

Le Pacte de stabilité en vigueur dans la zone UEMOA entrave-t-il le rôle contra-cyclique des politiques macroéconomiques ?

SAGNA Ahmed Al Mahdi

Introduction

Les développements récents notés dans l'analyse des politiques budgétaires (Alesina et Perotti (1995), Cour et al. (1996), Giavazzi et al. (2000), Afonso (2001)) ont contribué à remettre en cause l'activisme contra-cyclique découlant des schémas keynésiens. Partant du fait que les décisions de consommations des agents privés reposent sur un arbitrage inter-temporel, ces auteurs soutiennent l'ambiguïté des effets des impulsions budgétaires sur l'activité économique. En effet, lorsque la situation des finances publiques, notamment l'endettement extérieur total, est jugée soutenable, une relance budgétaire peut produire un effet de substitution positif. En revanche, si les agents s'attendent à rembourser la dette consécutive aux déficits, l'action de l'Etat produit un effet « non keynésien » dans la mesure où elle n'affecte pas le produit intérieur. L'anticipation de remboursement de la dette, par le biais d'une augmentation de la fiscalité, suscite une diminution instantanée des dépenses privées et fait du déficit public un simple transfert inter-temporel.

Sous ce rapport, l'influence réelle de la politique budgétaire sur l'activité économique dépendrait du niveau de la dette ou plus généralement du niveau du déficit public. C'est dans cet élan d'abandon des politiques discrétionnaires, en vue d'une meilleure stabilisation budgétaire et plus généralement d'une meilleure stabilisation macroéconomique (Fatàs et Mihov, 2003a, b) que la surveillance multilatérale et le pacte de stabilité, largement inspirés du traité de Maastricht, ont été initiés dans les zones monétaires de la

zone franc (CEMAC et UEMOA). Ces mesures qui font office de règles budgétaires en Union Economique et Monétaire (UEM), entendent refondre le cadre d'exercice de la politique budgétaire, en dissuadant les politiques de relance discrétionnaire en faveur des mécanismes de stabilisation automatique pour assurer le lissage des fluctuations cycliques.

Le pacte de stabilité, en prohibant explicitement les déficits publics, met en opposition deux hypothèses. Si la limitation des déficits publics est crédible, elle peut durablement éloigner les menaces d'insoutenabilité qui fondent les expériences d'effets non keynésiens de la politique budgétaire. L'idée sous-jacente est que lorsque ces politiques sont mieux anticipées, davantage prévisibles, elles peuvent recouvrer leur efficacité dans les missions de régulation conjoncturelle qui leur sont le plus souvent assignées. Par contre, l'affichage clair d'une limitation des déficits peut renforcer les réactions rationnelles des agents économiques et généraliser un régime de fiscal *stress* permanent. Les anticipations pessimistes et auto-réalisatrices du public vont alors neutraliser les effets des impulsions budgétaires (Pommier, 2006).

Notre démarche, dans ce chapitre, s'inscrit dans cette ligne de réflexion et recherche, précisément, à évaluer l'influence des politiques macroéconomiques, particulièrement les politiques budgétaires sur l'activité économique des Etats membres de l'UMOA. Ce faisant, on suppose une non linéarité des effets de la politique budgétaire sur l'activité économique en fonction de l'évolution du niveau de la dette publique et du niveau de déficit public. Compte tenu du délai nécessaire pour opérer des modifications dans l'orientation de la politique budgétaire, nous estimons que les modèles vectoriels auto-régressif à transmission lisse (LSTVAR¹) sont plus appropriés à notre problématique.

1. Logistic Smooth Transition Vector Auto Regression

Ce chapitre est divisé en quatre parties. Après une revue de la littérature théorique et empirique sur les règles budgétaires et la conduite des politiques budgétaires en Union Economique et Monétaire, nous procédons à une analyse descriptive de l'orientation des politiques macroéconomique en UEMOA dans la deuxième partie. La troisième partie est dédiée à l'analyse des effets de la politique de budgétaire sur l'activité économique. Enfin, le modèle économétrique retenu et la discussion des résultats sont présentés dans la quatrième et dernière partie.

1 Une revue de la littérature théorique et empirique sur les règles budgétaires et la conduite des politiques budgétaires en union économique et monétaire

Une politique budgétaire est dite contra-cyclique si elle est destinée à stabiliser l'activité économique. On entend par stabilisation de l'activité lorsque la politique budgétaire est expansive en période de ralentissement de l'activité et restrictive en temps de conjoncture favorable. Il convient, d'ores et déjà, de préciser que la contra-cyclicité est d'origine différente, selon que la variation du solde budgétaire résulte de la volonté des gouvernements (politique discrétionnaire) ou endogène résultant de l'évolution même de la conjoncture (stabilisateurs automatiques). En effet, à taux d'imposition donné, les fluctuations du produit et de la consommation entraînent dans le même sens celles des recettes fiscales, qui augmentant en expansion et diminuant en récession, jouent un rôle de stabilisation automatique.

A ce propos, dans une étude dédiée à cette problématique, Ary Tanimoune et Plane (2004) trouvent que la capacité de lissage des stabilisateurs automatiques en UEMOA est très faible. Ils trouvent en moyenne une valeur de 0,03%. Autrement dit, une variation de 1% de la croissance observée par rapport à la croissance potentielle, ne fait varier le solde budgétaire que de 0,03%. A ce titre, toute la fonction de stabilisation de l'activité économique semble être assurée en UEMOA par la politique budgétaire discrétionnaire. Cette politique est contra-cyclique si elle accroît les dépenses publiques et réduit les taux d'imposition en période de ralentissement de l'activité économique et agit inversement en période d'expansion. Dans le cas contraire, on parle alors de politique budgétaire discrétionnaire pro-cyclique.

Plusieurs arguments sont avancés dans la littérature pour expliquer le biais pro-cyclique dans l'orientation de la politique budgétaire discrétionnaire. La pro-cyclicité de la politique budgétaire s'explique selon Adler (2008) par l'incapacité des gouvernements à emprunter pendant les mauvaises périodes à cause de l'imperfection des marchés de capitaux et d'épargner pendant les bonnes périodes à cause d'un « effet de voracité »

(Tornell et Lane (1999) ; Akitoby et al (2006)). Cette voracité est liée au fait que certains groupes de pression « influents » font en sorte que les recettes fiscales plus fortes que prévu entraînent une augmentation plus que proportionnelle des dépenses publiques.

A cela, s'ajoute l'exigence disciplinaire relative aux critères du pacte de convergence et de stabilité en vigueur dans la plupart des unions monétaires imposant, aux gouvernements des Etats membres une politique d'endettement public soutenable (Alberola et Montero, 2006). La corruption est également identifiée comme source de pro-cyclicité de la politique budgétaire par Alesina et Tabellini (2005). Une mauvaise qualité des institutions (Calderon, Duncan et Shimidt-Hebbel (2004), des préférences hétérogènes concernant la distribution des revenus (Woo, 2006), une variabilité élevée des bases fiscales et des incitations politiques éloignées de l'intérêt général (Talvi et Végh, 2005) ou encore une volatilité élevée de la production (Coricelli et Ercolani (2002) ; Lane (2003) ; Debrun Faruquee et Beetsma (2004) ; Manasse (2006)) sont également des causes d'une orientation pro-cyclique de la politique budgétaire. D'autres travaux soutiennent, en outre, que le calendrier électoral (les années d'élection) peut constituer un biais important de pro-cyclicité des politiques budgétaires (OCDE (2003) ; Turrini (2008)).

Ils estiment que les gouvernement évitent de mener des politiques de restrictions budgétaires, lorsque les élections ont lieu pendant une mauvaise période et entreprennent des politiques d'expansion budgétaire, lorsque les élections sont tenues pendant de bonnes périodes. Enfin, Jaeger et Shuknecht (2004) ajoutent parmi les source de pro-cyclicité de la politique budgétaire le cycle des prix des actifs financiers. Aghion et Marinesau (2007) estiment, pour leur part, que la politique budgétaire tend à être plus souvent contra-cyclique dans les pays caractérisés par un niveau de développement financier élevé et une politique monétaire de ciblage de l'inflation ou dans les économies plus ouvertes sur l'extérieur (Afonso, Aguello et Furceri, 2008).

A côté de ces deux politiques budgétaires, est définie une troisième politique, qui consiste à maintenir stable les taux d'imposition et les dépenses publiques quelle que soit la conjoncture. On parle alors de politique acyclique ou neutre (Barro, 1979). Dans ce cas, le lissage de l'activité économique, en présence de fluctuations, est assuré par le jeu

des stabilisateurs automatiques.

En Union Economique et Monétaire, le comportement cyclique des politiques macroéconomiques s'inscrit dans le cadre de la conciliation de la stabilisation des économies des pays membres et l'exigence de discipline gage du bon fonctionnement de l'espace communautaire. Sous ce rapport, comme le souligne Huart, F. (2011), l'orientation de ces politiques devrait être contra-cyclique quelle que soient les conditions cycliques. En d'autre terme, lorsque la croissance économique ralentit, la politique budgétaire doit soutenir l'activité (détérioration du solde budgétaire) et lorsqu'elle s'accélère, elle doit, dans ce cas stabiliser l'activité (amélioration du solde budgétaire). Dans cet ordre d'idées, en Union monétaire, les politiques budgétaires nationales sont appelées à concilier la stabilisation économique et les règles de disciplines budgétaires. D'une part, ces politiques sont appelées à amortir les fluctuations du PIB lorsque l'économie est touchée par des chocs. D'autre part, elles doivent éviter des déficits publics « excessifs » et des dettes publiques non soutenables.

Une politique budgétaire contra-cyclique au niveau national est d'autant plus nécessaire pour stabiliser les fluctuations économiques conjoncturelles spécifiques, lorsqu'il existe des rigidités nominales ou réelles dans l'économie ou encore lorsqu'il manque des mécanismes d'ajustements alternatifs (flexibilité des prix et des salaires, mobilité du travail et des capitaux, intégrations financière et budgétaire). En ce sens, dans les périodes défavorables, une orientation budgétaire expansive contra-cyclique vise à soutenir la demande globale. Tandis que dans les périodes favorables, une orientation budgétaire restrictive contra-cyclique découle du besoin de réduire les déficits publics, éventuellement accumulés pendant les mauvaises périodes et de la nécessité de dégager des excédents publics, afin de s'assurer des marges manœuvres.

La question relative aux règles budgétaires et le comportement cyclique de la politique budgétaire en Union Economique et Monétaire ont fait l'objet de plusieurs travaux dans la littérature. Bayoumi et Eichengreen (1995) s'intéressant à cette problématique, soutiennent qu'aux Etats-Unis, la politique budgétaire est moins contra-cyclique dans les Etats qui ont des règles budgétaires strictes. Sorensen et Yosha (2001) estiment que

les dépenses publiques sont pro-cycliques, pendant les mauvaises périodes dans les Etats avec des règles de budgets équilibrés, tandis qu'elles sont pro-cycliques pendant les bonnes périodes dans les Etats où les règles de budgets équilibré sont moins strictes.

Pour ce qui est des pays européens, une étude de la commission européenne (EC, 2006) montre que les dépenses publiques sont pro-cycliques pendant les bonnes périodes dans 80% des pays de l'UE (Union Européenne) qui n'ont pas de règles de dépenses et dans moins de 60% des pays qui ont des règles de dépenses strictes. Dans ces derniers, la politique budgétaire est plus pro-cyclique pendant les mauvaises périodes, essentiellement à cause de la composante recette. En effet, les règles prévoient que les gouvernements remboursent aux contribuables les recettes fiscales supplémentaires imprévues. Ce qui peut rendre le solde budgétaire moins contra-cyclique ou même le rendre pro-cyclique.

En dépit de ces résultats, il convient de souligner que la plupart de ces études, particulièrement en Europe concluent que les règles budgétaires européennes n'ont pas créé de biais pro-cyclique dans l'orientation des politiques budgétaires (Gali et Perotti (2003), OCDE (2003), EC (2004), Annett (2006), Golenelli et Monigliamo (2006), Wyplosz (2006), Turrini (2008), Leigh et Stehn (2009)). Il n'y a pas non plus de résultats robustes soutenant une orientation budgétaire clairement contra-cyclique.

Cette apparente orientation contra-cyclique de la politique budgétaire, soutient Huart, F. (op. cit), est essentiellement due aux stabilisateurs automatiques. L'auteur estime que la détérioration des soldes budgétaires structurels primaires hors effets cycliques et hors paiements d'intérêts est relativement faibles en 2009 dans les pays de la zone euro. Elle soutient, en outre, que les politiques budgétaires discrétionnaires n'ont pas souvent été contra-cycliques dans les pays de la zone euro depuis 1970. Elles le deviendront qu'à partir de 1999, particulièrement pendant les mauvaises périodes. Pendant les bonnes périodes, les politiques budgétaires discrétionnaires n'ont pas tendance à être pro-cycliques, mais elles ne sont pas non plus clairement contra-cycliques.

S'agissant des pays de la zone UEMOA, les rares études dédiées à ces questions concluent la pro-cyclicité des politiques budgétaires des pays membres et ceci bien que Talvi et Végh (op. cit) ait montré la contra-cyclicité des budgets dans les PVD (Pays en Voie de développement) (Doré et Masson (2002)). Cette pro-cyclicité pourrait s'expliquer par l'influence des institutions mises en place dans la zone au lendemain de la dévaluation du franc CFA (surveillance multilatérale (1997) et le pacte de stabilité (1999)). Les conséquences de celles-ci sur la cyclicité des politiques budgétaires dans la zone UEMOA ont été analysées par Tapsoba et Guillaumont S. J. (2011) sur la période 1980-2008.

Dans le cadre d'un modèle de Talvi et Végh (op. cit) amendé, ces derniers soutiennent que les gouvernements soumis à une contrainte d'équilibre budgétaire permanent pratiquent comme les autres pays en développement une politique budgétaire pro-cyclique. Cette politique est accentuée durant les phases de récession. Ils poursuivent en soulignant que les exigences de la surveillance multilatérale et du pacte de convergence et de stabilité ne sont contraignantes en UEMOA que pendant les périodes défavorables. En expansion, où le solde budgétaire primaire est positif les Etats n'ont pas de difficultés particulières à respecter les contraintes régionales. Autrement dit, les règles budgétaires mises en œuvre dans la zone UEMOA tendent à exacerber le caractère pro-cyclique de la politique budgétaire dans les périodes de basse conjoncture.

