la période subséquente. Ce qui implique un impact macroéconomique varié des interventions des autorités budgétaires sur

13 Il est défini comme le ratio de la variation du revenu national résultant d'une modification exogène des plans de dépenses ou de recettes publiques.

l'économie. En d'autres termes, en s'appuyant sur l'évolution de la croissance réelle et des deux indicateurs de politique budgétaire, il pourrait être admis, « *ceteris paribus* », que les multiplicateurs budgétaires ont varié sur les trois sous-périodes de régimes de crédit différents. En dehors de l'état des marchés financiers, les multiplicateurs budgétaires pourraient être affectés par d'autres facteurs (Cf. Batini et al., 2014 ou FMI, 2018)¹⁴. Le type même de politique budgétaire pourrait déterminer l'incidence de la politique budgétaire sur la croissance. Dans les pays en développement comme ceux de l'UEMOA, l'impact des dépenses en capital serait plus prononcé comparé à celui de la dépense de consommation (Ilzetzki et al., 2013).

Par conséquent, il conviendrait d'explorer les interactions entre la politique budgétaire et le cycle financier dans un cadre économétrique permettant d'isoler chacun des facteurs en jeu. Ce sera l'objet de la section suivante.

IV. APPROCHE METHODOLOGIQUE

Cette section fait une revue succincte des approches méthodologiques sur lesquelles se sont basés les travaux empiriques disponibles. Ce qui apporte une justification à la démarche adoptée pour la présente étude. En outre, la section est consacrée à la spécification des modèles d'estimation des effets des chocs budgétaires et à la description des données.

4.1. Revue méthodologique

Les investigations explorant le lien entre les cycles financiers et la politique budgétaire se sont basées sur des approches méthodologiques qui pourraient être regroupées en trois grandes familles. La première s'inspire largement de la littérature relative au comportement budgétaire dans les phases du cycle réel (dont les travaux de Bayoumi et Eichengreen, 1995 ; Gavin et Perotti, 1997 ou Lane, 2003). Par exemple, Bénétrix et Lane (2013 et 2017) s'appuient sur des spécifications économétriques dans lesquelles les variations de l'indicateur de la politique budgétaire sont expliquées par le cycle réel (mesuré par les déviations de point de pourcentage du PIB par rapport à sa tendance quadratique) et la dette approximée par le ratio retardé d'une période du stock de la dette au PIB. La forme générale de ces spécifications consiste en une équation définissant un indicateur budgétaire comme variable expliquée par des proxies des cycles réel et financier et d'autres variables de contrôle telles que le ratio de la dette publique.

La seconde famille d'approches méthodologiques consiste en une estimation de modèles vectoriels autorégressifs (VAR). Cette approche est, par exemple, utilisée par Bénétrix et Lane (2017) sur des données de panel pour examiner la relation entre les cycles financier et budgétaire. Adarov (2021) s'appuie également sur un cadre méthodologique VAR pour explorer les interactions entre les déséquilibres financiers et macroéconomiques d'un panel de 24 pays en considérant comme variables endogènes du modèle : un indice du cycle financier, l'écart de production rapporté au PIB potentiel, le compte courant rapporté au PIB et la dette publique rapportée au PIB. En outre, à la différence de Bénétrix et Lane (2017), la spécification VAR de Guedes et al. (2023) incluent le gap d'output et la croissance du crédit comme des proxies respectifs du cycle réel et du cycle financier domestique.

Une innovation est introduite dans cette approche par Afonso et al. (2011) ou Ferraresi et al. (2015) avec l'adoption d'un VAR autorisant les effets de seuil (*Threshold VAR*) afin de tenir compte des éventuels changements de régime du marché financier ou de crédit sur les

¹⁴ Ces facteurs procéderaient du niveau de développement, du degré d'ouverture commerciale, des rigidités du marché du travail, de la taille des stabilisateurs automatiques, du régime de change, du niveau de la dette publique et de l'efficacité du secteur public.

effets des chocs de dépenses publiques. Pour ce faire, deux régimes correspondant aux phases d'expansion et de contraction du cycle financier sont considérés dans le modèle. La variable de seuil utilisée comme proxy des conditions de crédit est endogène et consiste à l'indice de stress financier chez Afonso et al. (2011) alors que Ferraresi et al. (2015) considèrent l'écart entre les taux d'intérêt des obligations d'entreprises notées BAA et le taux à échéance constante des bons du Trésor à 10 ans. Une démarche méthodologique similaire est empruntée par Budina et al. (2015), Borsi (2018) ou de Guedes et al. (2023). Budina et al. (2015) incluent dans leur modèle la croissance des prix des logements ou l'écart de production comme variables d'état. Ce qui leur permet de prendre en compte l'effet des différents épisodes du marché immobilier et du cycle de production sur la dette publique. Quant à Borsi (2018), il introduit une transition entre les états du cycle du crédit à l'aide d'une fonction de transition logistique lisse avec une probabilité déterminée par la moyenne mobile de la croissance réelle du crédit privé dans le cadre d'une comparaison des multiplicateurs budgétaires suivant les phases du cycle de crédit des économies de l'OCDE. Pour leur part, Guedes et al. (2023) autorisent des changements de régime dans les paramètres pour prendre en compte des non linéarités dans la réactivité de la politique budgétaire aux évolutions du cycle financier (considéré dans sa dimension intérieure). Une troisième approche méthodologique procède de la mise en place d'un modèle d'équilibre général DSGE. Andrés et al. (2015) par exemple s'en servent pour étudier la taille des multiplicateurs de dépenses publiques en prenant en compte différents niveaux d'endettement des ménages. Bosca et al. (2020) étudient également les interactions entre variables financières et budgétaires ainsi que les autres caractéristiques de l'économie espagnole en s'appuyant sur un cadre de modèle DSGE.

4.2. Justification de l'approche proposée

Au regard des objectifs de la présente étude, il importe au préalable de montrer en quoi l'augmentation d'une spécification initiale d'une variable indicatrice du cycle financier (ou de crédit) améliore de façon significative l'estimation du comportement de la politique budgétaire.

A cet égard, la démarche méthodologique retenue est double. La première consistera à estimer une équation du solde budgétaire similaire à celle proposée par Bénétrix et Lane (2011 et 2017). Une innovation est introduite dans ce modèle et concerne le proxy des facteurs financiers. Ils incluent une variable prenant en compte la dimension externe du cycle financier. Dans un contexte où les Etats empruntent en devises étrangères sur les marchés financiers internationaux et où le secteur bancaire est constitué d'un nombre significatif de banques étrangères, la volatilité financière internationale pourrait constituer une source de fluctuation du cycle financier domestique. Aussi, la conjoncture internationale est prise en compte dans le modèle pour refléter la dépendance du cycle économique domestique de l'évolution des prix des produits de base, au regard de la structure des exportations des économies de l'UEMOA. En fait, cette première spécification ne permet pas une bonne prise en compte des interactions entre la politique budgétaire et le cycle financier. Par conséquent, pour tester la robustesse des résultats issus du modèle à équation unique, la seconde démarche méthodologique procède de l'estimation d'un modèle VAR. En effet, les spécifications VAR offrent la possibilité de générer des fonctions de réponse impulsionnelle permettant d'explorer les interactions entre les variables. Les deux types de modèles envisagés pour l'analyse sont spécifiés ci-après.

4.2.1. Spécification du modèle à une équation

Comme indiqué précédemment, la spécification du modèle s'inspire de Bénétrix et Lane (2011 et 2017). Les variations de l'indicateur de la politique budgétaire sont expliquées

par le cycle réel et la dette. La forme générale de ces spécifications se présente comme suit :

$$Bud_{it} = \alpha_{it} + \beta CycR_{it} + \delta Det_{it-1} + \rho Bud_{it-1} + \mu_{it} \quad (1)$$

- Bud représente l'indicateur budgétaire ou sa composante cycliquement ajustée. La valeur retardée de la variable dépendante est introduite dans la liste des variables explicatives pour prendre en compte la persistance significative des situations budgétaires. L'indicateur budgétaire utilisé est le ratio du solde budgétaire global rapporté au PIB (Bud1). Alternativement, pour tester la robustesse des résultats, il pourrait être remplacé par le ratio des dépenses publiques totales rapportées au PIB (Bud2).

- CycR est le cycle réel. Il est mesuré par le gap d'output, ie. la déviation du PIB réel courant (PIBR) par rapport à sa tendance de long terme (PIBR*) ou alternativement par l'écart de l'absorption (ABSR) à sa valeur tendancielle (ABSR*).

Le PIB et l'absorption tendanciels considérés en termes réels sont obtenus en appliquant le filtre Hodrick-Prescott (1997)¹⁵ aux séries du PIB réel (PIBR) et de l'absorption réelle (ABSR). Le gap de l'output est alors défini par :

$$CycR_{1t} = 100. \frac{PIBR_t - PIBR_t^*}{PIBR_t^*} \quad (2.a)$$

$$CycR_{2t} = 100. \frac{ABSR_t - ABSR_t^*}{ABSR_t^*} \quad (2.b)$$

- Det représente la dette. Elle est approximée par le ratio retardé d'une période du stock de la dette extérieure totale au PIB. La prise en compte du décalage est nécessaire pour prendre en compte la persistance considérable existant entre les variables budgétaires.

- i est mis pour chacun des pays du panel.

- α capte les effets fixes liés aux hétérogénéités.

- β mesure la réaction de l'indicateur budgétaire considéré au cycle réel. Son interprétation dépend de l'indicateur de politique budgétaire considéré. Lorsque c'est le solde global par exemple, la politique budgétaire sera anticyclique pour des valeurs de β supérieures à 0 et procyclique lorsque les valeurs de β sont inférieures à 0. Dans le cas où l'indicateur est un proxy des dépenses publiques, l'interprétation sera inverse.

- δ fournit des informations sur la dynamique de la dette. Pour des valeurs de δ supérieures à 1, cette dynamique est non explosive. Enfin, la spécification de référence inclut la variable dépendante retardée comme une variable explicative pour rendre compte de la persistance significative des situations budgétaires.

- ρ mesure la persistance des situations budgétaires.

Ce modèle de base du cycle budgétaire a été augmenté pour explorer l'effet du cycle financier, en complément de celui du cycle de production dans l'explication de la volatilité budgétaire. D'autres contributions mettent en exergue le rôle des entrées nettes de capitaux. Celles-ci financent un niveau plus élevé de dépenses intérieures et ainsi amélioreraient les recettes issues des impôts indirects (Dobrescu et Salman, 2011 ; Lendval et al., 2011). Par ailleurs, les performances budgétaires peuvent être influencées par le cycle du crédit domestique via le canal de l'accroissement des revenus (Bénétrix et Lane, 2010). Ainsi, en prenant en compte les canaux directs et indirects par lesquels l'évolution du crédit et des prix des actifs pourraient affecter les performances budgétaires, le modèle de base d'explication des cycles budgétaires est augmenté du cycle financier. En somme, l'inclusion

¹⁵ Les données étant de fréquence annuelle, elles présentent moins de volatilité. L'utilisation du filtre Hodrick-Prescott est pertinente.

du cycle financier dans le modèle permet de contrôler l'effet du cycle réel sur le multiplicateur budgétaire (Soederhuizen et al. 2019).

Sur cette base l'équation (1) devient :

$$Bud_{it} = \alpha_{it} + \beta CycR_{it} + \lambda CycF_{it} + \theta Scour_{it} + \delta Det_{it-1} + \rho Bud_{it-1} + \mu_{it} \quad (3)$$

- $CycF_{it}$ désigne l'indicateur du cycle financier domestique. Il est approximé par la variation des créances sur l'économie ou des créances intérieures rapportée au PIB.

- $Scour_{it}$ désigne le solde du compte courant rapport au PIB.

4.2.2. Spécification d'un modèle VAR

Une autre façon de prendre en compte les interactions entre les indicateurs de politique budgétaire, d'une part, et d'autre part, les cycles financier et réel est de mener l'analyse dans un cadre méthodologique vectoriel autorégressif (VAR). Cette démarche est largement répandue dans la littérature inhérente à la problématique (Cf. les travaux de Guedes et al. (2023), Soederhuizen et al. (2019), Ferraresi et al. (2015), Benetrix et Lane (2017, 2011), Afonso et al. (2011), etc).

La spécification VAR proposée dans la présente étude est augmentée d'un vecteur de variables exogènes, pour prendre en compte la dimension extérieure du cycle financier et les effets potentiels des cours des matières premières sur les performances budgétaires des pays de l'Union. En effet, il existe une littérature portant sur le lien entre les prix des produits de base exportés par les pays en développement et leur situation budgétaire.

La spécification considérée se présente comme suit.

$$y_{it} = c_i + \sum_{L=0}^l A_{i,l} y_{it-l} + \mu_{it} \quad (4)$$

- y_{it} correspond au vecteur des variables endogènes.

- c_i est un vecteur des constantes.

- l mesure l'ordre d'autorégression des variables endogènes du modèle.

- A_i désigne la matrice des coefficients associés aux variables endogènes.

Les variables incluses dans le vecteur y des spécifications VAR traitant de la même problématique varient d'un auteur à un autre, notamment en ce qui concerne les variables proxies des évolutions budgétaires et des conditions financières. Au regard des objectifs de l'étude et en s'inspirant de la littérature, le modèle VAR estimé comporter les trois variables endogènes ci-après : i) la croissance du PIB ; ii) la variation des dépenses publiques totales et iii) la croissance des créances intérieures ou celle des créances à l'économie. Les trois variables considérées en termes réels

Les estimations ont été menées sur des données de panel des pays membres de l'UEMOA pour pallier la dimension temporelle relativement faible des données, imposée par l'indisponibilité des données infra-annuelles.

4.3. Les données utilisées pour les estimations

L'idéal serait d'effectuer les estimations sur des données infra-annuelles. Mais, pour ces fréquences, des séries longues des indicateurs de politique budgétaire ne sont pas disponibles. A cet égard, les analyses économétriques sont effectuées en considérant des données annuelles d'un panel composé des huit pays membres de l'UEMOA sur la période 1994-2022. Cette approche d'estimation comporte l'avantage de faciliter l'interprétation des résultats, notamment lorsque la comparaison pays par pays s'effectue sur des régressions

hétérogènes. En outre, l'approche d'analyse à partir d'estimation à base des données de panel tient compte de l'évolution des économies en union économique et monétaire et notamment de l'existence d'un cadre de convergence de la politique budgétaire des pays membres de l'Union.

Les données du panel relatives aux indicateurs macroéconomiques des pays de l'UEMOA sont extraites des bases statistiques de la BCEAO. Celles portant sur les prix des matières premières sont obtenues de la base statistique du FMI. Le total de la dette publique extérieure et le taux de change nominal CFA/Dollar US sont tirés de la base statistique de la Banque mondiale. L'indice VIX, mesurant la volatilité du marché financier américain est extrait de la base de la Réserve fédérale américaine de Saint-Louis.

4.3.1. Test de la dépendance en coupe transversale

Il convient d'effectuer au préalable un test de dépendance transversale sur les données de panel avant leur analyse (Tugcu, 2018). Ce préalable apparaît comme une exigence dans le cadre de l'analyse des données de panel liées à une union économique et monétaire tel que celui de la présente étude. Le test de dépendance transversale est également utile pour le choix du type de test de racine unitaire à mener. Par exemple, dans le cas du test de racine unitaire d'Im, Pesaran et Shin (2003), l'indépendance en coupe transversale des observations est une condition préalable. La présente étude suit cette recommandation. Ainsi, des tests de dépendance transversale de Pesaran (2004) ont été menés sur les observations du panel. Ces tests posent une hypothèse nulle (H_0) d'indépendance transversale stricte (Pesaran, 2004) ou une dépendance transversale faible (Pesaran, 2015). La statistique du test s'appuie sur la moyenne des coefficients de corrélation entre les différentes unités du panel prises deux-à-deux à chaque période de temps. Sous l'hypothèse H_0 , la statistique du test suit une distribution asymptotique suivant la normale centrée réduite.

Les résultats des tests sont présentés au Tableau 2 à l'annexe 1. Ils soutiennent l'existence d'une dépendance transversale des observations. Par conséquent, il est important de considérer un test de deuxième génération dans le cadre des tests de racine unitaire sur les variables du panel.

4.3.2. Tests de racine unitaire

Le test de Pesaran (2007) apparaît comme une bonne référence pour tester l'existence de racine unitaire en présence de dépendance transversale des observations. En outre, ce test prend en compte l'hétérogénéité des paramètres. Ces avantages du test de Pesaran (2007) pourraient s'avérer utiles au regard du contexte d'union économique et monétaire et de l'hétérogénéité de structures des économies qui la constituent.

L'hypothèse nulle (H_0) du test admet la présence d'une racine unitaire pour toutes les observations. Son alternative (H_1) suppose la stationnarité pour une partie des observations. Pour chaque variable, le test est effectué en considérant des options de retard égal à 0 ou 1 et présence ou non de tendance.

Une synthèse des résultats des tests de racine unitaire effectués en niveau sur les variables est présentée au Tableau 3 à l'annexe 1. A l'analyse, en ce qui concerne les variables considérées dans les deux modèles à équation unique, l'hypothèse d'existence d'une racine unitaire dans les variables des modèles pourrait être rejetée à un seuil de risque d'erreur de 5%, au moins pour une longueur de retard nulle ou une absence de tendance dans les modèles des tests, à l'exception de la variable Det1 définie comme le ratio de la dette extérieure totale rapportée au PIB. Celle-ci a été remplacée par la variable Det2 définie comme le ratio du total de la dette extérieure rapporté aux exportations totales. Ce qui

signifie que pour les variables considérées dans ces deux équations, l'absence de racine unitaire pourrait être admise.

S'agissant du modèle vectoriel autorégressif, les variables introduites, ie. les variations du PIB réel, des dépenses publiques totales, des créances intérieures ou à l'économie, sont également stationnaires.

4.4. La méthode d'estimation des modèles

4.4.1. Approche d'estimation des modèles à équations uniques

La spécification des modèles à équations uniques soulève deux problèmes principaux en plus de la nature longitudinale du panel. En premier lieu, ils sont dynamiques, ensuite ils comportent des variables qui sont susceptibles d'être endogènes. En effet, il est possible que le cycle de production soit déterminé de manière endogène par l'indicateur budgétaire (voir par exemple, Bénétrix et Lane, 2013, Gavin et Perotti, 1997 ; Galí et Perotti, 2003 ; Jaimovich et Panizza, 2007 et Fatas et Mihov, 2010). En s'appuyant sur le développement ci-avant (voir introduction), la même hypothèse d'endogénéité du cycle financier pourrait être faite relativement au cycle budgétaire. Ce biais potentiel vaut également pour le solde de la balance courante. La préoccupation pourrait être soulevée en ce qui concerne le ratio de la dette extérieure, mais par définition du modèle, il est considéré avec un retard d'une période. Une omission de ces deux problèmes dans l'approche d'estimation est susceptible d'induire un biais important dans les résultats.

Le panel étant longitudinal, ces problèmes sont adressés en adoptant une méthode d'estimation basée sur des variables instrumentales (IV). Ainsi, le cycle réel, le cycle financier et le solde de la balance courante sont traités comme des régresseurs endogènes et instrumentés avec des variables exogènes. En suivant la littérature, il est fait recours aux instruments ci-après : la croissance du PIB mondial, les prix des matières premières (inputs industriels, produits alimentaires, et pétrole), les avoirs extérieurs nets (AEN), le taux directeur de la BCEAO approximé par le taux moyen réel du marché monétaire et le taux de change effectif réel (TCER).

Sur cette base, les modèles sont estimés avec considération des effets fixes liés à l'hétérogénéité des huit économies sous revue. La robustesse des résultats est contrôlée en considérant également la méthode d'estimation SURE (*Seemingly Unrelated Regression Equations*). Dans cette perspective, les variables identifiées comme pouvant induire un biais d'endogénéité ont servi à former un système d'équations. Deux versions des équations sont estimées en considérant la définition du cycle financier à partir des créances intérieures et des créances à l'économie¹⁶.

L'analyse est approfondie en considérant un cadre vectoriel autorégressif permettant de prendre en compte, à l'instar de la méthode de régression des équations vraisemblablement liées (*Seemingly Unrelated Regression Equation* ou SURE en anglais), la simultanéité de l'impact des variables les unes sur les autres, mais aussi les effets liés à la structure de leurs retards.

4.4.2. Démarche d'estimation du modèle vectoriel autorégressif

Une autre façon de prendre en compte le biais potentiel d'endogénéité lié aux équations uniques spécifiées plus haut consiste à estimer un modèle VAR dans lequel les indicateurs de cycle budgétaire, de cycle réel ou de cycle financier domestique sont considérés comme

¹⁶ Les estimations sont effectuées en considérant comme variables explicatives, les valeurs retardées d'une période des indicateurs de politique budgétaire, de cycles réel et financier, le ratio de la dette extérieure totale, le taux moyen du marché monétaire, l'indice de volatilité du marché financier américain, les indices de prix d'inputs industriels, de produits alimentaires et de pétrole ainsi qu'une variable dummy liée à la crise sanitaire du covid-19.

des variables endogènes. Les trois variables introduites dans le VAR sont la croissance du PIB réel, la croissance des créances à l'économie et la croissance des dépenses publiques totales, toutes exprimées en termes réels. Les séries des créances à l'économie et des dépenses publiques totales ont été déflatées à l'aide de l'indice harmonisé des prix à la consommation.

Sur cette base, un modèle VAR standard sur panel est estimé sur la période 1994-2022 en considérant une longueur de retard optimal d'une période. Les fonctions de réponses aux impulsions¹⁷ (IRF en anglais) et la décomposition de la variance des erreurs de prévision¹⁸ (FEVD en anglais) sont calculées pour des réponses aux chocs d'une unité. En outre, les intervalles de confiance des IRF et des FEVD sont obtenus à l'aide d'une simulation Monte-Carlo avec 500 répliques.

La régression de panel multivariée est effectuée en utilisant l'estimateur LSDV (Least Square Dummy Variables). Il s'agit d'une application des moindres carrés ordinaires au modèle à l'aide des variables dummy spécifiques à chacune des unités du panel. L'estimateur LSDV est convergent pour des panels dont la dimension temporelle est grande et plus élevée que la dimension transversale.