2 Analyse descriptive de l'orientation des politiques macroéconomiques dans la zone UEMOA

Le maintien de l'économie sur son sentier d'équilibre en Union Economique et monétaire (UEM) est garanti par une élaboration cohérente des politiques macroéconomiques en son sein. Dans la zone UEMOA, à l'image des zones monétaires des pays industrialisés, cet exercice s'opère à travers la manipulation des variables monétaires (conduite centralisée de la politique monétaire par une agence indépendante des pouvoirs politiques : la Banque Centrale des Etats de l'Afrique l'Ouest (BCEAO)) et des variables budgétaires (dont l'orientation est à la discrétion des pays membres). Ceci conduit, en Union monétaire, au développement de comportements stratégiques entre les différentes autorités en charge de la mise en œuvre des politiques macroéconomiques.

Des auteurs se sont particulièrement intéressés à cette problématique dans littérature économique. Nous sommes passés en revue sur les différentes conclusions issues de ces travaux dans le *premier chapitre* de cette thèse. En fonction de l'évolution de la situation économique de la zone, la Banque Centrale commune et les différents gouvernements des Etats membres peuvent décider de coordonner leurs actions (complément stratégique) ou décider chacun de poursuivre son objectif sans se soucier de la cohérence globale du policy-mix (on parle alors de substitut stratégique).

En Union Economique et Monétaire, il est généralement assigné à la politique monétaire de maintenir stable le niveau général des prix. A ce propos, le traité instituant l'UEMOA assigne clairement à la politique monétaire conduite par la BCEAO un objectif principal de stabilité des prix. Toutefois, l'article 12 de ce traité précise que le conseil des ministres des finances de l'Union « *définit la politique monétaire et de crédit afin d'assurer la sauvegarde de la monnaie commune et de pourvoir au financement de l'activité et du développement des Etats de l'Union* ». A cet égard, bien que le principe de stabilité des prix et la sauvegarde de la monnaie constituent un objectif inaltérable de la politique monétaire conduite dans la zone, le soutien à l'activité devrait être de plus en plus pris en compte par cette dernière. L'objectif de la politique monétaire de la BCEAO, faut-il

le rappeler, est de sauvegarder la valeur interne et externe du franc CFA (Communauté Financière d'Afrique) par une couverture appropriée de l'émission monétaire par les réserves de changes, mais aussi, de faciliter le financement des dépenses publiques des Etats membres et des secteurs d'activités jugés prioritaires. Le taux de couverture du franc CFA est approximé par le ratio des avoirs extérieurs nets sur les engagements à vues de la BCEAO (20% minimum requis). La garantie de la convertibilité du franc CFA, à travers le mécanisme du compte d'opération, a pour contrepartie le contrôle de la politique monétaire de la BCEAO par le trésor français.

Celui-ci se traduit par l'activation de clause de sauvegarde lorsqu'une position débitrice durable du compte d'opération est observée. Elle se matérialise, entre autres, par une hausse des taux directeurs de la BCEAO, des pratiques dites de ratissage ou encore par des pénalités versées au trésor français. A cela, s'ajoute la contrainte d'utilisation des taux d'intérêt directeurs pour maintenir la position externe de la zone stable. En effet, pour éviter une fuite massive des capitaux et une dégradation de la position externe de la zone, la BCEAO est obligée de maintenir un différentiel positif entre ses taux directeurs et ceux de l'euro-système. Ce faisant, la primauté de l'objectif de défense de la valeur externe du franc CFA sur tous les autres réduit l'autonomie de la politique monétaire de la BCEAO et limite considérablement la possibilité d'utiliser les taux d'intérêt directeurs comme instrument de stabilisation de l'activité économique.

Il convient, à ce stade, de préciser que la BCEAO détermine le montant des refinancements des économies nationales en appréciant l'évolution prévisible du PIB, des finances publiques et de la balance des paiements, sous la contrainte d'un niveau adéquat de ses avoirs extérieurs pour couvrir l'émission monétaire. Cependant, ces deux dernières décennies inaugurent une nouvelle ère dans la gestion de l'instrument monétaire. On note de plus en plus de réformes allant dans le sens du renforcement de l'instrument monétaire. Celles-ci consistent, d'abord, à renforcer les instruments dirigistes (1989), puis à donner un rôle plus important aux taux d'intérêt directeurs, à réformer les interventions de la BCEAO sur le marché interbancaire (1993 - 1996), à mettre en place un système de réserve obligatoire et à l'arrêt des avances de la BCEAO aux trésors nationaux (Guillaumont, J.

S., 2012).

A partir ce moment, les instruments de la politique monétaire de la BCEAO sont semblables à ceux des Banques Centrales des pays industrialisés. Elle exerce une action indirecte sur le crédit bancaire à travers ses deux taux d'intérêt directeurs. Il s'agit du taux de soumission minimal des appels d'offre et le taux du guichet de prêt marginal. Le premier est déterminé par une procédure d'adjudication régionale à taux multiple dont la fréquence est hebdomadaire. Ce taux minimal de soumission est fixé à 100 points de base en dessous du taux de guichet de prêt marginal. Pour ce qui est du second, il s'agit d'un taux fixe appliqué au guichet permanent de refinancement, susceptible d'être utilisé à l'initiative des établissements de crédits, pour des durées variant entre un et sept jours.

Quant à la politique budgétaire, elle est à la discrétion des gouvernements nationaux. D'une manière générale, la conduite de la politique budgétaire en Union monétaire est essentiellement orientée vers le soutien de l'activité économique. Toutefois, ces dernières ne doivent pas négliger les fluctuations du niveau général des prix. L'inflation doit être suffisante pour soutenir l'activité économique et l'emploi. Elle ne doit pas, non plus, être trop élevée pour décourager l'épargne et l'investissement à long terme. En outre, les gouvernements sont appelés à stabiliser le niveau des dépenses publiques. Une hausse de ces dernières peut accroître l'inflation nationale et l'inflation moyenne de l'Union. Si la Banque Centrale commune réagit à cette hausse par une politique monétaire restrictive, celle-ci peut affecter négativement l'activité de tous les pays membres. A ce titre, la coordination des actions budgétaires en Union Economique et Monétaire est nécessaire en vue d'une meilleure stabilisation macroéconomique.

Depuis 1997, les politiques macroéconomiques sont conduites dans la zone UEMOA dans le cadre de la surveillance multilatérale et à partir de 1999, les objectifs de ces politiques sont inscrits dans le cadre du Pacte de Convergence de Stabilité de Croissance et de Solidarité (PCSCS) qui repose sur le suivi d'indicateurs se rapportant au secteur réel, aux finances publiques, à la balance des paiements et à la monnaie. Dans l'élaboration de la politique monétaire, l'accent est mis sur la maîtrise de l'inflation, la consolidation des réserves de changes et le financement de l'économie. Quant à la mise en œuvre des poli-

tiques budgétaires, la maîtrise des finances publiques et la gestion de la dette (intérieure et extérieure) en sont devenues des piliers importants. Etant entendu que l'objectif, *in fine*, de la surveillance multilatérale et du pacte de stabilité, en vigueur dans la zone, est d'assurer des conditions économiques, monétaires et financières favorables à une stabilité macroéconomique et à une croissance économique soutenue et durable dans la zone.

Sous ce rapport, le traité de l'UEMOA, en son article 64, estime que « *la coordination initiée dans le cadre du pacte de stabilité vise à rétablir les grands équilibres macroéconomiques pour favoriser l'investissement, le plein emploi et la croissance en liaison avec une croissance soutenue, une meilleure répartition des revenus, un solde soutenable de la balance des paiements courants et une amélioration de la compétitivité des économies de l'Union* ». Force est de constater qu'après plus d'une décennie d'application, les résultats du pacte, en terme de stabilisation et de croissance, sont loin des espérances. Nous avons montré dans le *troisième chapitre* de cette thèse que malgré la mise en œuvre des mesures de la surveillance multilatérale et l'entrée en vigueur des critères du pacte de stabilité (décembre 1999), les chocs d'offre et les chocs monétaires sont globalement asymétriques, même si on note une certaine convergence des chocs de demande réels.

L'interaction de la politique monétaire commune et les différentes politiques budgétaires, en vue d'une stabilisation efficace des chocs risque de déboucher sur un conflit stratégique. Or, comme le soulignent Muscatelli et Tirelli (2005) une meilleure coordination des politiques économiques, plus particulièrement des politiques budgétaires est nécessaire pour une amélioration de l'efficacité de la stabilisation des chocs . Il est généralement admis dans la littérature portant sur le policy-mix, qu'en absence de contraintes budgétaires, les chocs de demande peuvent être parfaitement stabilisés par la politique budgétaire, contrairement aux chocs d'offre récessifs et inflationnistes (Muet (1995), Créel et Sterdyniak (1998)). Beetsma et alii (2001) ajoutent, à ce propos, que les chocs de demande ne donnent pas lieu à un conflit d'objectifs entre les autorités sur l'orientation du policy-mix, mais seulement à un conflit sur la part que doit prendre chaque autorité dans la stabilisation des chocs. Busti et al (1998) et Uhlig (2002) estiment, quant à eux, qu'en Union monétaire, la stabilisation macroéconomique s'obtient lorsque la Banque Centrale

stabilise les chocs d'offres symétriques et que les gouvernements s'occupent des chocs de demande nationaux par des actions contra-cycliques et à travers les stabilisateurs automatiques.

Dans le cadre de la zone UEMOA, comme nous l'avons rappelé plus haut, les chocs d'offre et les chocs monétaires sont asymétriques. L'asymétrie des chocs d'offre tient essentiellement à l'hétérogénéité de la situation macroéconomique des pays membres. Quant à l'asymétrie des chocs monétaires, elle s'explique par la fragmentation du marché interbancaire de l'Union avec comme conséquence une mauvaise transmission des taux directeurs de la BCEAO aux conditions de banques, bien qu'à l'état actuel des données, comme le souligne Guillaumont, S. J. (op cit), ce fait ne peut pas être statistiquement prouvé. A cela, s'ajoute l'hétérogénéité structurelle du marché du travail. Ces deux éléments font que la politique monétaire commune a des effets différenciés sur des pays structurellement différents (impacts différents sur le niveau général des prix, durées différentes des effets) (Sarr, 2006).

L'analyse descriptive menée dans ce chapitre cherche essentiellement à se faire une idée de l'orientation des politiques macroéconomiques dans la zone UEMOA. Elle porte sur le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, le Niger, le Sénégal et le Togo. Ces cinq pays retenus dans cette analyse constituent 88,19%² du PIB de l'Union. Le Bénin, la Guinée Bissau et le Mali sont exclus de l'échantillon, car nous ne disposons pas suffisamment de données sur l'Indice harmonisé des prix à la consommation (IPC) pour ces pays. Nous retenons dans cette analyse le Produit Intérieur Brut réel (PIB), l'indice des prix à la consommation (IPC), le solde budgétaire de base et le taux d'escompte de la BCEAO. Le produit intérieur brut et l'indice des prix à la consommation sont extraits de la base de données de la Banque Mondiale (WDI, avril 2015). Quant au solde budgétaire de base et le taux d'escompte, ils sont issus de la base de données de la BCEAO.

2. Calcul de l'auteur à partir des données sur le PIB disponible sur la base de données de la Banque Mondiale (WDI, avril 2015)

L'output gap est utilisé pour approximer l'évolution de l'activité économique (extrait du PIB) par la procédure de lissage à la Hodrick-Prescott (1997). Le débat, en effet, sur la « bonne » méthode d'estimation du PIB potentiel³ reste encore très vif. Cette méthode est également utilisée pour calculer le cycle de l'inflation dans la zone. Ce filtre permet d'éliminer une composante tendancielle stochastique qui évolue lentement dans le temps indépendante de la composante cyclique. Le filtre HP suppose, par exemple, que la série du produit (y) se décompose en un cycle (c) et une tendance (T) résultant d'un calcul d'optimisation où λ est un multiplicateur de Lagrange, représentant le paramètre de lissage :

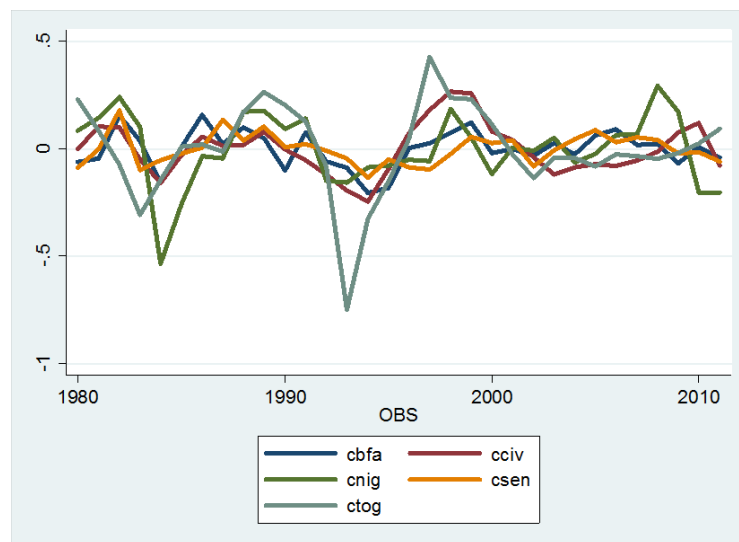
$$\min \sum_{t=1}^N ((y_t - T_t)^2 + \lambda(\Delta T_{t+1} - \Delta T_t)^2) \quad (1)$$

La tendance est choisie de manière à minimiser la variance de la série autour de celle-ci sous une pénalité qui limite les changements dans la variation de T . Ce filtre a l'avantage de la simplicité et surtout la possibilité de l'utiliser sans avoir à prolonger la série initiale. A côté de ces avantages subsiste un certain nombre de limites. En effet, le calcul de la tendance présente un effet de bord. Le cycle peut être bruité par des phénomènes à haute fréquence. Il s'ajoute que le choix du paramètre de lissage est arbitraire (Ravn et Uhlig (2002), Araujo et alii (2004)). La valeur du paramètre, qui permet de dériver la tendance d'une série, est loin de faire l'unanimité. Hodrick et Prescott proposent des valeurs de 1600 pour des données trimestrielles et 100 pour des données annuelles. Dans cette thèse, nous en tenons aux recommandations de ces derniers et retenons 100 comme paramètre de lissage. L'orientation de la politique budgétaire discrétionnaire est appréhendée par le solde budgétaire de base isolé des effets de la conjoncture. Ce solde est déduit de la différence entre le solde budgétaire effectif et le solde budgétaire conjoncturel. Enfin, Le taux d'escompte est retenu pour approximer la politique monétaire.