Les modèles VAR utilisant la méthode de Cholesky pour la décomposition de la matrice de covariance sont sensibles à l'ordre d'inclusion des variables. Suivant la décomposition de Cholesky, une variable plus élevée dans l'ordre entraîne des changements contemporains dans les variables suivantes. Les variables inférieures dans l'ordre affectent les variables précédentes avec un décalage. Les trois scénarios possibles d'introduction des variables dans le système sont implémentés. Ils présentent très peu de différences, notamment en ce qui concerne les IRF des chocs du cycle financier. Les résultats affichés sont obtenus en faisant entrer les variables dans le système dans l'ordre suivant : croissance du PIB réel, croissance des dépenses publiques totales réelles, croissance des créances à l'économie réelles.

V. RESULTATS DES ESTIMATIONS

En ce qui concerne le modèle à équation unique, les estimations ont été effectuées en considérant quatre versions différentes. Les deux premières intègrent le ratio du solde courant rapporté au PIB et se distinguent par le proxy du cycle financier. Dans le modèle 1, le cycle financier est approximé par la variation des créances intérieures rapportée au PIB tandis que dans le modèle 2, l'indicateur utilisé est la variation des créances à l'économie rapportée au PIB. Dans les modèles 3 et 4, le ratio du solde courant rapporté au PIB est exclu. La discrimination de ces deux modèles se font également par le proxy du cycle financier utilisé.

Des tests de spécification de Hausman ont été effectués pour déterminer la spécification qui permettrait de modéliser correctement les effets au niveau individuel. Pour ce faire, les modèles 3 et 4 sont utilisés. Les résultats des tests de Hausman permettent de rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle les effets au niveau individuel sont correctement modélisée par un modèle à effets aléatoires. Sur cette base, les spécifications intègrent des effets fixes (Cf. le Tableau 4.a).

17 Les fonctions de réponse impulsionnelle retracent l'impact dynamique d'un « choc » sur le système formé par les variables du modèle VAR.

18 Elle fournit des informations sur les contributions de chocs exogènes spécifiques à la variance de l'erreur de prévision. A ce titre, elle aide à l'analyse structurelle.

Les résultats de l'estimation des modèles indiquent que les variables incluses dans les modèles à effets fixes sont globalement significatives, exception faite du solde du compte courant qui n'apparaît significatif dans aucune équation (voir le Tableau 4.b).

Les constantes ressortent significatives à un seuil de risque d'erreur de 1%. Ce qui implique l'existence d'une forte hétérogénéité entre les situations budgétaires des pays considérés dans l'analyse.

Les dépenses publiques totales des pays de l'UEMOA affichent un effet dynamique significatif. La variable dépendante retardée d'une période ressort partout significative à un seuil de risque d'erreur de 1%. Ce résultat est conforme aux constats précédemment rapportés dans la littérature. En outre, elles apparaissent significativement déterminées par le cycle de production, le cycle réel, le cycle financier domestique et international ainsi que le niveau de la dette extérieure totale. En effet, la variable représentative du cycle réel apparaît significative dans tous les modèles spécifiés. Le coefficient associé à cette variable ressort positif et significatif à un seuil de risque d'erreur de 5%. Il mesure la réaction de l'indicateur budgétaire au cycle réel. Il s'agit ici des dépenses publiques totales. Ce signe est cohérent avec les résultats généralement obtenus au niveau des pays en développement. Ainsi, le signe positif du coefficient la politique budgétaire est procyclique au cycle de production. Les dépenses publiques augmenteront dans les phases d'expansion du cycle de production des économies de l'UEMOA et elles baisseront lorsque celles-ci se situeront dans leur phase de contraction.

En outre, la variable d'intérêt – le cycle financier – approximée à partir des variations des créances intérieures ou des créances à l'économie, présente un signe positif et ressort significative au seuil de risque d'erreur de 1% ou 5%, respectivement. Les chocs financiers apparaissent comme un déterminant important de la dynamique des dépenses publiques. Des chocs de croissance du crédit exerceraient un impact procyclique sur le comportement des dépenses budgétaires dans l'Union. Ils agissent comme un stimulant supplémentaire pour l'économie réelle, renforçant l'effet des politiques budgétaires expansives pendant les périodes d'expansion et des politiques d'ajustement pendant les récessions. Ces résultats concordent avec les attentes théoriques (canaux de crédit) qui postulent des effets procycliques des cycles financiers sur la politique budgétaire et les travaux empiriques récents (Bénétrix et Lane, 2017 ou Guedes et al., 2023, par exemple).

Par ailleurs, le comportement de la politique budgétaire, notamment la dynamique des dépenses publiques totales, est influencé par le cycle financier externe. La volatilité du marché financier américain, utilisée comme proxy du cycle financier, apparaît significative à un seuil de 1% ou 5% suivant les modèles. Le signe associé à la variable est négatif, ce qui signifie qu'une plus grande volatilité en réduisant les flux financiers entrant dans l'Union pèse négativement sur le comportement de la politique budgétaire.

La dette extérieure, en tant que source de financement des dépenses des gouvernements centraux de l'Union, influence également la politique budgétaire. La dette extérieure est significative au seuil de 10% dans les équations ne comportant pas le solde courant. Mais le signe est négatif. La variable étant considérée avec un retard d'une période, ce signe pourrait être dû à l'effet du service de la dette sur les dépenses publiques courantes. Une dette plus élevée au cours de la période précédente agirait négativement sur les dépenses publiques courantes via le service de la dette y afférent.

Enfin, l'effet de la pandémie du covid-19 approximé, par la variable dummy, est significatif. La pandémie aurait donc influencé le comportement de la politique budgétaire. En effet, dans le cadre de la riposte à la crise sanitaire d'importantes dépenses ont été engagées par les gouvernements centraux de l'UEMOA pour atténuer ses effets économiques négatifs et

pour financer la mise en place des filets sociaux. Ces interventions constituent un choc budgétaire important sur les dépenses publiques.

Tableau 4.b : Résultats d'estimation à l'aide de la méthode des variables instrumentales

Variables	Libellé	bud2	bud2	bud2	bud2
cycr2	Cycle réel approximé à l'aide de l'absorption réelle	0,000261** 0,0400	0,000287** 0,0310	0,000256** 0,0430	0,000283** 0,0300
scour	Ratio du solde courant/ PIB	0,0222 0,6260	0,0175 0,7230		
L.bud2	Ratio des dépenses publiques totales/ PIB retardé	0,712*** 0,0000	0,732*** 0,0000	0,708*** 0,0000	0,729*** 0,0000
cycf3	Variation des créances intérieures/ PIB	0,226*** 0,0000		0,220*** 0,0000	
fin	Indice de volatilité	-0,000346*** 0,0010	-0,000279** 0,0310	-0,000350*** 0,0001	-0,000283** 0,0290
det2	Ratio de la dette extérieure/ Exportations retardé	-0,0013 0,1050	-0,0011 0,1260	-0,00136* 0,0710	-0,00117* 0,0800
dum_2020	Dummy lié au Covid-19	0,0387*** 0,0000	0,0416*** 0,0000	0,0392*** 0,0000	0,0419*** 0,0000
cycf4	Variation des créances à l'économie/ PIB		0,306** 0,0140		0,300** 0,0150
Constant	Constante	0,0604*** 0,0000	0,0539*** 0,0010	0,0602*** 0,0000	0,0539*** 0,0010
R-squared:					
Within		0,6687	0,6666	0,6683	0,6663
Between		0,9754	0,9770	0,9783	0,9785
Overall		0,7487	0,7518	0,7495	0,7522
Wald chi2(7)		524369,34	941371,34	645319,39	641335,96
Prob > chi2		0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
corr(u_i, Xb)		0,4389	0,4406	0,447	0,4453
Observations		224	224	224	224
Number of code_pays		8	8	8	8

Notes : - bud2 est l'indicateur de politique budgétaire. Il est représenté par le ratio des dépenses publiques totales rapportées au PIB.

- *** : $p < 0.01$, ** : $p < 0.05$, * : $p < 0.1$.

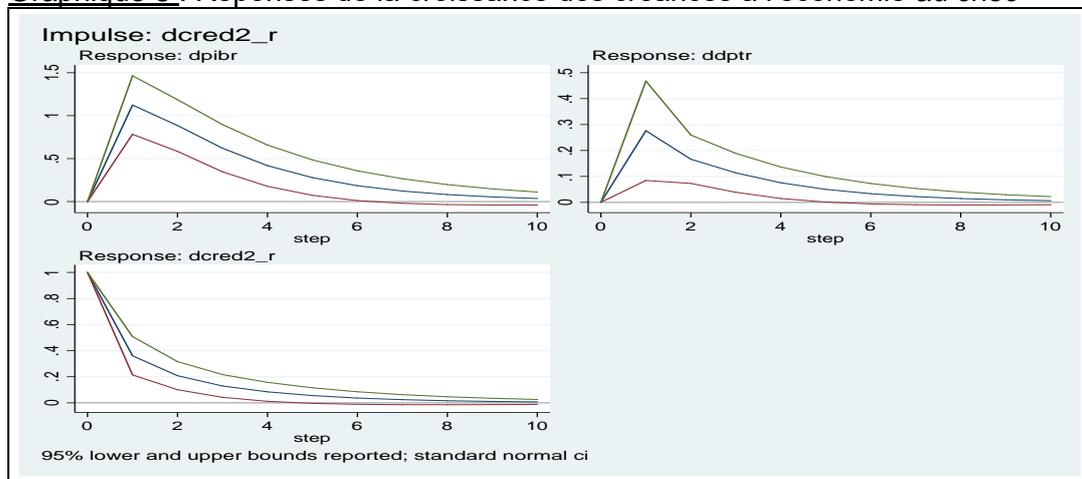
Par ailleurs, les résultats des estimations à l'aide de la méthode SURE confirment l'existence d'un impact procyclique du cycle financier sur les dépenses publiques (Cf. le Tableau 5 à l'annexe 1). En effet, les modèles spécifiés à partir des différentes variables endogènes sont globalement significatifs et les probabilités associées à la statistique de Fischer pour les différentes équations des deux versions du modèle sont inférieures au seuil de risque d'erreur de 1%. En outre, les matrices de corrélation des erreurs de régression des équations indiquent une corrélation positive entre l'indicateur de la politique budgétaire d'une part, et ceux des cycles réel et financier. Par ailleurs, la probabilité associée au test de Breusch-Pagan d'hétéroscédasticité est supérieure au seuil de 5%. Ce qui suggère que l'hypothèse nulle d'homoscédasticité des résidus de régression ne pourrait être rejetée. Au total, les estimations à l'aide de la méthode SURE indiquent que le cycle de production et le cycle financier constituent des déterminants significatifs des dépenses publiques tels que ressortis dans les estimations à l'aide de la méthode des variables instrumentales.

S'agissant du modèle vectoriel autorégressif, l'analyse des FEVD montre que, sur un horizon de 10 périodes, les variations des dépenses publiques sont dues à 86,95% à leurs propres innovations et dans une proportion de 10,71% aux chocs sur les créances à l'économie. Quant à la contribution de la croissance du PIB réel, elle reste relativement faible. En ce qui concerne la croissance du PIB réel, ses variations sont expliquées à 61,95% par les chocs sur les créances à l'économie et à 33,03% par ses propres innovations. S'agissant des créances sur l'économie, leurs fluctuations sont expliquées par

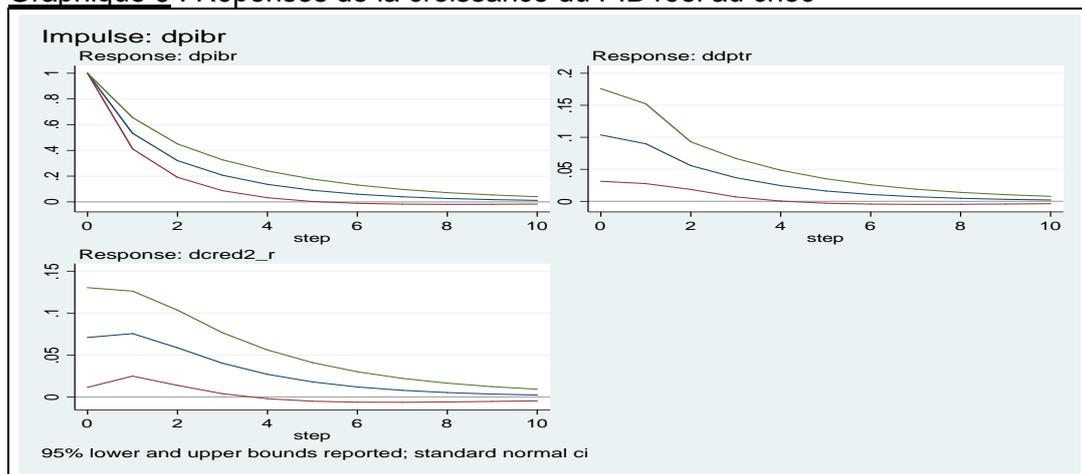
les chocs sur les dépenses publiques totales réelles (soit 10,71%) et sur le PIB réel (soit 1,26%). Les innovations propres y jouent un rôle dominant, soit 88,03% (Cf. l'Annexe 2).

Les IRF (présentées aux Graphiques 8 à 10) confirment les résultats obtenus plus haut. Il ressort qu'il existe une procyclicité du comportement de la politique budgétaire au cycle financier. En effet, un choc sur la croissance des créances à l'économie présente des effets transitoires sur le PIB réel et celle des finances publiques réelles. Un choc positif des créances à l'économie d'amplitude équivalent à une unité entraîne une hausse progressive de la croissance du PIB réel et des dépenses publiques totales réelles. A la suite du choc, la croissance du PIB réel s'accélère jusqu'à atteindre un maximum de 1,12 unité au bout de la première année, puis s'amenuise progressivement. L'effet est significatif sur l'horizon de simulation. De même, les dépenses publiques totales réelles augmentent progressivement en réaction au choc jusqu'à atteindre un pic à 0,28 unité à la première année avant de retourner progressivement à leur niveau initial.

Graphique 8 : Réponses de la croissance des créances à l'économie au choc



Graphique 9 : Réponses de la croissance du PIB réel au choc



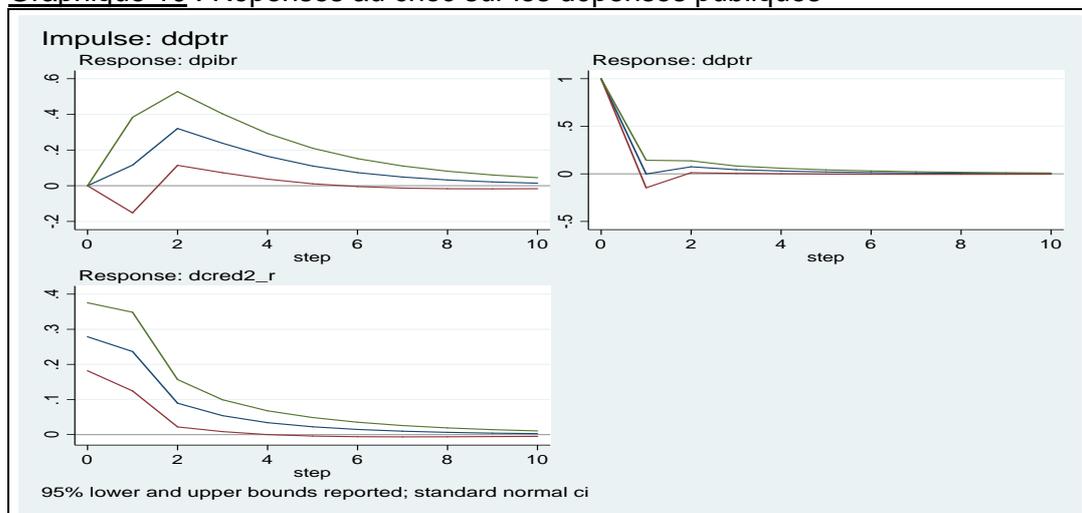
Les IRF indiquent également qu'un choc positif sur la croissance du PIB réel impacte positivement et de façon significative la croissance du crédit à l'économie et celle des dépenses publiques totales. L'effet du choc sur les deux indicateurs est instantané (soit 0,07 unité et 0,10 unité, respectivement) et ressort significatif pendant au moins cinq années. Une expansion de la production améliore la perception sur le risque de crédit et incite les institutions de crédit à offrir davantage de crédit. S'agissant des dépenses publiques, l'impact du choc de croissance réelle pourrait transiter principalement via le canal des

recettes fiscales. Pour des taux d'imposition invariants, un plus grand revenu accroît mécaniquement les ressources disponibles pour l'Etat.

Un choc sur les dépenses publiques influence positivement la dynamique de la croissance. L'effet est progressif et devient significatif à partir de la deuxième année où il atteint un pic à 0,32 unité puis diminue progressivement sur l'horizon de simulation du choc. Pour un choc d'une unité des dépenses publiques totales, le PIB réel s'accroît au plus de 0,32 unité. Ce qui signifie que l'effet multiplicateur est faible. La part relative relativement faible des dépenses en capital pourrait expliquer ce niveau peu élevé des multiplicateurs budgétaires. Sur le Graphique 7, les dépenses en capital des Etats de l'Union s'établissent à un niveau faible, soit une peu plus de 6% du PIB sur la période 2000-2022. Il pourrait également être lié à un problème de gouvernance budgétaire. Toutefois, ce résultat, envisagé dans le cadre plus global des économies en développement ne constitue pas une aberration. Pour ce groupe de pays, la littérature empirique fait même état de multiplicateurs budgétaires faibles voire négatifs (Cf. par exemple, Ilzetski et al., 2013). L'analyse pourrait être approfondie en explorant l'impact des dépenses en capital sur la croissance réelle. Aussi, le choc positif sur les dépenses publiques accélèrent-ils la croissance des créances à l'économie. Comme postulé au plan théorique, la relation entre le comportement de la politique budgétaire et le cycle financier n'est pas univoque. Elle s'inscrit dans des interactions mutuelles. Les IRF montrent que les créances à l'économie augmentent à la suite du choc sur les dépenses publiques réelles. La réponse positive sur les créances pourrait être liée à une anticipation par les institutions financières de l'effet favorable de l'accroissement des dépenses publiques sur l'activité économique.

La robustesse des résultats du modèle VAR est testée en estimant une seconde version dans laquelle les créances à l'économie sont remplacées par les créances intérieures. Les IRF de ce modèle VAR affichées à l'Annexe 3. Les mêmes constatations peuvent être faites sur les fonctions de réponses aux impulsions. Le cycle financier exerce un impact procyclique sur le comportement de la politique budgétaire. En effet, le choc sur les créances intérieures entraîne une augmentation significative du PIB réel et des dépenses publiques. L'effet du choc initial dure plusieurs périodes et diminue progressivement sur l'horizon du choc. La seule différence notable par rapport au premier modèle VAR réside dans l'amplitude des impacts des chocs. Ce qui traduit une plus grande sensibilité des dépenses publiques aux créances à l'économie, comparées aux créances intérieures.

Graphique 10 : Réponses au choc sur les dépenses publiques



Implications de politique des résultats et recommandations

Les résultats montrent qu'il existe un co-mouvement entre l'évolution des cycles économique et financier, d'une part, et le comportement de la politique budgétaire approximé par les dépenses publiques totales, d'autre part. Les effets de ces deux cycles sur les résultats et les performances budgétaires ne seraient pas neutres. En effet, le comportement de la politique budgétaire dans l'UEMOA apparaît expliqué par les cycles financiers des économies de l'Union. Aussi, le cycle réel introduit comme variable explicative fait figure de déterminant significatif du comportement de la politique budgétaire. Ce qui signifie qu'en sus de ses déterminants autonomes, l'évolution du comportement de la politique budgétaire est tributaire de la conjoncture économique et de l'état des marchés de crédit nationaux de l'Union. Ainsi, les dépenses publiques totales augmentent dans les phases d'expansion du cycle réel et/ ou du cycle financier où la production s'accroît et les conditions financières sont accommodantes, respectivement. Par contre, les dépenses publiques totales diminueront dans les phases de repli des deux cycles. Par conséquent, il pourrait être admis que la politique budgétaire est procyclique aux cycles financier et réel dans l'Union. Au vu des résultats empiriques disponibles dans la littérature (Soederhuizen et al. 2019, par exemple) et en raison de cette procyclicité, il est probable que les multiplicateurs budgétaires diffèrent en fonction de la conjoncture économique qui prévaut dans les pays de l'Union et des conditions sur les marchés crédit. En outre, la procyclicité de la politique budgétaire s'expliquerait dans le cas des pays d'Afrique subsaharienne par la concentration des exportations. Celle-ci limiterait les sources de revenus des gouvernements et restreint leur marge de manœuvre budgétaire (Ouedraogo et Sourouema, 2018).

Toutefois, cette procyclicité du comportement de la politique budgétaire soulève des préoccupations en termes de gestion macroéconomique voire macroprudentielle. La variabilité des dépenses publiques totales aux fluctuations des cycles économique et financier est susceptible d'amplifier, dans un sens ou dans l'autre, l'effet des chocs affectant le cycle financier lors d'un ralentissement ou d'un boom du cycle économique. En effet, l'existence de canaux de transmission directs d'influence des cycles économiques et financiers sur les variables budgétaires est de nature à accroître la cyclicité du comportement de la politique budgétaire. Selon la littérature, les effets procycliques du cycle économique sur le cycle budgétaire pourraient opérer via la dynamique des recettes fiscales. En outre, les crédits et les prix des actifs pourraient servir de canaux d'interactions significatives entre les sphères financière et réelle de l'économie, qui concourent à façonner les récessions et les reprises. Ainsi, le comportement de la politique budgétaire subirait des influences des cycles économique et financier qui par la même occasion détermineraient sa capacité et son efficacité à servir d'outil de stabilisation macroéconomique.

Les phases d'expansion des cycles de la production et du crédit élargiraient l'espace budgétaire des Etats de l'Union et réduiraient les tensions qui pourraient peser sur le financement des dépenses notamment en capital. Dans ces conditions, sans une stratégie de constitution de réserves, les autorités budgétaires pourraient être tentées d'accroître les dépenses publiques au risque d'une surchauffe de l'économie. Cependant, dans les phases de repli des deux cycles, l'amointrissement de l'espace budgétaire aura tendance à affaiblir la capacité de relance économique et de sauvetage des institutions financières en crise par la politique budgétaire. Ainsi, cette procyclicité du comportement de la politique budgétaire comporterait des risques majeurs pour les économies de l'Union, tant d'un point de vue macroéconomique que macroprudentiel. Ces risques sont également soulevés par Guedes et al. (2023) ou Bénétrix et Lane (2017).