3. Pour plus de détails sur cette littérature, voir Ary Tanimoune, Combes et Plane (2011)

La figure 1 retrace l'évolution de l'output gap des cinq pays membres de l'UEMOA retenus dans l'analyse. *Le tableau 1* qui s'en suit enregistre les valeurs des coefficients de corrélation de l'output gap sur la période 1980-2011. L'analyse de cette figure met en exergue trois faits. Premièrement, quand on considère l'évolution globale de l'output gap, on remarque une nette décorrélation des cycles des pays membres de l'UEMOA. Deuxièmement, on note que le cycle du Niger et celui du Togo semblent les plus décorrélés à ceux du reste des pays membres. Enfin, sur la période 2000-2008, les cycles d'activité des pays membres semblent converger.

Graphique 1 – Evolution de l'output gap des pays de l'UEMOA



Pour ce qui est de l'analyse du degré de corrélation des cycles d'activité dans la zone, nous adoptons la démarche suivante : d'abord le coefficient de corrélation de l'output gap est calculé entre les différents pays sur l'échantillon global. Ensuite, pour prendre en compte les effets des réformes entreprises dans la zone, nous scindons la période d'étude en deux sous périodes : la période allant de 1980 à 1997 et la période allant de 1997 à 2011.

Ce faisant, sur la période 1980-2011, les cycles d'activité de la Côte d'ivoire et du Togo sont significativement et fortement corrélés, au moment où des corrélations significatives et relativement faibles sont notées entre le reste des pays membres. Autrement dit, sur cette période, seuls la Côte d'ivoire et le Togo semblent avoir des structures productives

similaires.

Tableau 1 – Matrice de corrélation de l’output gap des pays de l’UEMOA de 1980 à 2011

	BFA	CIV	NIG	SEN	TOG
BFA	1				
CIV	0,55**	1			
NIG	0,47**	0,39**	1		
SEN	0,56**	0,25	0,36**	1	
TOG	0,37**	0,69**	0,28	0,17	1

, significative au seuil de 10% et *, significative au seuil de 5%

Sur la sous période 1980-1997, on remarque que les cycles d’activité des pays membres sont plus synchrones. On note sur cette période que le cycle d’activité de la Côte d’Ivoire et celui du Burkina Faso sont significativement et fortement corrélés, de même que le cycle du Niger et celui de la Côte d’Ivoire.

Tableau 2 – Matrice de corrélation de l’output gap des pays de l’UEMOA de 1980 à 1997

	BFA	CIV	NIG	SEN	TOG
BFA	1				
CIV	0,70**	1			
NIG	0,53**	0,61**	1		
SEN	0,61**	0,56**	0,41	1	
TOG	0,35	0,69**	0,42	0,34	1

, significative au seuil de 10% et *, significative au seuil de 5%

Enfin sur la sous période 1997-2011, marquant l’entrée en vigueur des critères du pacte de convergence et de stabilité en UEMOA, on note de faibles corrélations des cycles d’activité des pays membres à l’exception de ceux de la Côte d’Ivoire et du Togo où une corrélation significative et forte est notée entre les cycles d’activité. A la lumière de ces résultats, il serait très difficile à la politique monétaire commune de la BCEAO de satisfaire les besoins spécifiques de chaque Etats membres. La fonction de stabilisation de l’activité économique risque d’être entièrement prise en charge par les politiques budgétaires décentralisées.

Tableau 3 – Matrice de corrélation de l’output gap des pays de l’UEMOA de 1997 à 2011

	BFA	CIV	NIG	SEN	TOG
BFA	1				
CIV	0,33	1			
NIG	0,26	0,11	1		
SEN	0,40	-0,19	0,23	1	
TOG	0,32	0,76**	-0,11	-0,37	1

, significative au seuil de 10% et *, significative au seuil de 5%

Pour examiner si les politiques macroéconomiques jouent le rôle de stabilisation lorsque la conjoncture se détériore, nous procédons au calcul des coefficients de corrélation de l’output gap et du cycle de l’inflation. Ces derniers sont mis en perspective avec ceux des variables monétaire et budgétaire, afin de voir lequel des deux instruments de politiques économiques stabilise le mieux les variations de l’activité et de l’inflation dans la zone. A cet égard, la politique budgétaire est dite contra-cyclique, si la corrélation entre l’output gap (en niveau) et le solde budgétaire est positive. Ce dernier se détériore lorsque la production est négative et s’améliore lorsqu’elle devient positive. Dans le cas contraire, on parlera de politique budgétaire pro-cyclique. Le solde budgétaire s’améliore lorsque la production est négative et se détériore lorsqu’elle devient positive. On parlera de politique budgétaire acyclique lorsque la corrélation entre la production et le solde budgétaire est quasi nulle ou non significative.

Par ailleurs, une corrélation positive entre la production et le taux d’escompte signifie que la politique monétaire est contra-cyclique. Une détérioration de la production entraîne une diminution des taux d’intérêt directeurs. La Banque Centrale mène une politique monétaire expansive pour soutenir l’activité économique. Lorsque l’activité croît et se situe au dessus de son niveau potentiel, la Banque Centrale mène une politique monétaire restrictive pour stabiliser la croissance. Dans le cas contraire, on parlera de politique monétaire pro-cyclique.

Pour ce qui de l'analyse de la corrélation entre le cycle de l'inflation et le solde budgétaire, il convient de noter qu'une corrélation positive entre ces variables signifie qu'une augmentation de l'inflation entraîne une amélioration du solde budgétaire. Les autorités en charge de la politique budgétaire n'utilisent pas cet instrument pour soutenir le pouvoir d'achat des consommateurs en période de forte inflation. Donc la politique budgétaire est dans ce cas de figure pro-cyclique. Une corrélation négative entre le solde budgétaire et le cycle de l'inflation signifie qu'une hausse de l'inflation entraîne une détérioration du solde budgétaire. Les gouvernements, à travers les politiques de subventions, soutiennent les pouvoirs d'achat des consommateurs en période de forte inflation. On parlera alors de politique budgétaire contra-cyclique. Une corrélation positive entre le cycle de l'inflation et le taux d'escompte signifie que la politique monétaire est contra-cyclique. Une hausse de l'inflation entraîne une augmentation des taux directeurs. Une diminution de l'inflation a pour conséquence une baisse des taux d'intérêt. Les tableaux 4 à 7 enregistrent les résultats des calculs des coefficients de corrélation des pays membres de l'UEMOA.

Tableau 4 – Coefficient de corrélation entre l'output gap et le solde budgétaire de base

	1980 à 2011	1980 à 1997	1997 à 2011
BFA	-0,0045	-0,58**	0,33
CIV	0,061	0,30	0,02
NIG	0,015	0,14	0,057
SEN	0,014	-0,30	0,14
TOG	0,002	0,33	-0,71**

, significative au seuil de 10% et *, significative au seuil de 5%

Nous adoptons la même démarche que précédemment. La période d'étude est divisée en deux sous périodes. Il ressort des résultats du tableau 4 ci-dessus que sur la période 1980-1997, la politique budgétaire a été significativement et fortement pro-cyclique au Burkina Faso. Sur la même période, elle a été acyclique dans le reste des Etats membres. Sur la sous période 1997-2011, période marquant l'entrée en vigueur de la surveillance multilatérale et les critères du pacte de convergence et de stabilité, la politique budgétaire est devenue significativement et fortement pro-cyclique au Togo. Sur cette période, on note un changement d'orientation de l'instrument budgétaire au Burkina Faso. Auparavant

pro-cyclique, la politique budgétaire est devenue acyclique dans ce pays. Dans le reste des États, on note toujours des politiques budgétaires acycliques.

Tableau 5 – Coefficient de corrélation entre l’output gap et le taux d’escompte

	1980 à 2011	1980 à 1997	1997 à 2011
BFA	-0,24	-0,10	-0,38
CIV	-0,26	-0,40	0,52**
NIG	-0,07	0,01	-0,08
SEN	-0,10	0,06	-0,64**
TOG	-0,27	-0,33	0,33

, significative au seuil de 10% et *, significative au seuil de 5%

Le tableau 5 ci-dessus enregistre les coefficients de corrélation entre l’output gap et le taux d’escompte des pays membres de l’Union sur la période 1980-2011. Sur la sous période 1980-1997, la politique monétaire a été acyclique dans tous les pays de l’Union. A partir de 1997, elle est significativement et fortement contra-cyclique en Côte d’Ivoire et pro-cyclique au Sénégal. Sur cette période également, l’effet de la politique monétaire commune sur l’activité économique du reste des pays membres n’a pas changé. Son orientation est toujours acyclique. Ces résultats semblent indiquer que malgré les batteries de mesures prises dans la zone, allant le sens d’une plus grande efficacité de l’instrument monétaire, la politique de la BCEAO semble plus profiter à l’économie ivoirienne.

Tableau 6 – Coefficient de corrélation entre l’inflation et le solde budgétaire de base

	1980 à 2011	1980 à 1997	1997 à 2011
BFA	-0,004	-0,104	0,17
CIV	0,17	0,49**	0,02
NIG	0,031	0,24	0,11
SEN	-0,0037	0,012	0,10
TOG	0,071	0,27	-0,79**

, significative au seuil de 10% et *, significative au seuil de 5%

A présent, nous nous intéressons à l’analyse des coefficients de corrélation entre le cycle de l’inflation et le solde budgétaire de base. On note que le coefficient de corrélation est significativement positif en Côte d’Ivoire sur la période 1980-1997. Autrement dit, une hausse de l’inflation entraîne une amélioration du solde budgétaire. Le gouvernement

ivoirien n'utilise pas l'instrument budgétaire pour lutter contre l'inflation pendant cette période. Dans le reste des Etats membres, les politiques budgétaires ont été acycliques. Ces dernières ont été acycliques dans tous les pays membres de l'Union sur la période 1997-2011, à l'exception du Togo où on note une corrélation significativement négative entre le solde budgétaire et le cycle de l'inflation. Autrement dit, une hausse de l'inflation entraîne une augmentation du déficit public dans ce pays. Les pouvoirs publics ont fortement eu recours à l'instrument budgétaire pour soutenir le pouvoir d'achat des consommateurs sur cette période.

Tableau 7 – Coefficient de corrélation entre l'inflation et le taux d'escompte

	1980 à 2011	1980 à 1997	1997 à 2011
BFA	-0,19	-0,36	0,52**
CIV	-0,29	-0,59**	0,42
NIG	-0,20	-0,32	0,59**
SEN	-0,20	-0,44*	0,60**
TOG	-0,20	-0,33	0,57**

, significative au seuil de 10% et *, significative au seuil de 5%

Il ressort des résultats ce tableau que l'orientation de la politique monétaire commune de la BCEAO a été acyclique sur la période 1980-1997 dans tous les pays membres à l'exception de la Côte d'Ivoire et du Sénégal où elle a été pro-cyclique. A partir de 1997, elle est devenue contra-cyclique dans tous les pays membres sauf en Côte d'Ivoire où l'orientation est devenue acyclique. Ce résultat est à mettre au crédit des différentes réformes entreprises dans la zone qui font de la stabilité du niveau général des prix un objectif prioritaire de la politique monétaire de la BCEAO.

3 Les Effets de la politique budgétaire sur l'activité économique : une revue de la littérature théorique et empirique

Compte tenu du renouvellement théorique opéré ces dernières années dans l'analyse des politiques budgétaires, l'évaluation des effets de ces politiques sur l'activité économique passe impérativement par la prise en compte du caractère soutenable ou non de l'endettement public (mesuré par le rapport dette extérieure totale sur le produit intérieur brut). La plupart des travaux dédiés à cette problématique estiment qu'un endettement public insoutenable influence négativement l'activité économique (Ary Tanimoune, Plane et Combes, *op. cit.*). Ces derniers soutiennent que lorsque le niveau de la dette publique totale dépasse les capacités de remboursement, le service de la dette décourage les investisseurs et pénalisent la croissance économique (Krugman, 1988).

C'est sans doute ce qui s'est produit dans les pays en développement au début des années 1980, notamment ceux de la zone UMOA. A la suite du deuxième choc pétrolier (à la fin des années 1970 et au début des années 1980), ces pays ont connu une montée impressionnante de leur dette publique. Ceci a permis de financer les politiques budgétaires volontaristes qui n'ont pas empêché le chômage de progresser. Au même moment, la quasi totalité de ces pays ont enregistré des taux de croissance faible. Il s'ajoute que les gouvernements réagissent avec retard sur les renversements de conjoncture, les mesures de relance actives sont longues à mettre en œuvre et interviennent, le plus souvent, en décalage avec la situation qu'elles sont censées corriger.

Ces limites de la politique budgétaire discrétionnaire relevées au niveau théorique sont étayées par des vérifications empiriques. Blanchard et Perotti (2002), Perotti (2002) et Mountford et Uligh (2002) montrent que même si le multiplicateur des dépenses publiques est toujours positif, son ampleur reste limitée. Ils ajoutent qu'il peut devenir négatif dans certaines circonstances (dette initiale importante, épisodes de contractions budgétaires massives) qui témoignent d'une modification des anticipations du public (Hemming, Kelp et Mahfouz (2002)).

Bertola et Drazen (1993), Sutherland (1997), dans le cadre d'un modèle à généra-

tion imbriquée, ont apporté des éclairages sur les réactions des agents privés suite à des changements de politiques budgétaires. Ces auteurs estiment que pour mieux comprendre comment ces agents déjouent les effets d'une impulsion budgétaire, il est primordial d'intégrer dans l'analyse le rôle de la rationalité, de l'arbitrage inter-temporel et les anticipations dans les décisions de consommation de ces derniers. Ce faisant, ces auteurs soutiennent l'existence d'un seuil psychologique de dette publique, à travers un effet de signal (tant au niveau de l'offre que de la demande), rendant l'ajustement budgétaire inévitable.