Pour circonscrire de tels risques, des réformes budgétaires seraient nécessaires. Dans une perspective d'efficacité des interventions des autorités budgétaires et même de gestion de

la stabilité macroéconomique dans l'UEMOA, celles-ci devraient tenir compte dans la formulation de leur politique, non seulement de l'évolution du cycle économique, mais également de celle du cycle financier. La prise en compte de l'état des marchés de crédit pourrait se baser sur la mise en place d'un indice du cycle financier ou d'un indicateur de stress financier. S'agissant de l'incidence des cycles réels nationaux, un canal important réside dans l'impact de la conjoncture internationale liée aux produits primaires que les pays membres exportent. Celle-ci joue fortement sur les performances de croissance dans l'Union et ainsi sur le comportement budgétaire. Un autre canal non négligeable résiderait dans les flux de capitaux volatils. Ainsi, des règles budgétaires visant à limiter l'impact de l'instabilité du cycle de production sur le comportement de la politique budgétaire devraient s'ajuster au cycle réel et décourager ces flux de capitaux. A cet effet, une norme de déficit public structurel (ie. corrigé des effets du cycle économique) pourrait être définie, comme c'est actuellement le cas dans la zone euro)¹⁹. En outre, des règles budgétaires intégrant des facteurs cycliques pourraient également tenir compte de la composition des dépenses publiques. Concernant l'intégration des effets des cycles financiers dans la définition des règles budgétaires, un accent pourrait être mis sur les vulnérabilités financières externes liées à la participation aux marchés financiers internationaux, notamment les expositions au risque de change en raison des emprunts dans des devises étrangères.

Certes, il s'avère important d'élargir l'évaluation de l'orientation budgétaire cyclique aux indicateurs de cycle de production et de cycle financier. Par exemple, il pourrait être mis en place un cadre formel de politique budgétaire assorti de règles chiffrées pour assurer plus de solidité et de résilience de celle-ci. Une approche dans ce sens consisterait à définir des règles budgétaires basées sur des indicateurs économiques et financiers. Cette perspective renforcerait la nécessité d'une évaluation de l'état de l'économie et des marchés financiers avant d'engager les dépenses publiques non courantes ou d'entreprendre des investissements publics.

Cependant, la mise en place des règles budgétaires ajustées au cycle financier ainsi qu'au cycle de production, bien que séduisante au plan théorique, pourrait constituer un défi dans sa mise en œuvre pratique. Celui-ci procéderait de la complexité de l'estimation de l'état actuel des cycles financiers et de production ainsi que la détermination du moment précis où l'économie se situera dans une position donnée des cycles, notamment dans le voisinage des points de retournement. En outre, l'établissement d'un cadre formel de politique budgétaire appelle à une discipline des autorités budgétaires pour respecter les règles fixées en dépit des pressions politiques. Toutefois, cette discipline pourrait s'avérer insuffisante si elle ne s'accompagne pas d'une meilleure prise en charge de la conduite cyclique de la politique budgétaire.

Une seconde stratégie pour atténuer les effets de la procyclicité observée consisterait à concevoir des politiques budgétaires en permanence contracycliques. Selon Guedes et al. (2023), cette stratégie a l'avantage de contrebalancer la demande privée et de sauver les institutions financières en période de crise, tout en empêchant l'émergence de déséquilibres macroéconomiques plus importants pendant les phases d'expansion.

Il apparaît alors qu'une combinaison judicieuse de règles et de bonnes pratiques de politique budgétaire est susceptible d'assurer une certaine résilience dans les phases de repli des cycles financiers. Dans l'UEMOA, un certain nombre de règles budgétaires sont déjà édictées dans le cadre du PCSCS. Leur ajustement aux évolutions cycliques de l'activité productive et/ ou des conditions financières permettrait d'atténuer les effets de la procyclicité de la politique budgétaire ressortie des résultats économétriques. Une bonne gouvernance budgétaire serait également nécessaire.

¹⁹ La règle indique que le ratio du déficit public structurel rapporté au PIB doit être inférieur ou égal à 0,5%. Pour les pays dont le taux d'endettement public est inférieur à 60%, la norme est fixée à 1%.

VI. CONCLUSION

Le présent document d'étude et de recherche (DER) a exploré le rôle joué par le cycle financier en temps « *normal* » dans la dynamique du comportement de la politique budgétaire dans l'UEMOA. De façon spécifique, l'étude s'est interrogée sur l'effet des chocs du cycle financier sur la dynamique à court terme de la politique budgétaire et la nature contracyclique ou procyclique de cet effet.

Cette problématique présente un intérêt évident dans le contexte de l'UEMOA où la littérature existante n'a pas abordé les interactions entre les cycles financier et budgétaire. Ainsi, l'étude enrichit la littérature des résultats empiriques sur les pays de l'UEMOA. En outre, elle contribue à l'identification des déterminants du comportement de la politique budgétaire dans l'Union et ainsi à l'amélioration de l'efficacité des interventions des autorités budgétaires. Dans un contexte d'union économique et monétaire, la recherche d'une meilleure efficacité de la politique budgétaire est cruciale dans la mesure où celle-ci constitue le principal outil pour adresser les chocs spécifiques. Ainsi, dans une optique d'efficacité, il est important de comprendre dans quelle mesure l'évolution des cycles financiers affecte le comportement de la politique budgétaire et de disposer des informations sur la nature contracyclique ou procyclique de leur influence pour mieux adapter le cadre des interventions des autorités budgétaires. En effet, une procyclicité pourrait amplifier les déséquilibres macroéconomiques au gré des évolutions des marchés financiers. Un resserrement de la politique budgétaire pendant une phase de ralentissement de l'activité ou son assouplissement pendant une phase d'expansion pourrait aggraver la récession ou conduire à une surchauffe de l'économie, respectivement. Ainsi, il pourrait en résulter une limitation de la capacité des autorités budgétaires en ce qui concerne la mise en œuvre des politiques contracycliques ou, en cas de crise financière, la mise en place d'un plan de sauvetage pour le système financier.

L'étude a également exploré l'effet des cycles financiers sur le comportement de la politique budgétaire en suivant une démarche méthodologique double. La première a consisté à estimer sur des données de panel des équations uniques dans lesquelles l'indicateur de politique budgétaire est expliqué par le cycle réel, le cycle financier, la balance courante, la dette extérieure et l'indice de volatilité du marché financier international (utilisé comme proxy du cycle financier externe). La seconde démarche méthodologique s'est reposée sur l'estimation d'un modèle VAR réduit pour tester la robustesse de la relation entre l'indicateur de politique budgétaire d'une part, et les cycles réel et financier, d'autre part. En outre, le modèle VAR permet de prendre en compte les interactions mutuelles entre le comportement budgétaire, l'évolution cyclique de l'activité et l'instabilité des conditions financières. Les estimations sont effectuées sur des données de panel des huit pays de l'UEMOA sur la période 1994-2022.

Les résultats révèlent que les cycles financiers joueraient un rôle significatif dans le comportement de la politique budgétaire. Ce rôle est distinct de celui du cycle économique, rapporté par la littérature liée aux multiplicateurs budgétaires. En outre, les chocs financiers exerceraient un impact positif sur l'évolution de la politique budgétaire. Ce qui signifie qu'il existe une procyclicité de la politique budgétaire aux cycles financiers. Ainsi, en utilisant les dépenses publiques totales comme instrument de politique budgétaire, il est attendu que celles-ci augmentent lorsque l'économie se situe dans une phase d'expansion de son cycle financier. Au cours de cette phase, en raison d'un espace budgétaire devenu plus large, les autorités budgétaires pourraient être tentées d'accroître les dépenses publiques au risque d'une surchauffe de l'économie et d'une accumulation des déséquilibres financiers. Par contre, dans la phase de repli du cycle financier, la politique budgétaire sera contrainte à

une contraction qui risque d'amplifier l'effet des conditions financières restrictives sur le cycle de production des économies de l'Union. Aussi, l'amointrissement de l'espace budgétaire au cours de cette phase aura-t-il tendance à affaiblir la capacité des Etats s'agissant de la relance économique et du sauvetage des institutions financières éventuellement en crise.

Certes, dans la phase d'expansion comme celle du repli du cycle financier, la procyclicité de la politique budgétaire risque d'accentuer les déséquilibres macroéconomiques et de renforcer l'accumulation des vulnérabilités financières. Pour circonscrire les risques associés à la procyclicité, il conviendrait de mettre en place un cadre budgétaire formel assorti d'un élargissement de l'évaluation de l'orientation budgétaire cyclique aux indicateurs de cycle de production et de cycle financier. L'adoption, par exemple, de règles budgétaires ajustées au cycle économique, à l'instar de ce qui est fait dans la zone euro, constitue un pas dans cette direction. L'élargissement de cette stratégie au cycle financier nécessiterait une évaluation en temps réel de l'état des marchés financiers. Ce qui constitue un challenge majeur. A cet effet, il s'avère nécessaire d'élaborer un indice de cycle financier ou un indicateur de stress financier pour les pays de l'Union. Une stratégie alternative résiderait dans la conception de politiques budgétaires contracycliques en permanentes.

A l'analyse, l'édiction des règles budgétaires ajustées aux cycles pourrait se combiner à l'adoption de politiques budgétaires clairement contracycliques pour assurer une meilleure résilience de l'économie dans les phases de repli des cycles financiers. Dans ce registre, les pays de l'UEMOA ont déjà adopté des règles budgétaires dans le cadre du PCSCS, même si la question de leur respect sur plusieurs années consécutives se pose. Les efforts à mettre en œuvre consisteraient à mettre en place un cadre et des règles de gestion cyclique de politique budgétaire tenant compte de l'instabilité qui caractérisent l'activité réelle et la finance.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Adarov, A. 2021. « Dynamic interactions between financial cycles, business cycles and macroeconomic imbalances: A panel VAR analysis », *International Review of Economics and Finance* vol. 74, p. 434-451.
- Afonso, A. et al. 2011. « Fiscal developments and financial stress: A threshold VAR analysis. ECB Working paper series No. 1319, European Central Bank.
- Alberola, E. and al. 2016. "Fiscal policy and the cycle in Latin America: the role of financing conditions and fiscal rules," Working Papers No. 1604, Banco de Espana.
- Anderson, B. and J. J. Minarik. 2006. "Design choices for fiscal policy rules," *OECD Journal on Budget*. Vol. 54, p. 159-210.
- Andrés, J. et al. 2015. « Household debt and fiscal multipliers », *Economica* vol. 82, Supplement 1 (December), p. 1048-1081.
- Aramendía, M. M. and R. Raciborski. 2015. "Using financial variables to estimate the Irish output gap: do they make a difference? ", Economic Brief 004, Luxembourg, Office of the European Union.
- Alt, J. E. and D. D. Lassen. 2006. "Fiscal transparency, political parties, and debt in OECD countries". *European Economic Review* Vol. 50, p. 1403–1439.
- Ball, L. 2014. "Long-term damage from the Great Recession in OECD countries", *European Journal of Economics and Economic Policies*, vol. 11, p. 149-60.
- Batini, N. et al. 2014. « A simple method to compute fiscal multipliers », International Monetary Fund Working Paper, No. 14/93, IMF.
- Bayoumi, T. and B. Eichengreen. 1995. « Restraining yourself: fiscal rules and stabilization ». *International Monetary Fund Staff Papers* vol. 42, p. 32-48.
- BCEAO. 2012. "Symposium du cinquantième anniversaire: Remarques conclusives du Gouverneur à la clôture du symposium." Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (Central Bank of West African States), Dakar.
- Bénétrix, A. S. and P. R. Lane. 2017. « Financial Cycles and Fiscal Cycles », University of Florida, Disponible à l'adresse <https://www.cambridge.org/core>. University of Florida,
- Bénétrix, A. S. and P. R. Lane. 2011. « Financial Cycles and Fiscal Cycles », International Monetary Fund, Prepared for EUI-IMF conference "Fiscal Policy, Stabilization and Sustainability," Florence, June 6-7, 2011.
- Bénétrix, A. and R. Lane. 2010. « International differences in fiscal policy during the global crisis," IIS Discussion Paper No. 336.
- Bernanke, B. et al. 1999. The financial accelerator in a quantitative business cycle framework, p. 1341–1393 in Taylor, J. and Woodford, M. (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Amsterdam.
- Beetsma, R. et al. 2008. « The effects of public spending shocks on trade balances and budget deficits in the European union », *Journal of the European Economic Association*, vol. 6(23), p. 414-423.
- Blanchard, O. 2014. « Where danger lurks ». *Finance & Development*, vol. 51(3), p. 28–31.
- Blanchard, O. and R. Perotti. 2002. "An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output," *Quarterly Journal of Economics* vol. 117: 1329-1368.
- Bohn, H., 1998. « The behaviour of US public debt and deficits», *Quarterly Journal of Economics* vol. 113 (3), p. 949-963.
- Borio, C. et al. 2016. « Fiscal Sustainability and the Financial Cycle », BIS Working Papers No. 552, Bank for International Settlements.

- Borio, C. 2014. « The financial cycle and macroeconomics: What have we learnt? », *Journal of Banking & Finance* vol. 45, p. 182–198.
- Borsi, M. T. 2018. “Fiscal multipliers across the credit cycle”, *Journal of Macroeconomics* vol. 56, p. 135-151.
- Bosca, J. E. et al. « Financial and fiscal shocks in the great recession and recovery of the Spanish economy », *European Economic Review* vol. 127(C).
- Bry, G. and C. Boschan. 1971. « Cyclical analysis of time series: Selected procedures and computer programs ». New York, NBER, ISBN 0-87014-223-2.
- Budina, N. and al. 2015. « Recognizing the Bias: Financial Cycles and Fiscal Policy », IMF Working Paper No. 246, International Monetary Fund.
- Canale, R. R. et al. 2021. « Financial markets and fiscal discipline in the Eurozone », *Structural Change and Economic Dynamics* vol. 58, p. 490-499.
- Claessens, S. et al. 2011. “Financial cycles: What? How? When?”, IMF WP 11/76.
- Committee on the Global Financial System. 2011. “The impact of sovereign credit risk on bank funding conditions”, *CGFS Papers*, vol. 43.
- Das, U. et al. 2010. “Managing public debt and its financial stability”, *IMF Working Papers*, No. 10/280.
- Davidson, P. 2017. “*Who’s Afraid of John Maynard Keynes? Challenging Economic Governance in an Age of Growing Inequality*”, London, Palgrave Macmillan.
- Directorate-General for Economic and Financial Affairs, 2006. National Numerical Fiscal Rules and Institutions for Sound Public Finances, in *European Economy*, No. 3.
- Dobrescu, G. and F. Salman. 2011. “Fiscal policy during absorption cycles”. IMF. Working Paper No. 11/41, International Monetary Fund.
- Eschenbach, F. and L. Schuknecht. 2004. “Budgetary risks from real estate and stock markets”, *Economic Policy* vol. 39, p. 313-346.
- Fatas, A. and I. Mihov. 2010. The euro and fiscal policy. In: Alesina, Alberto, Giavazzi, Francesco (Eds.), *The first ten years of the euro*. University of Chicago Press.
- Ferraresi, T. et al. 2015. « Fiscal policies and credit regimes: A TVAR approach », *Journal of Applied Econometrics* vol. 30, p. 1047-1072.
- FMI. 2018. « Rapport pays du FMI No18/256 », FMI, Washington DC.
- Gali, J. and R. Perotti, R., 2003. « Fiscal policy and monetary integration in Europe », *Economic Policy* vol. 18 (37), p. 533–572.
- Gavin, M. and R. Perotti. 1997. « Fiscal policy in Latin America ». NBER Macroeconomics Annual 12, p. 11–70.
- Guedes, D. R. et al. 2023. “Financial cycles and fiscal policy in developing and emerging economies: an evaluation of the Brazilian case (1997–2018)”, *Cambridge Journal of Economics* 2023 vol. 47, p. 91–112.
- Harding, D. and A. Pagan. 2006. “Synchronization of cycles,” *Journal of Econometrics* vol. 132(1), p. 59-79.
- Hodrick, R. J. and E. C. Prescott. 1997. “Postwar US business cycles: An empirical investigation”, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 29(1), p. 1-16.
- Honohan, P. and D. Klingebiel. 2003. « The fiscal cost implications of an accommodating approach to banking crises », *Journal of Banking and Finance* vol. 27 p. 1539–1560.
- Ilzetski, E. and al. 2013. “How big (small?) are fiscal multipliers?” *Journal of Monetary Economics* vol. 60 (2), p. 239–254.
- Ilzetski, E. and Végh, C. A. 2008. « Procyclical fiscal policy in developing countries: Truth or fiction? », NBER Working Paper No. 14191.

- Im, K. S., Pesaran, M. H. and Shin, Y. 2003. "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels," *Journal of Econometrics*, vol. 115, p. 53-74.
- Jorda, O. et al. 2016. "Sovereigns versus banks: credit, crises and consequences", *Journal of the European Economic Association*, Vol. 14, p. 45–79.
- Jaimovich, D. and U. Panizza. "Procyclicality or Reverse Causality?", IDB Working Paper No. 501.
- Jorda, O. et al. 2013. "When credit bites back", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol 45, p. 3-28.
- Magkonis, G. and A. Tsopanakis. 2016. "The financial and fiscal stress interconnectedness: The case of G5 economies", *International Review of Financial Analysis* vol. 46(C), p 62-69.
- Kaminsky, G. 2010. "Terms of Trade Shocks and Fiscal Cycles," NBER Working Paper No. 15780.
- Laeven, L. and F. Valencia. 2013. "Systemic banking crises database", *IMF Economic Review*, vol. 61, p. 225-70.
- Lane, P. R. 2003. « The cyclicity of fiscal policy: evidence from the OECD ». *Journal of Public Economics* vol. 87, p. 2661–2675.
- Lendvai, J. et al. 2011. "From CAB to CAAB? Correcting Indicators of Structural Fiscal Positions for Current Account Imbalances". European Economy. Economic Papers No. 442.
- Magkonis, G. and A. Tsopanakis. 2016. « The financial and fiscal stress interconnectedness: The case of G5 economies », *International Review of Financial Analysis* vol. 46(C), p. 62-69.
- Ng, S. and J. H. Wright. 2013. « Facts and challenges from the Great Recession for the forecasting and macroeconomic modeling », *Journal of Economic Literature* vol. 51, p. 1120-1154.
- Ouedraogo, R. and W. S. Sourouema. 2018. « Fiscal policy pro-cyclicality in Sub-Saharan African countries: The role of export concentration », *Economic Modelling* Vol. xxx, p. 1–11.
- Panizza, U. and D. Jaimovich, 2007. "Procyclicality or Reverse Causality?," Research Department Publications 4508, Inter-American Development Bank, Research Department.
- Perotti, R. 2005. "Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries," Proceedings, Federal Reserve Bank of San Francisco.
- Pesaran, M. H. 2015. "Time series and panel data econometrics", Oxford University Press, Oxford, 1104 pp, ISBN: 9780198736912.
- Pesaran, M. H. 2007. "A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence". *Journal of Applied Econometrics* vol. 22(2, Special Issue): 265–312.
- Pesaran, M. H. 2004. "General diagnostic tests for cross section dependence in panels". Cambridge Working Papers in Economics No. 0435. University of Cambridge.
- Reinhart, C. and B. Sbrancia. 2015. « The liquidation of government debt », *Economic Policy* vol. 30(82) p. 291-333.
- Reinhart, C. M. and K. S. Rogoff. 2013. "Banking crises: an equal opportunity menace", *Journal of Banking and Finance*, vol. 37, p. 4557–73.
- Reinhart, C. M. and M. B. Sbrancia. 2011. "The Liquidation of Government Debt," NBER Working Paper No. 16893.
- Reinhart, C. M. and K. S. Rogoff. 2009. "The Aftermath of Financial Crises," *American Economic Review: Papers & Proceedings 2009*, vol. 99(2), p. 466-472.
- Roubini, N. and J. Sachs. 1989. "Government spending and budget deficits in the industrial countries," *Economic Policy* vol. 48, p. 99-132.
- Skidelsky, R. 2018. "Money and Government: A Challenge to Mainstream Economics", UK, Penguin.

- Soederhuizen, B. et al. 2019. « Estimating the Impact of the Financial Cycle on Fiscal Policy », CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis, May 21.
- Tadenyo, Y. D. 2021.a « Investigating the Sources of Asymmetric Growth and Inflation Shocks in the WAEMU Region », African Economic Research Consortium Research Paper No. 489, AERC, Nairobi (Kenya).
- Tadenyo, Y. D. 2021.b « Analyse de cycle financier (de crédit) dans l'UEMOA », BCEAO, Notes et Etudes Thématiques No. 1, Mars, BCEAO.
- Tugcu, C. T. 2018. "Panel Data Analysis in the Energy-Growth Nexus (EGN)", in *The Economics and Econometrics of the Energy-Growth Nexus* - 1st Edition. ISBN 9780128127469.
- Tujula, M. and G. Wolswijk 2004. "What determines fiscal balances? An empirical investigation in determinants of changes in OECD budget balances," Working Paper Series 422, European Central Bank.
- Von Hagen, J. 2010. "Sticking to fiscal plans: the role of institutions," *Public Choice* vol. 1443-4, p. 487-503.
- Zoppè, A. and G. Gotti. 2021. "The Euro area fiscal stance", Economic Governance Support Unit EGOV Directorate-General for Internal Policies PE 587.374- April.