Du côté de la demande, en présence d'une dette jugée non soutenable, les agents s'attendent à supporter eux même le poids des remboursements et augmentent leur épargne consécutivement à l'accroissement du déficit. Dans ce cas, une hausse du déficit a un effet non keynésien ou anti keynésien sur l'activité économique. Par contre, lorsque le niveau d'endettement public est soutenable, les agents supposent que le remboursement de la dette reposera sur les générations futures. Par conséquent, une augmentation du déficit budgétaire a des effets keynésiens.

Par ailleurs, la compréhension des effets de signal du côté de l'offre passe par la prise en compte de deux hypothèse. Il s'agit de l'ajustement budgétaire par la baisse des dépenses publiques (qui n'engendre a priori aucune distorsion) contrairement à l'ajustement par les impôts. La composition de cet ajustement dépend, en effet, du niveau du taux d'endettement (Alesina et Perotti (op. cit), Alesina et Ardagna (1998)). Lorsque la situation budgétaire est jugée « critique », le gouvernement privilégie la baisse durable des dépenses publiques (en particulier la diminution de la masse salariale) malgré le coût politique de court terme que revêt cette mesure. En situation budgétaire « normale », le gouvernement est porté à promouvoir un ajustement budgétaire politiquement moins coûteux qui repose sur une augmentation des impôts.

Dans le cadre de la zone UEMOA, comme le souligne Ary Tanimoune, Plane et Combes (op. cit), un effet d'offre particulier à la zone a pu jouer. A la suite de « l'échec » des politiques d'ajustement structurel initiées au milieu des années 1980 par la Banque Mondiale et le Fond Monétaire International (FMI), cette zone a connu un ajustement global de la parité de sa monnaie (le franc CFA) par rapport au franc français, en vue de rétablir

les grands équilibres macroéconomiques. Cette dévaluation a entraîné une augmentation mécanique de la dette publique extérieure des pays membres. La situation d'après dévaluation a donc été caractérisée par l'augmentation de la dette, mais aussi par l'accélération de la croissance du produit intérieur et l'effort de redressement budgétaire (Collange et Plane, 1994). Cette volonté affichée des gouvernements des Etats membres à réduire leur déficit budgétaire et à liquider le problème des arriérés de paiement est à mettre au crédit des innovations institutionnelles entreprises dans la zone au lendemain de la dévaluation.

La mise en œuvre des mesures de surveillance multilatérale et des critères du pacte de convergence et de stabilité, ont entraîné une meilleure coordination des politiques budgétaires nationales. Rappelons que ce pacte impose une double contrainte aux Etats membres, en les invitant à réduire leur dette publique jusqu'à un maximum de 70% du produit intérieur brut et à restaurer structurellement l'équilibre de leur solde budgétaire de base. Ce faisant, une fois la solvabilité des finances publiques retrouvée, ceci entraînera une modification de la formation des anticipations des agents privés. Une baisse permanente des dépenses publiques annonce une baisse future des impôts (Giavazzi et Pagano (1990), Blanchard (1990)). Dans la même veine, Giavazzi et alii (2000) soutiennent qu'un accroissement des impôts annonce que les agents supporteront dans l'avenir des ajustements budgétaires moins sévères en relation avec l'allègement des services de la dette.

4 Présentation du modèle économétrique

On considère le modèle vectoriel auto-régressif linéaire suivant :

$$X_t = X + G(L)X_{t-1} + \mu_t \quad (2)$$

qui est la forme réduite du modèle structurel :

$$X_t = (I - C_0)^{-1}X_0 + (I - C_0)^{-1}C(L)X_{t-1} + (I - C_0)^{-1}D(L)\varepsilon_t \quad (3)$$

avec

$$X = (I - C_0)^{-1}X_0$$

$$G(L) = (I - C_0)^{-1}C(L)$$

et

$$\mu_t = (I - C_0)^{-1}D(L)\varepsilon_t = (I - C_0)^{-1}D\varepsilon_t$$

où $D(L) = D$

Rappelons que dans le cadre des dispositions du pacte de convergence et de stabilité de l'UEMOA, la maîtrise des finances publiques et la gestion de la dette (intérieure et extérieure) constituent deux piliers importants dans l'élaboration des politiques budgétaires nationales. A cet égard, en phase de convergence comme en phase de stabilité, toute dégradation d'un critère (premier rang) entraîne la formulation explicite de directives par le conseil des ministres à l'encontre de l'Etat en cause. Il appartient, dès lors, à ce dernier d'élaborer et de mettre en œuvre un ensemble de programmes rectificatifs dans le but d'améliorer sa situation macroéconomique.

Sous ce rapport, compte tenu de ces exigences disciplinaires, on suppose, en fonction des grandeurs macroéconomiques ciblées dans ce dispositif, que la non linéarité dépendrait du niveau du déficit public ou de l'évolution du niveau d'endettement. En ce sens, nous admettons que les paramètres X et $G(L)$ du modèle de départ dépendraient de l'état de

l'économie qui est déterminé par une variable de transition. Ainsi, notre modèle auto-régressif à changement de régime STVAR est de la forme :

$$X_t = X + G(L)X_{t-1} + (\theta_0 + \theta(L)X_{t-1})F(z) + \mu_t \quad (4)$$

Où $F(z)$ est une fonction logistique dont les valeurs sont comprises entre zéro et un. Dans l'équation (4), on admet que les paramètres C_0 et D dépendent de la variable de transition z . Par conséquent, ce modèle autorise une hétéroscédasticité conditionnelle au régime. La fonction logistique du modèle LSTVAR est de la forme :

$$F(z) = (1 + \exp\{-\gamma(z - c)\})^{-1} - 1/2 \quad (5)$$

avec $\gamma > 0$

X_t est le vecteur des variables endogènes. Les variables retenues dans ce chapitre sont l'output gap (indicateur de l'activité économique), le solde budgétaire de base (pour appréhender le comportement des gouvernements) et de la dette publique rapportée au PIB nominal. z est la variable de transition. Le paramètre c de l'équation (5) représente le seuil à partir duquel la dynamique du modèle change. γ représente le paramètre de lissage qui détermine la vitesse du processus d'ajustement entre deux régimes. Une valeur élevée du paramètre γ traduit une transition brutale d'un régime à l'autre.

Lorsque $(z - c)$ tend vers $-\infty(+\infty)$, $F(z)$ tend vers zéro respectivement (1). Lorsque γ tend vers zéro, $F(z)$ tend vers une constante et le modèle devient un modèle VAR standard (linéaire). Par contre, lorsque γ tend vers l'infini, le modèle devient un modèle vectoriel auto-régressif à changement de régime (Tong, 1983).

4.1 Spécification et Tests de linéarité

4.1.1 *Spécification*

Nous utilisons un modèle VAR standard avec trois variables pour effectuer les tests de linéarité. Le modèle LSTVAR décrit dans la section précédente est retenu comme alternatif en cas de rejet de la linéarité. Les trois variables incluses dans le modèle VAR sont l'output gap, le solde budgétaire de base et la dette sur PIB. Nos données proviennent de sources différentes. Nous avons eu recours, comme le font la plupart des études dédiées à cette problématique, au filtre de Hodrick-Prescott (1997) pour générer l'output gap à partir du PIB extrait de la base de données de la Banque Mondiale (WDI, avril 2015). Le solde budgétaire de base est extrait de la base de données de la BCEAO. La dette sur PIB (dette/PIB) est tirée du CD-ROM (septembre 2012) du Fond Monétaire International (FMI).

L'étude couvre la période 1980-2012. Cette période est retenue essentiellement pour deux raisons. Premièrement, les années 1980 correspondent à la période de la crise d'endettement qui a frappé la quasi totalité des pays en développement et particulièrement ceux de la zone UEMOA. La seconde raison est qu'elle prend en compte les modifications notées dans l'architecture institutionnelle de la zone, allant dans le sens d'une meilleure coordination des politiques macroéconomiques (la surveillance multilatérale (1997) et le pacte de convergence et de stabilité (en décembre 1999)). Enfin, l'horizon 2012 nous offre suffisamment de temps pour apprécier les changements opérés dans le comportement des autorités en charge de ces politiques. L'étude porte sur sept (7) pays membres de l'UEMOA à savoir le Bénin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, le Mali, le Niger, le Sénégal et le Togo.

Toutes les dispositions relatives à l'analyse des séries temporelles ont été prises. Il ressort des tests de Dickey-Fuller augmenté (ADF) que les variables output gap et solde budgétaire de base, de tous les pays de l'étude, sont stationnaire à niveau. Quant à la variable dette/PIB, elle est intégrée d'ordre un (1) et ça, pour tous les pays de la zone (les résultats des tests de stationnarité se trouvent en annexe, tableau 23). Le nombre de retard du VAR est déterminé à l'aide du test de Wald qui résume l'essentiel des tests

généralement utilisés (AIC, BIC, Hannan, LR). Les résultats des tests de retard pour chaque pays membre se trouvent également en annexes.

4.1.2 Tests de linéarité

Deux types de test sont généralement utilisés dans la littérature pour apprécier la linéarité des modèles. Le premier est celui proposé par Ramsey (1969) qui consiste à tester la linéarité sans spécification d'hypothèse alternative. La seconde est le test de Granger et Terasvirta (1993) qui propose de tester l'hypothèse de la linéarité d'un modèle contre un modèle non linéaire. Nous retenons dans ce chapitre la démarche de Weise (1999) qui propose une adaptation du test de linéarité de Granger et Terasvirta (op. cit) au cas multi-varié. Ce faisant, l'hypothèse nulle (H_0 : modèle linéaire $\gamma = 0$) est testée contre l'hypothèse alternative (H_1 : modèle non linéaire $\gamma > 0$) dans l'équation (4).

A la suite de Terasvirta et Anderson (1992) et Granger et Terasvirta (1993), la procédure du test de Weise (op. cit) se déroule en trois étapes. Considérons un modèle VAR linéaire de K variables et p , le nombre de retard du modèle VAR.

Supposons

$$W_t = (X_{1t-1}, X_{1t-2}, \dots, X_{1t-p}, X_{2t-1}, \dots, X_{kt-p})$$

On suppose également que la variable de transition est connue et nous testons la linéarité équation par équation.

i°) Calcul de la somme des carrés des résidus restreints (SSR_0)

$$X_{it} = \beta_{i0} + \sum_{j=1}^{pk} \beta_{ij} w_{jt} + \mu_{it}$$

avec

$$SSR_0 = \sum \hat{\mu}_{it}^2$$

ii°) Calcul de la somme des carrés des résidus non restreints (SSR_1)

$$\mu_{it} = \alpha_{i0} + \sum_{j=1}^{pk} \alpha_{ij} w_j + \sum_{j=1}^{pk} \delta_i z_t w_{jt} + v_{it}$$

avec

$$SSR_1 = \sum \hat{v}_{it}^2$$

iii°) Evaluation de la statistique du test

$$LM = T * (SSR_0 * SSR_1) / SSR_0,$$

avec T : le nombre d'observation.

Sous l'hypothèse nulle, le multiplicateur de Lagrange suit une loi de Chi-deux $\chi^2(pk)$.

L'équivalent du statistique F est :

$$F = [(SSR_0 - SSR_1)/pk] / [SSR_0/(T - (2pk + 1))]$$

Pour détecter la non-linéarité dans ce système d'équation, nous appliquons le test de log de vraisemblance (*Log-likelihood test*). Ce test est identique au test à une équation ($H_0 : \gamma = 0$ contre $H_1 : \gamma > 0$). La statistique du test est $LR = T * (\log | \Omega_0 | - \log | \Omega_1 |)$ où Ω_0 et Ω_1 sont respectivement les matrices de la variance-covariance des résidus des régressions restreintes et non-restreintes. L'hypothèse nulle de linéarité ($H_0 : \gamma = 0$) sera rejetée si le modèle à seuil (l'hypothèse alternative de non linéarité $H_1 : \gamma > 0$) est bien spécifié. Le test de linéarité décrit plus haut est mené pour chaque variable endogène X_t et ses variables retardées X_{t-i} , afin de trouver la variable de transition. La variable retenue est celle qui minimise la probabilité du test et nous poursuivons pour déterminer le seuil « c » et le paramètre γ . Si les estimations aboutissent, cette variable est choisie comme variable de transition. Sinon, nous poursuivons les estimations pour toutes les variables dont les valeurs du maximum de vraisemblance sont inférieures à 5% (0,05) ou même à 10% (0,1) jusqu'à ce que l'on trouve la bonne variable de transition.

Les tableaux qui suivent enregistrent les résultats des tests de linéarité réalisés sur les données du Bénin, du Burkina Faso, de la Côte d'Ivoire, du Mali, du Niger, du Sénégal et du Togo. Ces tableaux contiennent, dans la colonne « *variables dépendantes* », les valeurs de la statistique du multiplicateur de Lagrange (LM) et dans la colonne « *Ratio*

de *likelihood* » les valeurs du ratio du maximum de vraisemblance. Pour le Bénin, il ne se pose pas de problème particulier. Seule la variable dette/PIB à la date $t - 3$ a un ratio de maximum de vraisemblance inférieur à 5%. Donc cette variable est retenue comme candidate potentielle à la variable de transition.