Annexe 1 : Tableaux des résultats

Tableau 2 : Test de dépendance transversale

<i>Variables</i>	<i>Intitulé</i>	<i>Pesaran CD statistic</i>	<i>p-value</i>
bud1	Solde budgétaire global/ PIB	16,53	0,0000
bud2	Dépenses publiques totales/ PIB	27,94	0,0000
bud3	Dépenses en capital/PIB	25,81	0,0000
det1	Total de la dette extérieure/ PIB	24,84	0,0000
det2	Total de la dette extérieure/ Exportations totales	25,60	0,0000
scour	Solde courant/ PIB	16,72	0,0000
cycr1	Cycle réel approximé à l'aide du PIB réel	17,69	0,0000
cycr2	Cycle réel approximé à l'aide de l'absorption réelle	14,58	0,0000
cycf1	Cycle financier approximé à partir des créances intérieures	28,08	0,0000
cycf2	Cycle financier approximé à partir des créances à l'économie	27,92	0,0000
cycf3	Variation des créances intérieures/ PIB	16,94	0,0000
cycf4	Variation des créances à l'économie/ PIB	17,55	0,0020
tcer	Taux de change effectif réel	28,37	0,0000
aen1	Avoirs extérieurs nets/PIB	16,99	0,0000
dpibr	Variation du PIBR	21,98	0,0000
ddptr	Variation des dépenses publiques totales déflatées par l'IHPC	9,758	0,0000
dcred1_r	Variation des créances intérieures déflatées par l'IHPC	28,15	0,0000
dcred2_r	Variation des créances à l'économie déflatées par l'IHPC	16,45	0,0000

Tableau 3 : Test de racine unitaire

Test de Pesaran (2007)		<i>Lag = 0</i>		<i>Lag = 1</i>		<i>Trend & Lag = 0</i>		<i>Trend & Lag = 1</i>	
<i>Variables</i>	<i>Intitulé</i>	<i>Stat, Z[t-bar]</i>	<i>P-value</i>	<i>Stat, Z[t-bar]</i>	<i>P-value</i>	<i>Stat, Z[t-bar]</i>	<i>P-value</i>	<i>Stat, Z[t-bar]</i>	<i>P-value</i>
bud1	Solde budgétaire global/ PIB	-9,27	0,0000	-5,21	0,0000	-7,59	0,0000	-3,21	0,0007
bud2	Dépenses publiques totales/ PIB	-4,24	0,0000	-3,25	0,0000	-4,14	0,0000	-2,37	0,0089
bud3	Dépenses en capital/PIB	-2,34	0,0097	-0,74	0,2309	-3,27	0,0005	-1,43	0,0769
det1	Total de la dette extérieure/ PIB	-0,64	0,2627	0,54	0,7048	0,12	0,5468	1,18	0,8818
det2	Total de la dette extérieure/ Exportations totales	-9,32	0,0000	-0,80	0,2110	-10,95	0,0000	0,61	0,7289
scour	Solde courant/ PIB	-3,73	0,0001	-1,48	0,0689	-4,09	0,0000	-2,07	0,0193
cycr1	Cycle réel approximé à l'aide du PIB réel	-7,76	0,0000	-5,40	0,0000	-6,89	0,0000	-3,96	0,0000
cycr2	Cycle réel approximé à l'aide de l'absorption réelle	-7,48	0,0000	-5,93	0,0000	-5,58	0,0000	-3,91	0,0000
cycf1	Cycle financier approximé à partir des créances intérieures	-3,43	0,0003	-3,20	0,0007	-1,32	0,0928	-1,58	0,0570
cycf2	Cycle financier approximé à partir des créances à l'économie	-2,91	0,0018	-2,17	0,0150	-0,30	0,3809	0,29	0,6135
cycf3	Variation des créances intérieures/ PIB	-11,05	0,0000	-6,07	0,0000	-10,41	0,0000	-5,21	0,0000
cycf4	Variation des créances à l'économie/ PIB	-11,93	0,0000	-6,43	0,0000	-10,82	0,0000	-5,08	0,0000
tcer	Taux de change effectif réel	-2,43	0,0080	-1,15	0,1250	-2,39	0,0080	-3,74	0,0000
aen1	Avoirs extérieurs nets/PIB	-2,44	0,0070	0,56	0,7130	-1,69	0,0460	1,57	0,9420
dpibr	Différence du PIBR	-7,47	0,0000	-4,05	0,0000	-7,47	0,0000	-4,43	0,0000
dptr	Dépenses publiques totales réelles	4,92	1,0000	5,08	1,0000	1,71	0,9561	2,57	0,9949
ddptr	Variation des dépenses publiques totales déflatées par l'IHPC	-10,87	0,0050	-6,29	0,0000	-10,06	0,0000	-4,88	0,0000
dcred1_r	Variation des créances intérieures déflatées par l'IHPC	-7,13	0,0000	-3,46	0,0000	-5,62	0,0000	-1,38	0,0000
dcred2_r	Variation des créances à l'économie déflatées par l'IHPC	-8,33	0,0000	-5,07	0,0000	-7,73	0,0000	-4,87	0,0000
Test de Levin-Lin-Chu (2002)		<i>Lag = 0</i>		<i>Lag = 1</i>		<i>Trend & Lag = 0</i>		<i>Trend & Lag = 1</i>	
<i>Variables</i>	<i>Intitulé</i>	<i>Adjusted t*</i>	<i>P-value</i>	<i>Adjusted t*</i>	<i>P-value</i>	<i>Adjusted t*</i>	<i>P-value</i>	<i>Adjusted t*</i>	<i>P-value</i>
crois_m	Croissance du PIB mondial	-9,71	0,0000	-7,68	0,0000	-7,9968	0,0000	-5,5107	0,0000
fin	Indice de volatilité du marché financier américain	-4,38	0,0000	-4,50	0,0000	-3,02	0,0013	-3,14	0,0008
tmm	Taux moyen du marché monétaire	-7,55	0,0000	-0,63	0,2628	-7,2554	0,0000	-1,6147	0,0532

Tableau 4.a : Tests de spécification de Hausman

Variables		Modèle 3		Modèle 4	
		FE	RE	FE	RE
L.bud2	Ratio des dépenses publiques totales/ PIB retardé d'une période	0,7080	0,8119	0,7285	0,8151
cycr2	Cycle réel approximé à l'aide de l'absorption réelle	0,0003	0,0003	0,0003	0,0003
cycf3	Variation des créances intérieures/ PIB	0,2204	0,2127	-	-
cycf4	Variation des créances à l'économie/ PIB	-	-	0,3002	0,3372
fin	Indice de volatilité	-0,0003	-0,0003	-0,0003	-0,0002
det2	Ratio de la dette extérieure/ Exportations retardé	-0,0014	-0,0002	-0,0012	0,0001
dum_2020	Dummy lié au Covid-19	0,0392	0,0376	0,0419	0,0410
Chi2(6)		25,5		15,98	
Prob. > chi2		0,0003		0,0139	

Tableau 5 : Résultats des estimations à l'aide de la méthode SURE

Variables	Modèle 1				Modèle 2			
	bud2	cycr2	cycf3	scour	bud2	cycr2	cycf4	scour
L.bud2	0.790*** (0.0436)	-1.673 (13.05)	0.105*** (0.0374)	-0.341*** (0.0811)	0.768*** (0.0440)	-1.738 (13.21)	0.0771*** (0.0276)	-0.310*** (0.0819)
L.cycr2	-7.94e-06 (0.000208)	0.355*** (0.0624)	-0.000299* (0.000179)	0.000299 (0.000388)	2.27e-05 (0.000209)	0.357*** (0.0628)	-0.000233* (0.000131)	0.000251 (0.000389)
L.cycf4					0.133 (0.112)	14.82 (33.43)	0.0436 (0.0699)	-0.219 (0.207)
det2	0.000994 (0.000758)	-0.0383 (0.227)	8.68e-05 (0.000650)	-0.00124 (0.00141)	0.00129* (0.000772)	-0.0289 (0.231)	-0.000726 (0.000484)	-0.00166 (0.00144)
fin	3.98e-05 (0.000305)	0.310*** (0.0913)	0.000402 (0.000262)	-0.000392 (0.000568)	7.85e-05 (0.000304)	0.307*** (0.0910)	0.000113 (0.000190)	-0.000437 (0.000565)
pindu	-0.000140 (0.000101)	-0.0619** (0.0303)	-0.000211** (8.68e-05)	2.56e-05 (0.000188)	-0.000122 (0.000102)	-0.0607** (0.0305)	-4.95e-05 (6.38e-05)	-2.40e-06 (0.000189)
pfood	0.000212 (0.000223)	-0.0345 (0.0668)	0.000767*** (0.000191)	0.000349 (0.000415)	0.000176 (0.000220)	-0.0286 (0.0658)	0.000131 (0.000138)	0.000382 (0.000408)
poilapsp	7.35e-06 (7.34e-05)	0.00768 (0.0220)	-2.30e-05 (6.30e-05)	-0.000191 (0.000137)	-1.24e-06 (7.41e-05)	0.00516 (0.0222)	4.68e-05 (4.64e-05)	-0.000173 (0.000138)
dum_2020	0.0262** (0.0102)	-5.259* (3.065)	-0.00136 (0.00878)	0.0157 (0.0191)	0.0265*** (0.0102)	-5.508* (3.055)	-0.00961 (0.00639)	0.0160 (0.0190)
L.cycf3	-0.0840 (0.0832)	13.06 (24.91)	0.0430 (0.0714)	0.0761 (0.155)				
tmm	-0.00873*** (0.00323)	-3.516*** (0.969)	-0.000606 (0.00278)	-0.000469 (0.00602)	-0.00882*** (0.00323)	-3.495*** (0.968)	-0.000956 (0.00203)	-0.000411 (0.00601)
Constant	0.0631*** (0.0210)	15.14** (6.285)	-0.0516*** (0.0180)	0.00630 (0.0391)	0.0647*** (0.0209)	14.74** (6.256)	-0.00691 (0.0131)	0.00523 (0.0388)
Observations	216	216	216	216	216	216	216	216
R-squared	0,77	0,23	0,35	0,11	0,77	0,23	0,28	0,11
Fisher Stat. (F)	66,55	6,10	10,95	2,55	66,72	6,09	7,81	2,65
Prob. > F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0050	0,0000	0,0000	0,0000	0,0035

Note : pindu, pfood et poilapsp sont respectivement les indices de prix des inputs industriels, de produits alimentaires et de pétrole.

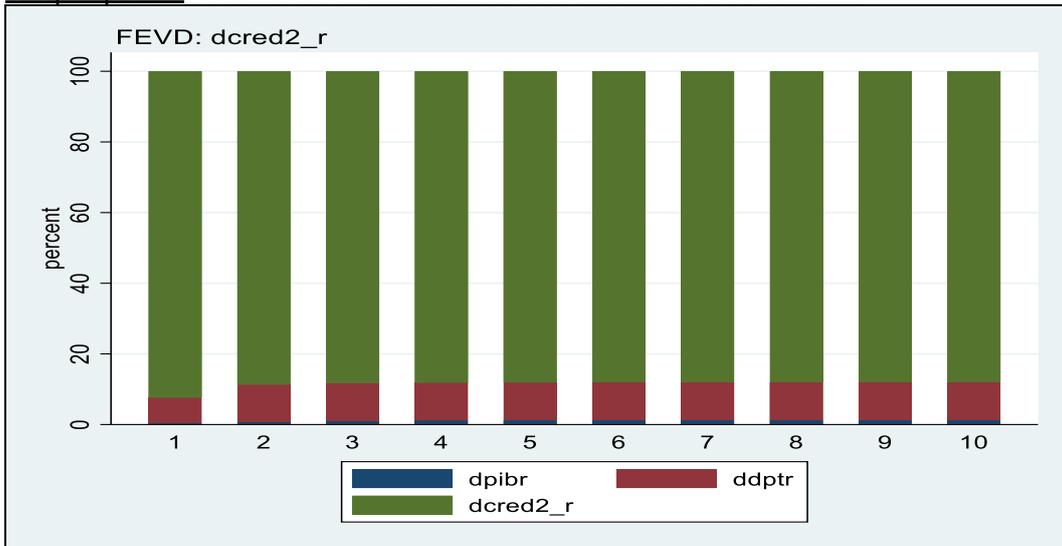
Correlation matrix of residuals:

	Modèle 1				Modèle 2			
	bud2	cycr2	cycf3	scour	bud2	cycr2	cycf4	scour
bud2	1,0000				1,0000			
cycr2	0,0668	1,0000			0,0617	1,0000		
cycf3	0,1367	0,0500	1,0000		0,1589	-0,0033	1,0000	
scour	-0,0312	-0,0717	-0,0650	1,0000	-0,0275	-0,0683	-0,0653	1,0000
Breusch-Pagan test of independence:		Modèle 1			Modèle 2			
chi2(6)		7,77			8,37			
Prob.		0,2555			0,2124			

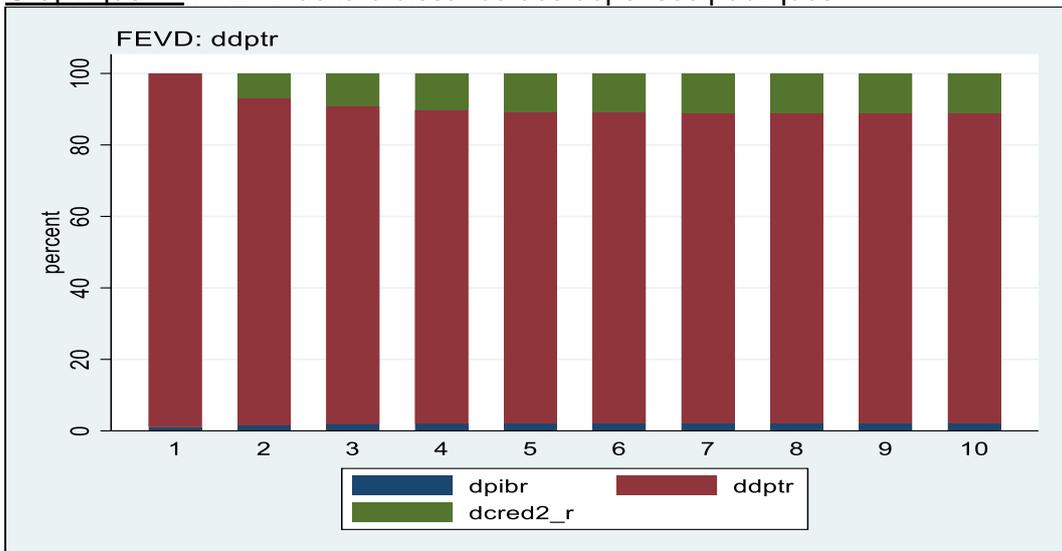
Note : les valeurs entre les parenthèses sont écarts-types des erreurs.

Annexe 2: Décomposition de la variance des erreurs de prévision

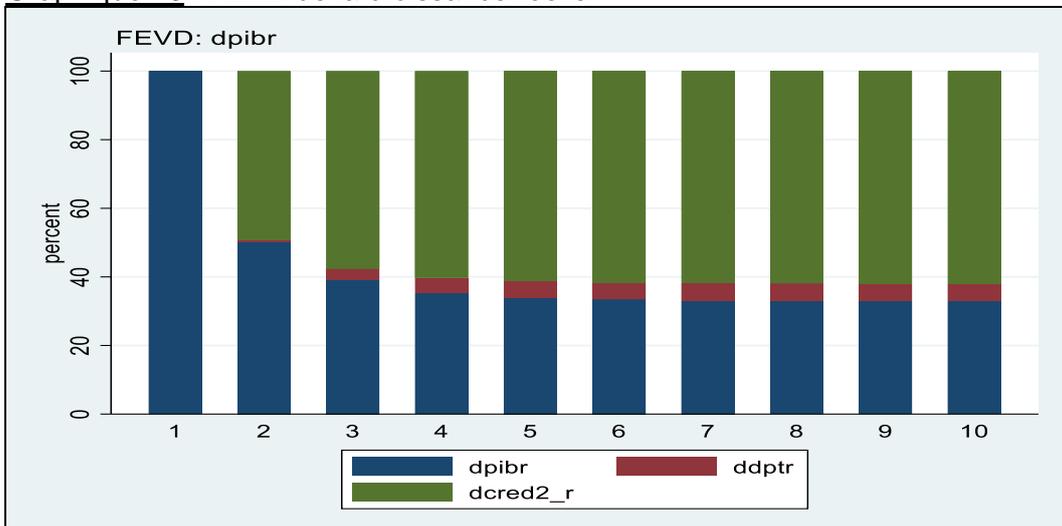
Graphique 11 : FEVD de la croissance des créances à l'économie



Graphique 12 : FEVD de la croissance des dépenses publiques

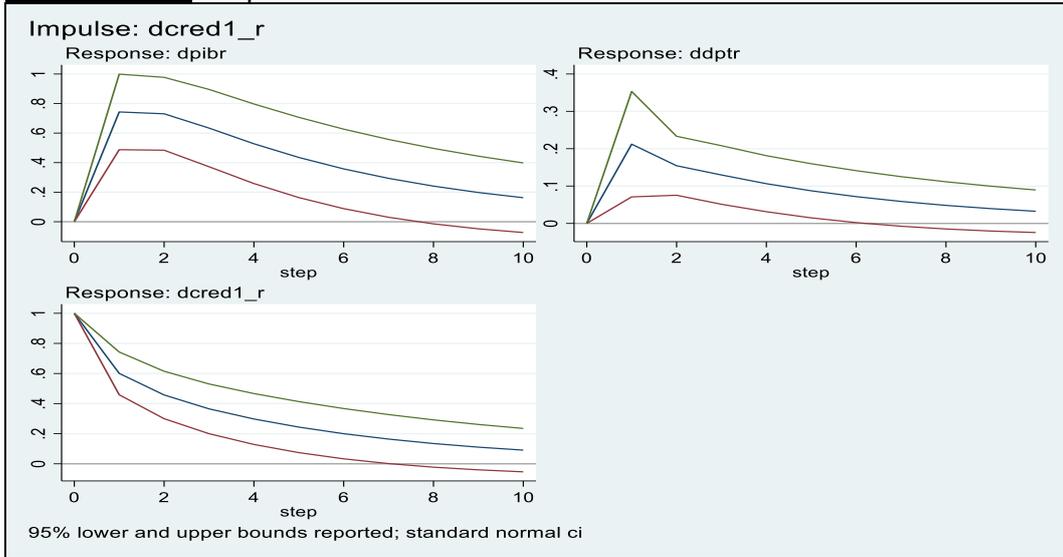


Graphique 13 : FEVD de la croissance réelle

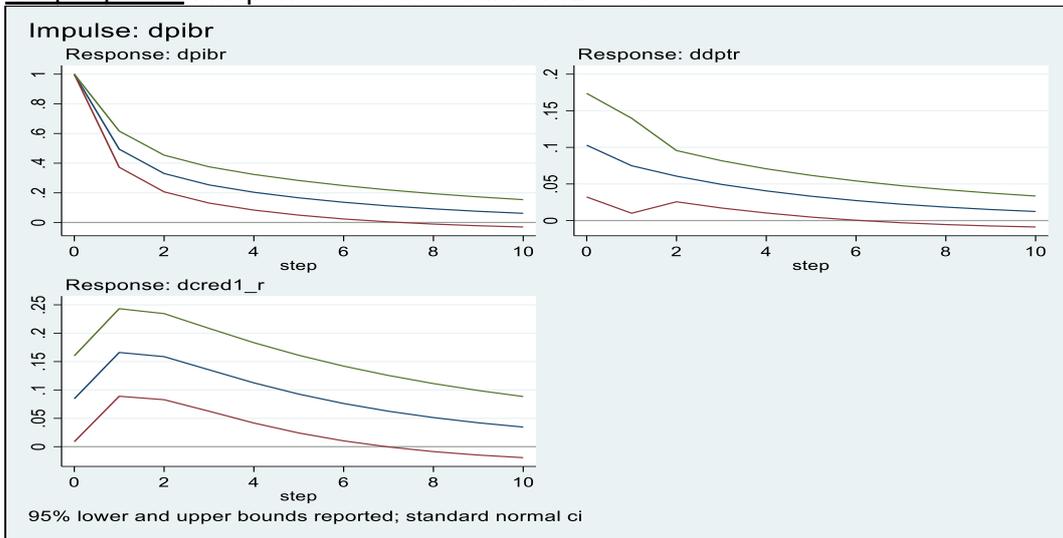


Annexe 3 : Fonctions de réponses aux impulsions (Modèle avec créances intérieures)

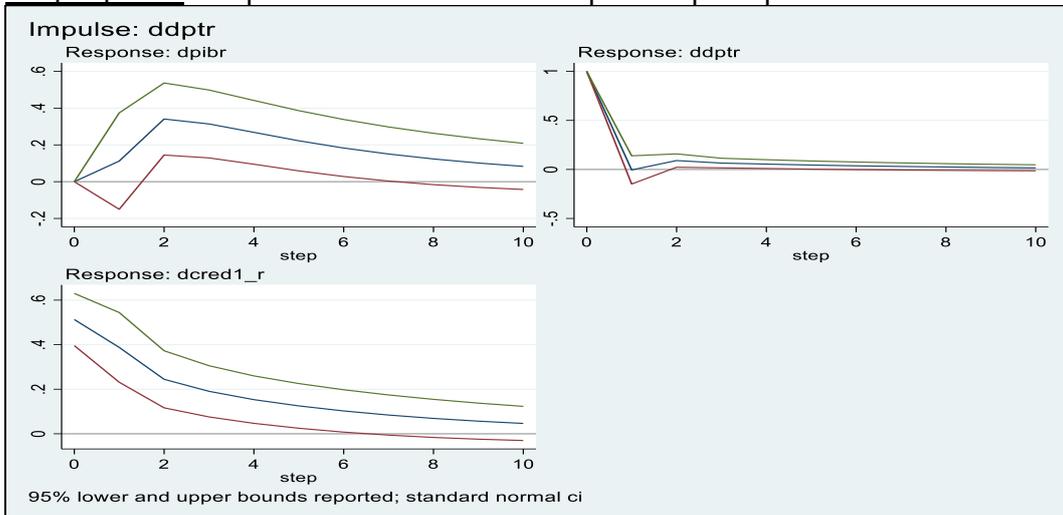
Graphique 14 : Réponses au choc sur les créances à l'économie



Graphique 15 : Réponses au choc sur le PIB réel



Graphique 16 : Réponses au choc sur les dépenses publiques





**Centre Ouest Africain de Formation
et d'Etudes Bancaires (COFEB)**

Avenue Abdoulaye Fadiga
BP : 3108 Dakar - Sénégal
Téléphone : 00 221 33 839 05 00
Fax : 00 221 33 823 83 35
Contact : courrier.zdrp@bceao.int

<https://cofeb.bceao.int>