Bénin

Tableau 8 – Résultats des tests de linéarité sur les données du Bénin

Variable de transition	Variables dépendantes			Ratio de likelihood
	PIB	solde budgétaire de base	dette publique	
y_{t-1}	0.98	0.05	0.98	0.18
y_{t-2}	0.92	0.02	0.92	0.62
y_{t-3}	0.05	0.02	0.05	0.95
sbb_{t-1}	0.61	0.22	0.61	0.67
sbb_{t-2}	0.01	0.72	0.01	0.56
sbb_{t-3}	0.78	0.03	0.78	0.56
$dette_{t-1}$	0.86	0.14	0.86	0.49
$dette_{t-2}$	0.75	0.06	0.75	0.56
$dette_{t-3}$	0.73	1	0.73	0.00

Une fois la variable candidate isolée, nous nous intéressons aux estimations du paramètre du seuil « c » et du paramètre de lissage γ . Pour ce faire, Weise (op. cit) propose de fixer la valeur de départ du paramètre de lissage γ dans une grille bidimensionnelle à une valeur décimale inférieure à 1 ou à la moyenne de la variable d'état (transition) sur tout l'échantillon. Dans cet ordre d'idées, le paramètre γ est fixé $\gamma = 0,5$. Nous procédons à l'estimation du modèle équation par équation par la méthode des MCO (Moindres carrés ordinaires) pour trouver le seuil « c ». Les observations de la variable de transition sont ordonnées de façon croissantes. 15% des observations situées dans les deux extrémités sont exclues de l'échantillon. Le seuil potentiel est supposé être parmi les 70% des observations restantes. Pour chacune des observations, le modèle est estimé en appliquant les critères d'information de Schwarz (SIC). Le modèle qui minimise le critère d'information est celui qui donne le « c » optimal (He et al, 2010).

Tableau 9 – Valeur optimale du paramètre de lissage et du seuil du Bénin

Variable de transition	Paramètre de lissage	Seuil	LR
$dette_{t-3}$	$\gamma = 0.91$	$c = -0.1530$	$p - values = 0.000$

Le seuil optimal « c » trouvé pour le Bénin est $c = -0,1530$ et le paramètre de lissage $\gamma = 0,91$. Par conséquent, la variable dette/PIB est retenue comme variable de transition pour ce pays.

Burkina Faso

Tableau 10 – Résultats des tests de linéarité sur les données du Burkina Faso

Variable de transition	Variables dépendantes			Ratio de likelihood
	PIB	solde budgétaire de base	dette publique	
y_{t-1}	0,98	0,61	0,86	0,18
y_{t-2}	0,92	0,01	0,75	0,62
y_{t-3}	0,05	0,78	0,73	0,95
sbb_{t-1}	0,05	0,22	0,14	0,67
sbb_{t-2}	0,02	0,72	0,06	0,56
sbb_{t-3}	0,02	0,03	1,00	0,56
$dette_{t-1}$	0,32	0,33	0,54	0,49
$dette_{t-2}$	0,04	0,53	0,71	0,56
$dette_{t-3}$	0,61	0,37	0,43	0,00

Pour le Burkina Faso, il ressort des tests de linéarité que seule la variable dette/PIB à la date $t - 3$ a un ratio du maximum de vraisemblance inférieur à 5%, donc susceptible d'être la variable de transition. Les estimations faites pour déterminer le paramètre du seuil optimal « c » et le paramètre de lissage γ n'ont pas été concluantes. Donc, nous rejetons la non linéarité ($H_1 : \gamma > 0$) du modèle au Burkina Faso en faveur de la linéarité ($H_0 : \gamma = 0$).

Côte d'Ivoire

Tableau 11 – Résultats des tests de linéarité sur les données de la Côte d'Ivoire

Variable de transition	Variables dépendantes			Ratio de likelihood
	PIB	solde budgétaire de base	dette publique	
y_{t-1}	0.77	0.16	0.97	0.15
y_{t-2}	0.33	0.59	0.46	0.87
y_{t-3}	0.16	0.36	0.3	0.77
sbb_{t-1}	0.95	0.20	0.96	0.11
sbb_{t-2}	0.91	0.07	0.94	0.2
sbb_{t-3}	0.90	0.11	0.86	0.35
$dette_{t-1}$	0.86	0.17	0.96	0.17
$dette_{t-2}$	0.81	0.01	0.43	0.6
$dette_{t-3}$	0.98	0.12	0.77	0.1

Les résultats des tests de linéarité menés sur les données ivoiriennes concluent au rejet de l'hypothèse ($H_1 : \gamma > 0$) non-linéarité en faveur de la linéarité ($H_0 : \gamma = 0$). Car les ratios du maximum de vraisemblance (voir tableau ci-dessus) des différentes variables de transition sont supérieurs à 5% ou même 10%.

Mali

Tableau 12 – Résultats des tests de linéarité sur les données du Mali

Variable de transition	Variables dépendantes			Ratio de likelihood
	PIB	solde budgétaire de base	dette publique	
y_{t-1}	0.70	0.66	0.25	0.43
y_{t-2}	0.63	0.63	0.32	0.43
y_{t-3}	0.96	0.01	0.21	0.49
sbb_{t-1}	0.12	0.73	0.81	0.52
sbb_{t-2}	0.22	0.51	0.18	0.77
sbb_{t-3}	0.04	0.11	0.33	0.98
$dette_{t-1}$	0.27	0.64	0.69	0.60
$dette_{t-2}$	0.51	0.25	0.17	0.77
$dette_{t-3}$	0.45	0.31	0.19	0.84

On retrouve le même résultat (tableau ci-dessus) pour le Mali. On remarque que les ratios du maximum de vraisemblance de toutes les variables de transition sont supérieurs à 5% et 10%. Donc le modèle non-linéaire est également rejeté en faveur du modèle linéaire.

Donc, nous poursuivons l'analyse des effets de la politique budgétaire sur l'activité économique, au Burkina Faso, en Côte d'Ivoire et au Mali, dans le cadre d'un modèle VAR structurel avec des fonctions de réponses impulsionnelles standards.

Niger

Tableau 13 – Résultats des tests de linéarité sur les données du Niger

Variable de transition	Variables dépendantes			Ratio de likelihood
	PIB	solde budgétaire de base	dette publique	
y_{t-1}	0.62	0.96	0.75	0.11
y_{t-2}	0.94	0.04	0.14	0.48
y_{t-3}	0.37	0.37	0.72	0.65
sbb_{t-1}	0.41	0.95	0.27	0.37
sbb_{t-2}	0.99	0.06	0.27	0.09
sbb_{t-3}	0.99	0.72	0.21	0.06
$dette_{t-1}$	0.07	0.59	0.13	0.84
$dette_{t-2}$	0.80	0.3	0.17	0.61
$dette_{t-3}$	0.94	1	0.24	0.00

Au Niger, c'est la variable dette/PIB à la date $t - 3$ qui minimise la probabilité du test du maximum de vraisemblance. Nous poursuivons les estimations du paramètre du seuil « c » et du paramètre de lissage γ avec cette variable.

Tableau 14 – Valeur optimale du paramètre de lissage et du seuil du Niger

Variable de transition	Paramètre de lissage	Seuil	LR
$dette_{t-3}$	$\gamma = 1$	$c = -0.226$	$p - value = 0.000$

Le choix de la variable dette/PIB est confirmé par les estimations. On trouve respectivement une valeur optimale de -0,226 pour le seuil et un (1) pour le paramètre de lissage.

Sénégal

Tableau 15 – Résultats des tests de linéarité sur les données du Sénégal

Variable de transition	Variables dépendantes			Ratio de likelihood
	PIB	solde budgétaire de base	dette publique	
y_{t-1}	0.93	0.88	0.65	0.01
y_{t-2}	0.85	0.49	0.54	0.11
y_{t-3}	0.74	0.26	0.72	0.47
sbb_{t-1}	0.61	0.94	0.51	0.13
sbb_{t-2}	0.98	0.99	0.41	0.01
sbb_{t-3}	0.07	1	0.72	0.02
$dette_{t-1}$	0.94	0.55	0.75	0.05
$dette_{t-2}$	0.35	1	0.15	0.05
$dette_{t-3}$	0.11	1	0.71	0.00

Pour le Sénégal, la variable dette/PIB à la date $t - 3$ est celle qui minimise la probabilité du test du maximum de vraisemblance. Donc, nous poursuivons les estimations du paramètre du seuil « c » et du paramètre de lissage γ avec cette dernière comme variable de transition. Cependant, ces estimations n'ont pas donné de résultats satisfaisants. Par conséquent, nous poursuivons avec le reste des variables candidates potentielles (c'est à dire les variables de transition dont les valeurs du maximum de vraisemblance sont inférieures à 5%). A la fin du processus, la variable solde budgétaire de base à la date $t - 3$ est retenue comme variable de transition. Car c'est elle qui nous permet de déterminer la valeur optimale du paramètre seuil « c » et du paramètre de lissage γ (voir tableau 36).

Tableau 16 – Valeur optimale du paramètre de lissage et du seuil du Sénégal

Variable de transition	Paramètre de lissage	Seuil	LR
sbb_{t-3}	$\gamma = 1$	$c = -0.59$	$p - value = 0.018$

Togo

Tableau 17 – Résultats des tests de linéarité sur les données du Togo

Variable de transition	Variables dépendantes			Ratio de likelihood
	PIB	solde budgétaire de base	dette publique	
y_{t-1}	0.23	1	0.96	0.01
y_{t-2}	0.15	0.59	0.45	0.63
y_{t-3}	0.29	0.92	0.87	0.24
sbb_{t-1}	0.05	1	0.92	0.05
sbb_{t-2}	0.02	0.69	0.75	0.70
sbb_{t-3}	0.70	0.64	0.15	0.58
$dette_{t-1}$	0.19	1	0.83	0.01
$dette_{t-2}$	0.22	0.5	0.63	0.73
$dette_{t-3}$	0.41	0.96	0.89	0.08

Pour Togo également, ce sont les variables output gap à la date $t-1$ et la dette/PIB à la date $t-1$ qui minimisent la probabilité du test du maximum de vraisemblance (0,01). Mais les estimations avec ces dernières comme variable de transition ne nous ont pas permis de déterminer le paramètre du seuil optimal et le paramètre de lissage. Nous poursuivons les estimations avec la variable candidate potentielle suivante (le solde budgétaire de base à la date $t-1$).

Tableau 18 – Valeur optimale du paramètre de lissage et du seuil du Togo

Variable de transition	Paramètre de lissage	Seuil	LR
sbb_{t-1}	$\gamma = 0.01$	$c = -1.7065$	$p - value = 0.0406$

L'estimation du paramètre de lissage et de la valeur optimale du seuil confirme le choix porté sur le solde budgétaire de base comme variable de transition. On trouve un seuil $c = -1,7065$ et un paramètre de lissage $\gamma = 0,01$. Par conséquent, nous rejetons l'hypothèse nulle de linéarité ($H_0 : \gamma = 0$) en faveur du modèle non-linéaire.

4.2 Estimation du modèle LSTVAR et discussion des résultats

Compte tenu de la complexité de la mise en œuvre des algorithmes d'optimisation non linéaire, l'estimation du modèle LSTVAR demande, au préalable, l'identification de la variable de transition qui sera suivie de la détermination du paramètre du seuil « c » et du paramètre de lissage γ . A la suite de ceci, les paramètres du modèle sont estimés par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). Les tableaux qui suivent enregistrent les résultats des estimations du modèle retenu sur les données du Bénin, du Niger, du Sénégal et du Togo. Sur ces tableaux, les équations en vert représentent les valeurs des paramètres en dessous du seuil. Celles en rouge, représentent les valeurs des paramètres au dessus du seuil.

Au regard de la problématique de ce chapitre, nous nous intéressons tout particulièrement à l'analyse des résultats de l'équation de l'activité (output gap) et celle du solde budgétaire de base, afin appréhender les effets des exigences disciplinaires du pacte de convergence et de stabilité sur le comportement des décideurs publics. Comme on l'a souligné plus haut, les résultats des tests de linéarité sur les données du Bénin identifient la variable dette/PIB comme variable de transition. Donc, les effets de la politique budgétaire sur l'activité économique dans ce pays dépendraient du niveau d'endettement public.

Tableau 19 – Valeur des paramètres de l'estimation en fonction du seuil du Bénin

Equations	Variables		
	PIB	solde budgétaire de base	dette publique
Constante	0,00	-0,04	-0,01
	(0,99)	(0,21)	(0,55)
Output gap	-1,82	-14,44	2,10
	(0,51)	(0,00)	(0,25)
Solde budgétaire de base	3,50	7,82	1,62
	(0,11)	(0,02)	(0,24)
Dette publique	-1,63	-49,67	-2,62
	(0,63)	(0,00)	(0,23)
Output gap	1,71	16,35	-2,02
	(0,57)	(0,00)	(0,30)
Solde budgétaire de base	-3,72	-8,36	-1,75
	(0,11)	(0,02)	(0,24)
Dette publique	1,73	57,32	3,13
	(0,65)	(0,00)	(0,21)

NB : Les équations en vert, représentent les valeurs des paramètres en dessous du seuil. Celles en rouge sont relatives aux valeurs des paramètres au dessus du seuil. Les chiffres entre parenthèse représentent les probabilités des paramètres.

Au Bénin, lorsqu'on est en dessous du seuil d'endettement public, le multiplicateur budgétaire issu de l'estimation de l'équation de l'output gap est significativement positif (16,35). Le paramètre associé à la variable solde budgétaire de base dans l'équation du solde budgétaire de base est significativement négatif (-8,36). A cet égard, lorsque l'endettement public est soutenable, une hausse du déficit public (politique budgétaire expansive) a un effet positif sur l'activité économique.

Lorsqu'on est au dessus du seuil d'endettement public, le multiplicateur budgétaire devient significativement négatif (-14,44). Le paramètre de la variable solde budgétaire de base issu de l'estimation de l'équation solde budgétaire de base est significativement positif (7,82). Lorsque l'endettement public est jugé insoutenable, une contraction budgétaire (politique budgétaire restrictive) a un effet négatif sur l'activité économique.

En résumé, on peut retenir que quel que soit le niveau d'endettement public, l'effet de la politique budgétaire sur l'activité économique au Bénin est keynésien (l'effet d'une expansion budgétaire sur l'activité économique est positif et une contraction budgétaire a un effet négatif sur l'activité). Il ressort également de nos résultats que les autorités

béninoises sont attentives aux critères du pacte de convergence et de stabilité. En ce sens que lorsque la dette publique totale est à un niveau insoutenable, ces dernières opèrent des ajustements nécessaires en vue de rétablir les équilibres macroéconomiques.

Tableau 20 – Valeur des paramètres de l'estimation en fonction du seuil du Niger

Equations	Variables		
	PIB	solde budgétaire de base	dette publique
Constante	0,04	-0,07	0,00
	(0,41)	(0,05)	(0,95)
Output gap	-2,04	-11,14	-2,03
	(0,77)	(0,05)	(0,40)
Solde budgétaire de base	8,25	-4,65	3,99
	(0,29)	(0,46)	(0,15)
Dette publique	22,06	-8,55	3,16
	(0,24)	(0,58)	(0,63)
Output gap	2,26	11,76	2,09
	(0,75)	(0,05)	(0,40)
Solde budgétaire de base	-8,48	5,26	-4,15
	(0,30)	(0,43)	(0,15)
Dette publique	-23,48	9,31	-3,16
	(0,24)	(0,57)	(0,65)

NB : Les équations en vertes, représentent les valeurs des paramètres en dessous du seuil. Celles en rouges sont relatives aux valeurs des paramètres au dessus du seuil. Les chiffres entre parenthèse représentent les probabilités des paramètres.

Pour Niger, la variable dette/PIB est également identifiée comme variable de transition. On admet, à ce titre, que l'effet de la politique budgétaire sur l'activité économique change en fonction de l'évolution de la dette publique. Il ressort de nos estimations que lorsqu'on est en dessous du seuil d'endettement public, le multiplicateur budgétaire issu de l'estimation de l'équation de l'output gap est significativement positif (11,76). Donc l'effet de la politique budgétaire sur l'activité économique est positif. Par contre, lorsqu'on est au dessus du seuil, le multiplicateur budgétaire devient significativement négatif (-11,14). En somme, pour que la politique budgétaire joue pleinement son rôle de soutien à l'activité économique, il faudra que les autorités publiques surveillent encore plus l'évolution de la dette publique.

Tableau 21 – Valeur des paramètres de l'estimation en fonction du seuil du Sénégal

Equations	Variables		
	PIB	solde budgétaire de base	dette publique
Constante	0,01	0,00	-0,01
	(0,76)	(0,97)	(0,36)
Output gap	4,28	-6,38	-2,02
	(0,65)	(0,66)	(0,27)
Solde budgétaire de base	0,26	3,91	-0,16
	(0,88)	(0,14)	(0,63)
Dette publique	-0,05	74,19	-3,34
	(1,00)	(0,00)	(0,12)
Output gap	-6,93	10,50	3,17
	(0,65)	(0,65)	(0,29)
Solde budgétaire de base	-0,47	-9,73	0,26
	(0,87)	(0,03)	(0,64)
Dette publique	0,71	-115,47	5,84
	(0,97)	(0,00)	(0,10)

NB : Les équations en vertes, représentent les valeurs des paramètres en dessous du seuil. Celles en rouges sont relatives aux valeurs des paramètres au dessus du seuil. Les chiffres entre parenthèse représentent les probabilités des paramètres.

Pour le Sénégal, l'effet de la politique budgétaire sur l'activité économique change en fonction de l'évolution du déficit public. Lorsqu'on est en dessous du seuil, le multiplicateur budgétaire issu de l'estimation de l'output gap est non significatif, au moment où le paramètre associé à la variable solde budgétaire de base dans l'équation solde budgétaire est significativement négatif (-9,73). Autrement dit, une hausse du déficit public (expansion budgétaire) n'a aucun effet sur l'activité économique au Sénégal. Lorsque les finances publiques deviennent insoutenables, la politique budgétaire n'a non plus aucune influence sur l'activité économique dans ce pays.

Tableau 22 – Valeur des paramètres de l'estimation en fonction du seuil du Togo

Equations	variables		
	PIB	solde budgétaire de base	dette publique
Constante	-0,03	-0,09	-0,01
	(0,43)	(0,26)	(0,37)
Output gap	-22,07	130,86	0,94
	(0,62)	(0,15)	(0,92)
Solde budgétaire de base	-12,15	-162,54	16,46
	(0,70)	(0,02)	(0,03)
Dette publique	-259,80	-1084,55	157,65
	(0,61)	(0,29)	(0,18)
Output gap	44,59	-258,33	-1,83
	(0,61)	(0,15)	(0,93)
Solde budgétaire de base	23,72	323,23	-32,59
	(0,71)	(0,02)	(0,03)
Dette publique	508,61	2133,72	-309,53
	(0,61)	(0,29)	(0,18)

NB : Les équations en vertes, représentent les valeurs des paramètres en dessous du seuil. Celles en rouges sont relatives aux valeurs des paramètres au dessus du seuil. Les chiffres entre parenthèse représentent les probabilités des paramètres.

Tout comme le Sénégal, la variable solde budgétaire de base est identifiée par les tests de linéarité comme variable de transition. On admet, à ce titre, que l'effet de la politique budgétaire sur l'activité économique dans ce pays change en fonction de l'évolution du déficit public. Lorsqu'on est en dessous du seuil, le multiplicateur budgétaire est non significatif, au moment où le paramètre de la variable solde budgétaire issu de l'estimation de l'équation du solde budgétaire de base est significativement positif (323,28). Une contraction budgétaire (politique budgétaire restrictive) n'a aucun effet sur l'activité économique au Togo.

On note, par ailleurs, que le paramètre de la variable dette/PIB issu de l'estimation de l'équation solde budgétaire de base est significativement négatif (-32,59). Autrement dit, la dette publique agit négativement sur l'efficacité de l'instrument budgétaire dans ce pays. Ce qui explique les restrictions budgétaires dans ce pays au moment où le niveau du déficit public est encore jugé raisonnable. Ce résultat est à mettre au crédit des règles budgétaires (surveillance multilatérale et le pacte de convergence et de stabilité) initiées dans la zone, en vue d'une élimination des arriérés de paiement de la dette.

Lorsqu'on est au dessus du seuil de déficit public, le multiplicateur budgétaire est toujours non significatif. Le paramètre associé à la variable solde budgétaire dans l'équation solde budgétaire de base est significativement négatif (-162,54). Le coefficient de la variable dette/PIB, dans la même équation est cette fois significativement positif (16,46). A cet égard, lorsque la politique budgétaire est insoutenable, une expansion budgétaire (hausse du déficit public) n'a aucun effet sur la production et une augmentation du volume de la dette publique totale entraîne une augmentation du solde budgétaire. Les autorités en charge des politiques publiques ont eu recours à l'endettement public pour financer leur déficit. Compte tenu des exigences du pacte, les agents privés n'ont pas modifié leur consommation et s'attendent à une éventuelle hausse de la fiscalité (ou encore une diminution des dépenses publiques) pour opérer les ajustements nécessaires.

4.3 Estimation du modèle linéaire et discussion des résultats

Par ailleurs, pour ce qui est des trois derniers pays (le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire et le Mali), les tests de linéarité effectués sur les données de ces pays rejettent l'hypothèse de non linéarité ($H_1 : \gamma > 0$) en faveur d'un modèle linéaire. A ce titre, nous poursuivons l'analyse des effets des politiques budgétaires sur l'activité économique dans ces trois pays à travers une modélisation VAR structurel avec des fonctions de réponse impulsionnelles standards (symétriques). Deux variables sont retenues à cet effet : l'output gap pour appréhender l'activité économique (y) et le solde budgétaire de base (s) pour capter l'effet de la politique budgétaire.

La représentation matricielle du modèle (2) sans contrainte est de la forme :

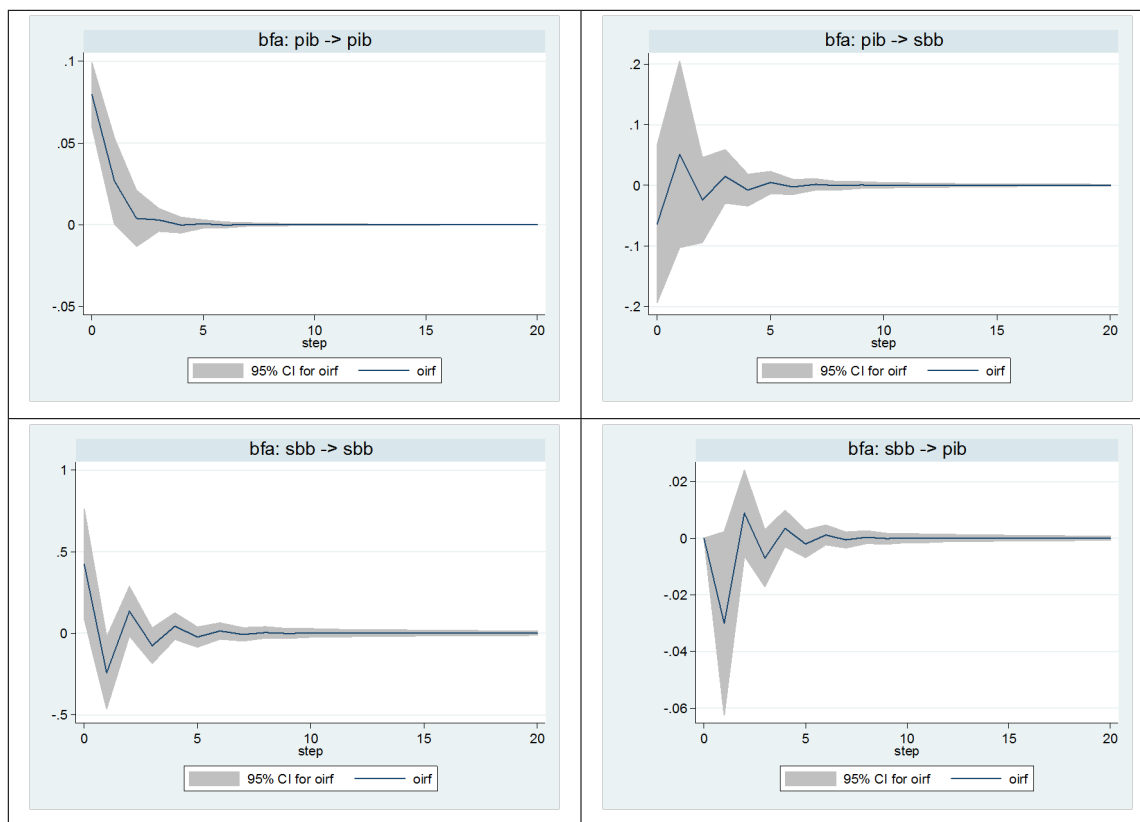
$$A = \begin{bmatrix} yy & ys \\ sy & ss \end{bmatrix}$$

Pour capter l'effet des impulsions budgétaires sur l'activité économique, nous utilisons les restrictions de long terme de Blanchard et Quah (1989). Pour cela, nous supposons que seul les chocs d'offre ont un effet permanent sur le rythme de la croissance. Par conséquent, notre matrice de passage (P) est de la forme

$$P = \begin{bmatrix} yy & 0 \\ sy & ss \end{bmatrix}$$

Les réponses des variables du Burkina Faso, de la Côte d'Ivoire et du Mali, à la suite d'un choc positif d'un écart-type, sont enregistrées respectivement dans les figures 2, 3 et 4.

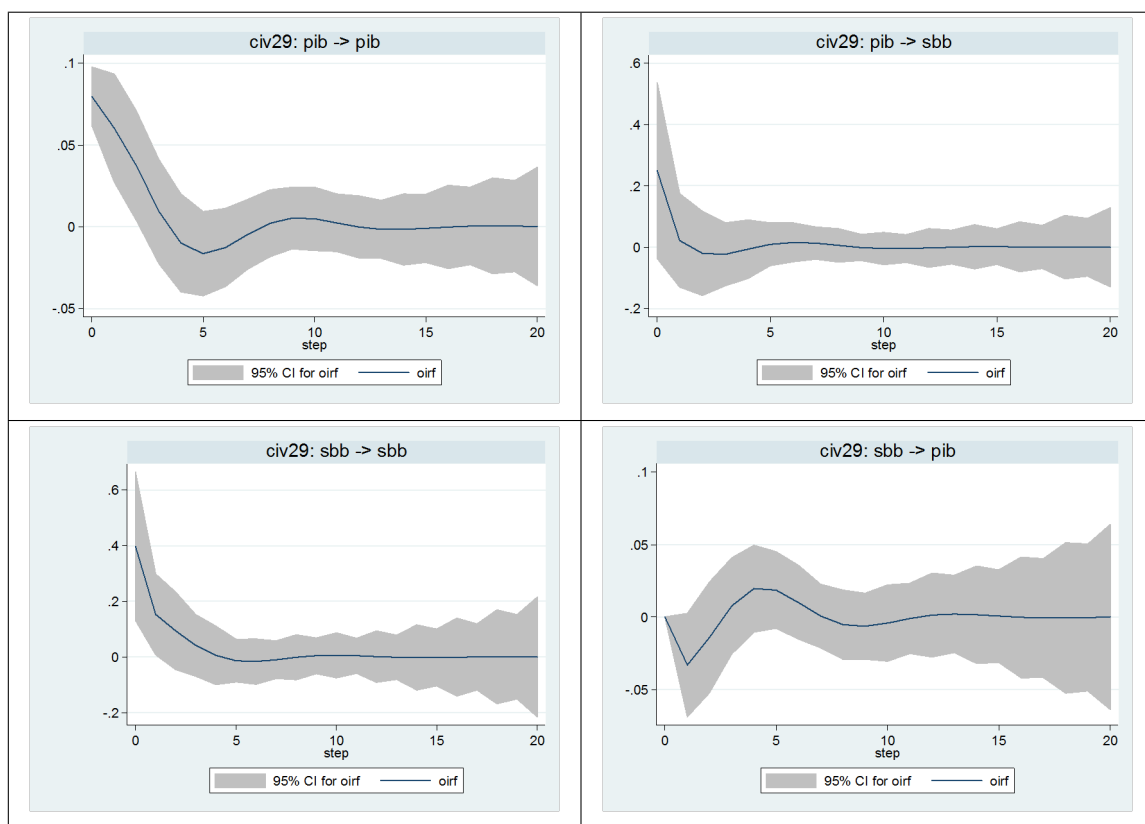
Graphique 2 – Réponses des variables du Burkina Faso à la suite d'un choc positif d'un écart-type



Au Burkina Faso, une expansion de l'activité économique a un effet initialement négatif sur le solde budgétaire de base. L'effet du choc devient significativement positif dans les deux premières années et atteint son maximum au bout de deux ans. L'effet de cette expansion sur le solde budgétaire de base s'annule à partir de la troisième années avant de retrouver son niveau de long terme au bout de cinq ans. Autrement dit, une hausse de l'activité économique entraîne dans la première année une augmentation du déficit public. La politique budgétaire du gouvernement burkinabès semble pro-cyclique dans la première année ayant suivie le choc. Elle devient contra-cyclique quelques années et retrouve son niveau d'équilibre de long terme au bout de cinq ans. Ce comportement initialement pro-cyclique de la politique budgétaire discrétionnaire suite à une expansion de l'activité économique vient des difficultés liées aux modifications des politiques publiques. Mais globalement, l'orientation de la politique budgétaire au Burkina Faso semble faiblement contra-cyclique.

Par ailleurs, une contraction budgétaire (amélioration du solde budgétaire, cf aux deux derniers graphes de la figure 2 ci-dessus) entraîne une diminution de l'activité économique qui atteint son maximum dans les deux premières années. L'impact du choc sur l'activité s'annule à partir de la troisième année avant de retrouver son niveau d'équilibre dans la cinquième année. Donc, l'effet de la politique budgétaire sur l'activité économique au Burkina Faso semble keynésien.

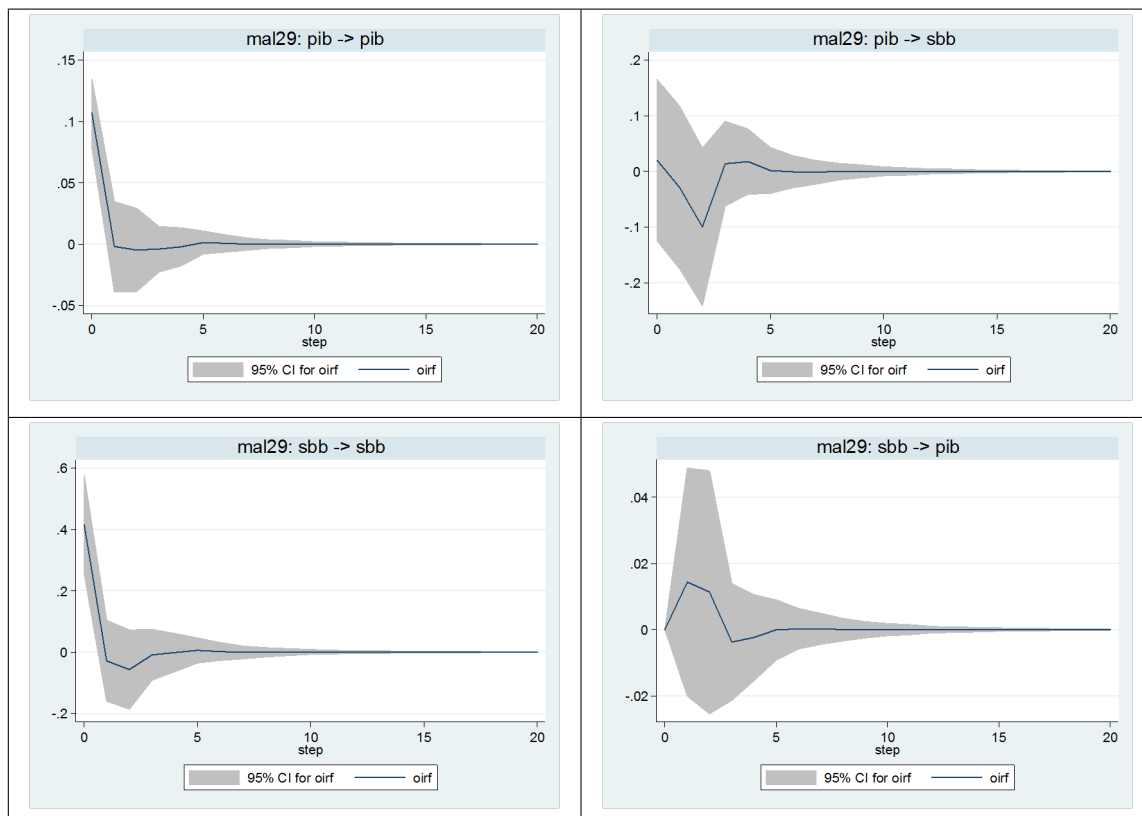
Graphique 3 – Réponses des variables de la Côte d'Ivoire à la suite d'un choc positif d'un écart-type



En Côte d'Ivoire, un choc positif sur l'activité économique (cf aux deux premiers graphes de la figure ci-dessus) a un effet significativement positif sur le solde budgétaire de base dans la première année. L'effet du choc s'annule à partir de deuxième année et atteint son niveau d'équilibre de long terme au bout de cinq ans. La politique budgétaire en Côte d'Ivoire semble contra-cyclique, dans la mesure où une hausse de l'activité économique entraîne une amélioration du solde budgétaire. Par ailleurs, un choc positif sur le solde budgétaire (contraction budgétaire) a un effet significativement négatif sur

l'activité économique qui atteint son niveau maximum dans la deuxième année (voir les derniers graphes de la figure 3). L'impact d'une politique budgétaire restrictive sur l'activité économique en Côte d'Ivoire s'annule au bout de cinq ans. Donc, l'effet de la politique budgétaire sur l'activité économique en Côte d'Ivoire est également keynésien.

Graphique 4 – Réponses des variables du Mali à la suite d'un choc positif d'un écart-type



Quant au Mali, un choc positif sur l'activité économique (cf à la figure 4, aux deux premiers graphes) a un effet significativement négatif sur le solde budgétaire de base qui atteint son maximum au bout de trois ans et demi environ. L'effet d'une expansion de l'activité économique sur le solde budgétaire s'annule à partir de la quatrième année. La politique budgétaire au Mali est pro-cyclique, en ce sens qu'une augmentation de l'activité économique entraîne une hausse du déficit public. Par ailleurs, une contraction budgétaire (une amélioration du déficit public, figure 4, voir les deux derniers graphes) a un effet significativement positif sur l'activité économique, qui atteint son maximum dans les trois premières années, avant de s'annuler à partir de la quatrième année. L'impact du choc sur l'activité économique disparaît au bout de cinq ans. A cet égard, l'effet de

la politique budgétaire sur l'activité économique au Mali semble non keynésien ou anti keynésien.

Conclusion

Nous cherchons dans ce chapitre à évaluer l'influence des politiques macroéconomiques et particulièrement de la politique budgétaire sur l'activité économique des pays membres de l'UEMOA. Ce faisant, nous avons procédé, au préalable à l'analyse de la synchronisation des cycles d'activité des pays membres. Il ressort de cette analyse une absence de synchronisation des cycles de productivité dans la zone. Ce qui rend la tâche difficile à la politique monétaire commune de la BCEAO à satisfaire les besoins spécifiques de chaque Etats membres.

L'analyse descriptive menée dans ce chapitre se termine par le calcul des coefficients de corrélation de l'output gap et les variables monétaire et budgétaire et par ceux du cycle de l'inflation et ces mêmes variables, afin de savoir lequel des deux instruments de politique économique stabilise le mieux les variations de l'activité et de l'inflation. Il ressort de cette analyse que la mise en œuvre du pacte a entraîné un changement dans l'orientation des politiques budgétaires en UEMOA. Ces politiques qui étaient pro-cycliques au Burkina Faso sont devenues acycliques dans ce pays à partir de 1997. De même, l'orientation des politiques a changé au Togo. Auparavant acyclique, elles sont devenues fortement pro-cycliques dans ce pays à la suite de l'entrée en vigueur des critères du pacte.

S'agissant de la politique monétaire commune, il convient de souligner que malgré les batteries de mesures initiées visant à une plus grande efficacité de l'instrument monétaire dans la zone, la politique de la BCEAO semble plus profiter à l'économie ivoirienne. Par ailleurs, pour ce qui est de la stabilisation de l'inflation, force est de constater qu'à la suite de l'entrée en vigueur des mesures de la surveillance multilatérale et les critères du pacte de convergence et de stabilité , les gouvernements des pays membres, à l'exemption du Togo, ont eu de moins en moins recours à l'instrument budgétaire pour lutter contre l'inflation. A partir de ce moment, la politique monétaire a pleinement joué son rôle de stabilisation de l'inflation dans la zone. Ces performances de cette politique sont à mettre au crédit des réformes entreprises dans la zone donnant plus d'autonomie à la BCEAO dans la gestion de l'instrument monétaire.

Pour ce qui est de l'analyse empirique réalisée dans ce chapitre, partant de l'hypothèse

d'effets différenciés de la politique budgétaire sur l'activité, les tests de linéarité effectués sur les données du Burkina Faso, de la Côte d'Ivoire et du Mali, rejettent la non linéarité de l'influence de la politique budgétaire sur l'activité économique dans ces pays. Donc, pour ces derniers, nous avons estimé un modèle VAR structurel avec des fonctions de réponse impulsionnelles symétriques. Pour le reste des pays membres, l'analyse a été faite à l'aide d'un modèle à changement de régime (LSTVAR).

Il ressort de nos estimations, en ce qui concerne le Bénin, que quel que soit le niveau de la dette publique, l'effet de la politique budgétaire sur l'activité économique semble keynésien. Il convient de souligner que les autorités béninoises sont attentives aux exigences du pacte en vigueur dans la zone. En ce sens que lorsque l'endettement public devient insoutenable dans ce pays, les décideurs publics opèrent des ajustements budgétaires en vue de rétablir les équilibres macroéconomiques. Pour ce qui est du Niger, lorsque l'endettement public est soutenable, la politique budgétaire a un effet positif sur l'activité économique. Par contre, lorsque la dette devient insoutenable, l'effet de la politique budgétaire sur l'activité économique devient négatif. A ce titre, pour que la politique budgétaire joue pleinement son rôle de soutien à l'activité au Niger, il est impératif que les autorités maîtrisent l'évolution de la dette publique totale. S'agissant du Sénégal, notons que quel que soit le niveau du déficit public, les impulsions budgétaires ne semblent avoir aucun effet sur l'activité économique. Au Togo également, la politique budgétaire n'a pas d'effet réel sur l'activité économique.

Par ailleurs, l'analyse des fonctions de réponse impulsionnelles au Burkina Faso et en Côte d'Ivoire, révèle une faible contra-cyclicité des politiques budgétaires et les effets des impulsions budgétaires sur l'activité économique dans ces deux pays semblent keynésiens. Pour ce qui est du Mali, la politique budgétaire est pro-cyclique et son effet sur l'activité économique est non keynésien ou anti keynésien. Globalement, il ressort de nos résultats que les exigences du pacte de convergence et de stabilité en vigueur dans la zone semblent limiter les marges de manœuvres des politiques budgétaires en UEMOA.

Bibliographie

Adler G. (2008), « Original Sin and Procyclical Fiscal Policy : Two Sides of the Same Coin ? », IMF Working Paper, n° 08/209.

Ary Tanimoune, Plane et Combes (2011) « La politique budgétaire et ses effets de seuil sur l'activité en Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) »

Ary Tanimoune N. et Plane P. (2005). "Performance et convergence des politiques économiques en zone franc", Revue Française d'Economie, vol. n° 20, n° 1, pp. 235-268.

Alesina A. et Perotti R. (1995). "Fiscal Expansions and Adjustments in OECD Countries", Economic Policy, n° 21, pp. 207-247.

Alesina A., Ardagna S., Perotti R. et Schiantarelli F. (2002). "Fiscal Policy, Profits, and Investment", American Economic Review, vol. 92, n° 3, pp. 571-589.

Alesina A., Campante F. et G. Tabellini (2007): "Why is Fiscal Policy often Procyclical?," mimeo, article non publié.

Alesina A. et G. Tabellini, (2005), « Why is fiscal policy often procyclical? », NBER Working Paper, n° 11600.

Alberola E. et J. M. Montero (2006), « Debt sustainability and procyclical fiscal policies in Latin America », Banco de España Working Paper, n° 0611.

Afonso A [2001], « Non Keynesian of Fiscal Policy Effects in EU 15 », ISEG Working Paper.

Akitoby B., B. Clements, S. Gupta et G. Inchauste (2006), « Public spending, voracity, and Wagner's law in developing countries », European Journal of Political Economy, Vol. 22, n° 4.

Annett A. (2006), « Enforcement and the Stability and Growth Pact : How Fiscal Policy Did and Did Not Change Under Europe's Fiscal Framework », IMF Working Paper, n° 06/116.

Araujo C., J.-F. Brun et Combes J.-L. (2004). Économétrie, Bréal édition, France.

Barro R.-J. (1974). "Are Government Bonds Net Wealth?", Journal of Political Economy, vol. 82, n° 6, pp. 1095-1117.

Bertola G. et Drazen A. (1993). "Trigger Points and Budgets Cuts : Explaining the Effects of Fiscal Austerity", *American Economic Review*, vol. 83, n° 1, pp. 11-26.

Blanchard O. (1990). Comment on Giavazzi and Pagano, *NBER Macroeconomics Annual*, MIT press, Cambridge, MA.

Barro R.-J. [1979], On the Determination of Public Debt », *Journal of Political Economy*, 87, p. 940-971.

Blanchard O.-J. et Perotti R. [2002], « An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output », *Quarterly Journal of Economics*, 117, p. 1329-1369.

Beetsma R. et Debrun, X. (2007) : "The New Stability and Growth Pact : A First Assessment", *European Economic Review*, 51(2), pp. 453-477.

Calderon C., R. Duncan et K. Schmidt-Hebbel, (2004), « Institutions and Cyclical Properties of Macroeconomic Policies », *Central Bank of Chile Working Papers*, n° 285.

Collange G. et Plane P. (1994). "Dévaluation des Francs CFA : le cas de la Côte d'Ivoire", *Economie Internationale*, vol. 58, n° 2, pp. 3-25.

Cour Ph., Dubois É., Mahfouz S. et Pisany-Ferry J. [1996], « Quel est le coût des ajustements budgétaires ? », *Économie Internationale*, 68.

Doré O. et P. Masson (2002) : "Fiscal Experience with Budgetary Convergence in the WAEMU," *IMF Working Papers 02/108*, International Monetary Fund.

Fatàs A et Mihov I. [2003a], « On Constraining Fiscal Policy in EMU », *Oxford Review of Economic Policy*, 19, p. 112-131.

Fatàs A. et Mihov I. [2003b], « The Case for Restraining Fiscal Policy Discretion », *Quarterly Journal of Economics*, 118 (4), p. 1419-1447.

Giavazzi F. et Pagano M. (1990). Can Severe Fiscal Contractions be Expansionary? Tales of two Small European Countries, *NBER Macroeconomics Annual*, MIT press, Cambridge, MA, pp.95-122.

Giavazzi F., Jappelli T. et Pagano M. (2000). "Searching for Non-Linear Effects of Fiscal Policy : Evidence from Industrial and Developing Countries", *European Economic Review*, vol. 44, n° 7, pp.1259-1289.

Granger C.W.J. and T. Teräsvirta (1993) : *Modelling Non-Linear Econometric Relationships*. Oxford : Oxford University Press.

Granger C.W.J. and T. Teräsvirta (1993) : *Modelling Non-Linear Econometric Relationships*. Oxford : Oxford University Press.

Gali J. et Perotti R. [2003], « Fiscal Policy and Monetary Integration in Europe », *Economic Policy*, 37, p. 533-572.

Guillaumont Jeanneney S. (2012) « Conduite de la politique monétaire en union monétaire : défis et perspectives- Le cas de l'UMOA »

Golinelli R. et S. Momigliano, (2006), « Real-time determinants of fiscal policies in the euro area », *Journal of Policy Modeling*, Vol. 28, n° 9.

He J. , Njipkap, D. N. et Richard, P. (2010), "Impact asymétrique de la variation du prix du pétrole sur les rendements boursiers : une étude empirique sur l'indice SP 500", *Cahier de Recherche 10-10, CREDI, Université de Sherbrooke*.

Hodrick R., et E.P. Prescott (1997), "Post-war Business Cycles : An Empirical Investigation," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29, 1–16.

Hemming R., Kell M. et Mahfouz S. [2002], « The Effectiveness of Fiscal Policy in Stimulating Economic Activity : A Review of Literature », *IMF Working Paper 02/08*.

Huart Florence (2011) « Les politiques budgétaires sont-elles contra-cycliques dans la zone euro ? », *Revue de l'OFCE*, 2011/1 n° 116, p. 149-172. DOI : 10.3917/reof.116.0149

Krugman P. (1988). "Financing vs. Forgiving a Debt Overhang", *Journal of Development Economics* , vol. 29, pp. 253-268.

Lane P. (2003) : "The Cyclical Behavior of Fiscal Policy : Evidence from the OECD," *Journal of Public Economics*, 87, pp. 2661-2675.

Leigh D. et S. J. Stehn, (2009), « Fiscal and Monetary Policy During Downturns : Evidence from the G7 », *IMF Working Paper*, n° 09/50.

OCDE (2003), « Cyclicité de la politique budgétaire : le rôle de la dette, des institutions et des contraintes budgétaires », Perspectives économiques de l'OCDE, n° 74, chapitre IV.

Perotti R. [2002], « Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries », ECB Working Paper, 168.

Pommier S (2006) « Limitation des déficits publics et efficacité des politiques budgétaires européennes un exercice de simulation économétrique », Revue d'économie politique 2006/1 (Vol. 116), p. 109-132.

Ravn M.-O. et Uhlig H. (2002). "On Adjusting the Hodrick-Prescott Filter for the Frequency of Observations", Review of Economics and Statistics, vol. 84, 371–376.

Ramsey J. B. (1969) : "Test for Specification error in Classical Linear Least Squares Regression Analysis," Journal of the Royal Statistical Society, Series B. 31, 350-371.

Sutherland A. (1997). "Fiscal Crises and Aggregate Demand : Can High Public Debt Reverse the Effects of Fiscal Policy ?", Journal of Public Economics, vol. 65, pp. 147-162.

Sorensen B. E. et O. Yosha (2001), « Is State Fiscal Policy Asymmetric over the Business Cycle? », Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review, 3rd quarter.

Tapsoba, S. J-A et Guillaumont Jeanneney, S. (2011) « Pro cyclicité de la politique budgétaire et surveillance multilatérale dans l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine »

Talvi E. et C. Végh (2005) : "Tax Base Variability and Procyclical Fiscal Policy in Developing Countries," Journal of Development Economics, 78(1), pp. 156-190.

Tong H. (1983). Threshold models in non-linear time series analysis. New York : Springer.

Tong H. (1983). Threshold Models in Nonlinear Time Series Analysis. New York : Springer – Verlag.

TerasvirtaT ., and H. M. Anderson (1992) "Characterizing Nonlinearities in Business Cycles Using Smooth Transition Autoregressive Models." Journal of Applied Econometrics 7, 19-36.

Turrini A. (2008), « Fiscal Policy and the Cycle in the Euro Area : the Role of Government Revenue and Expenditure », European Commission, Economic Papers, n° 323.

Weise C. (1999), “The Asymmetric Effect of Monetary Policy : A Nonlinear Vector Autoregression Approach,” Journal of Money, Credit and Banking, no.31, pp. 85-108.

Woo J. (2006), « Why Do More Polarized Countries Run More Pro-cyclical Fiscal Policy ? », mimeo, DePaul University, Chicago.

Wyplosz C. (2006), « European Monetary Union : The Dark Dides of a Major Success », Economic Policy, n° 46.

Annexes

Résultats des tests de stationnarité

Tableau 23 – Tests de racines Unitaires sur les variables Output gap, Solde budgétaire de base et de la dette publique

Pays	Variables	Valeur critique au seuil de 5%	T-satistic	Probabilité
Bénin	Output gap (I(0))	-2.991878	-3.241955	0.0298
	SBB (I(0))	-2.960411	-5.575476	0.0001
	Dettes (I(1))	-2.960411	-5.333870	0.0001
Burkina Faso	Output gap (I(0))	-2.963972	-4.234605	0.0025
	SBB (I(0))	-2.976263	-5.444258	0.0001
	Dettes (I(1))	-2.963972	-5.227099	0.0002
Côte d'Ivoire	Output gap (I(0))	-2.967767	-3.569341	0.0130
	SBB (I(0))	-2.957110	-7.946142	0.0000
	Dettes (I(1))	-2.960411	-4.907950	0.0004
Mali	Output gap (I(0))	-2.957110	-5.561128	0.0001
	SBB (I(0))	-2.957110	-6.773093	0.0000
	Dettes (I(1))	-2.960411	-5.478689	0.0001
Niger	Output gap (I(0))	-2.960411	-5.307413	0.0001
	SBB (I(0))	-2.957110	-5.613488	0.0001
	Dettes (I(1))	-2.960411	-4.776437	0.0006
Sénégal	Output gap (I(0))	-2.967767	-5.276718	0.0002
	SBB (I(0))	-2.998064	-4.405501	0.0023
	Dettes (I(2))	-2.967767	-4.704534	0.0008
Togo	Output gap (I(0))	-2.967767	-4.814623	0.0006
	SBB (I(0))	-2.957110	-5.595922	0.0001
	Dettes (I(1))	-2.960411	-4.695681	0.0007

Résultats des test de retards

Bénin

VAR lag exclusion Wald tests

Période : 1981 à 2012

Nombre d'observations : 29

	output gap	sbb	dette	Joint
Lag1	6.935728	1.652197	2.285704	9.442919
	(0.073975)	(0.647613)	(0.515265)	(0.397433)
Lag2	3.966303	2.742040	1.624244	9.352505
	(0.265126)	(0.433130)	(0.653905)	(0.405392)
Lag3	5.581055	9.147220	1.107775	18.18245
	(0.133870)	(0.027396)	(0.775197)	(0.033115)

Burkina Faso

VAR lag exclusion Wald tests

Période : 1982 à 2012

Nombre d'observations : 28

	output gap	sbb	dette	Joint
Lag1	4.122847	58.74322	0.581642	80.52609
	(0.248501)	(1.09e-12)	(0.900622)	(1.27e-13)
Lag2	1.506859	8.327368	1.375178	9.866986
	(0.680688)	(0.039709)	(0.711363)	(0.361360)
Lag3	1.296264	1.920674	1.410675	7.099437
	(0.730021)	(0.589033)	(0.703034)	(0.626767)

Côte d'Ivoire

VAR lag exclusion Wald tests

Période : 1981 à 2012

Nombre d'observations : 29

	output gap	sbb	dette	Joint
Lag1	7.863805	1.896678	7.371412	28.63039
	(0.048912)	(0.594126)	(0.060956)	(0.000748)
Lag2	2.587959	0.201093	1.411105	4.435232
	(0.459604)	(0.977413)	(0.702934)	(0.880507)
Lag3	0.860861	0.161817	0.219447	2.018941
	(0.834861)	(0.983504)	(0.974391)	(0.991165)

Mali

VAR lag exclusion Wald tests

Période : 1981 à 2012

Nombre d'observations : 29

	output gap	sbb	dette	Joint
Lag1	2.272351	2.022975	0.239390	5.053550
	(0.517838)	(0.567652)	(0.970993)	(0.829615)
Lag2	2.597586	3.451073	1.057127	6.463319
	(0.457913)	(0.327163)	(0.787433)	(0.692800)
Lag3	3.775714	1.008856	0.621741	5.224445
	(0.286724)	(0.799109)	(0.891438)	(0.814320)

Niger

VAR lag exclusion Wald tests

Période : 1981 à 2012

Nombre d'observations : 29

	output gap	sbb	dette	Joint
Lag1	4.004517	3.416961	0.802620	10.86465
	(0.260977)	(0.331693)	(0.848840)	(0.285101)
Lag2	4.290782	3.292337	1.319432	7.642630
	(0.231729)	(0.348711)	(0.724524)	(0.570522)
Lag3	12.14402	21.33798	0.323291	69.55654
	(0.006906)	(8.96e-05)	(0.955590)	(1.86e-11)

Sénégal

VAR lag exclusion Wald tests

Période : 1983 à 2012

Nombre d'observations : 27

	Output gap	sbb	dette	Joint
Lag1	0.646713	99.45990	5.715933	108.7542
	(0.885660)	(0.000000)	(0.126279)	(0.000000)
Lag2	1.160426	10.39217	0.224221	11.30172
	(0.762511)	(0.015510)	(0.973588)	(0.255593)
Lag3	4.153878	2.724707	1.928522	10.27714
	(0.245320)	(0.436045)	(0.587374)	(0.328519)

Togo

VAR lag exclusion Wald tests

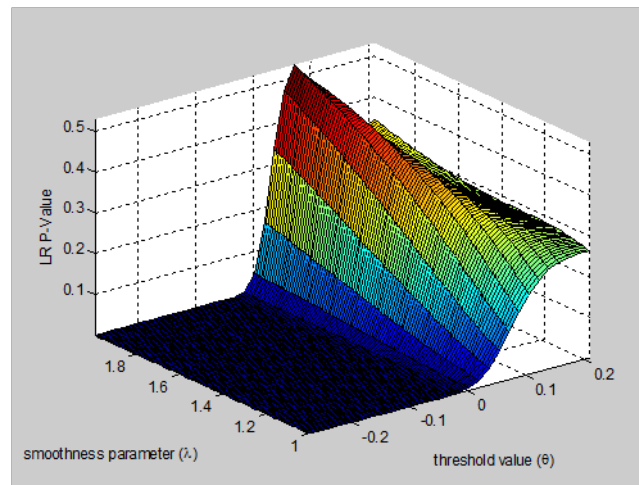
Période : 1981 à 2012

Nombre d'observations : 29

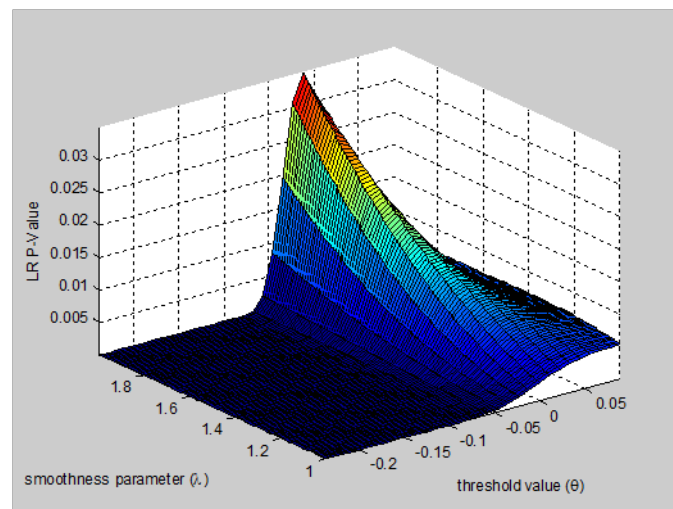
	output gap	sbb	dette	Joint
Lag1	7.507559	10.19479	4.427125	15.20357
	(0.057365)	(0.016981)	(0.218883)	(0.085494)
Lag2	2.955278	4.254780	2.679415	10.92276
	(0.398572)	(0.235234)	(0.443737)	(0.281041)
Lag3	2.515041	8.595369	3.097529	12.93588
	(0.472579)	(0.035184)	(0.376831)	(0.165529)

Graphes des paramètres de lissage et des seuils

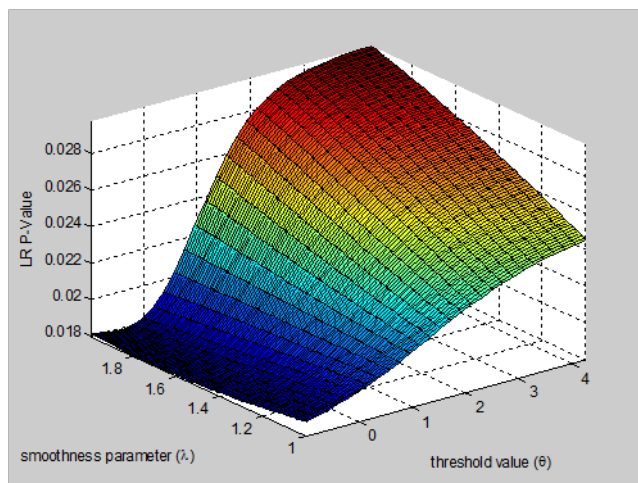
Graphique 5 – Représentation graphique du paramètre de lissage et du seuil du Bénin



Graphique 6 – Représentation graphique du paramètre de lissage et du seuil du Niger



Graphique 7 – Représentation graphique du paramètre de lissage et du seuil du Sénégal



Graphique 8 – Représentation graphique du paramètre de lissage et du seuil du Togo

