



Document de travail de la série

Etudes et Documents

E 2005.20

**LES EFFETS NON LINEAIRES DE LA POLITIQUE BUDGETAIRE :
LE CAS DE L'UNION ECONOMIQUE ET MONETAIRE OUEST AFRICAINE**

Par Nasser Ary TANIMOUNE*
Jean-Louis COMBES*
Patrick PLANE*

Communication aux journées de l'AFSE, *Economie du développement et de la transition*.
Clermont-Ferrand, 19 et 20 mai 2005

* Centre d'études et de recherches sur le développement international (CERDI) : UMR CNRS 6587

Résumé

Les pays de l'UEMOA ont adopté, en 1999, un pacte de convergence, de stabilité, de croissance et de solidarité. Le but premier du pacte est d'imposer des contraintes aux politiques budgétaires nationales de manière à préserver la crédibilité et la convertibilité de la monnaie commune. Or, les efforts budgétaires consentis par les états peuvent être contre-productifs en entraînant l'économie dans une récession par la mise en jeu des multiplicateurs keynésiens. Cependant, il peut exister des non-linéarités dans la relation entre la politique budgétaire et l'activité économique. L'objectif de cette communication est de tester un modèle dans lequel les effets de la politique budgétaire sont conditionnels au taux d'endettement public externe. En appliquant la logique de modélisation des seuils endogènes, initialement développée par Hansen (1996), il apparaît que jusqu'à un taux d'endettement de 83%, l'Etat exerce une influence de type keynésien sur l'activité économique et au-delà, non-keynésien voire anti-keynésien.

Introduction

La politique budgétaire permet-elle une régulation efficace de l'activité économique ? Cette question continue à diviser la profession entre tenants de l'orthodoxie financière publique et partisans d'un interventionniste raisonné. En Europe, ce débat a été récemment remis en lumière par les discussions autour de la bonne manière de faire évoluer la règle du déficit budgétaire dans le cadre du dispositif du Pacte de Convergence et de Stabilité. Dans un contexte institutionnel comparable d'union monétaire et d'intégration régionale, la même question se pose en Afrique francophone de l'ouest réunie dans le sous ensemble zone franc.

Les pays membres de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine¹ (UEMOA) sont en effet engagés dans une démarche d'harmonisation des politiques économiques qui prolonge une coopération longtemps limitée à la monnaie et au régime de change. Les pays constitutifs de cette union monétaire ont en effet une monnaie commune, le franc CFA, dont la gestion revient à un institut d'émission indépendant ayant la forme juridique d'établissement public international: la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (Guillaumont P et S, 1984, 1988). La monnaie en circulation échappe au pouvoir discrétionnaire de chaque pays et l'évolution de la masse monétaire s'y trouve régulée en fonction de l'évolution prévisible du PIB en volume et d'une cible d'inflation voisine de celle des économies européennes, gage de préservation du rapport de change fixe envers l'euro. Les politiques budgétaires sont donc le principal instrument d'intervention de l'Etat dans la vie économique, l'attribut d'une souveraineté dont les gouvernements ont parfois usé excessivement.

Des dérives budgétaires des années soixante dix et du début des années quatre vingt ont en effet résulté un endettement extérieur important et des niveaux élevés d'arriérés de paiement internes. La difficulté de corriger ces déséquilibres macroéconomiques sera l'une des raisons de la dévaluation de 50% du franc CFA, en janvier 1994. L'ajustement de parité a permis de renouer avec les équilibres macroéconomiques et de susciter la confiance nécessaire pour stimuler la reprise économique. L'adoption du nouveau taux de change a été également l'occasion d'une extension du domaine de la coopération intra-

¹ L'UEMOA est composée du Bénin, Côte d'Ivoire, Burkina Faso, Sénégal, Niger, Togo, Mali et Guinée Bissau. Ce dernier pays n'a pas été retenu dans l'analyse à cause de sa récente entrée dans l'Union (1997) et du manque de données.

communautaire avec le souci politique de mieux coordonner les politiques budgétaires nationales. En réalité, une pratique au moins indirecte de cette coordination a largement précédé la dévaluation. Elle a consisté en l'application des programmes macroéconomiques soutenus par le FMI et la Banque mondiale. En 1994, la création de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA), puis la mise en œuvre du Pacte de Convergence de Solidarité et de Croissance en 1999, ont donné à cette coordination une dimension institutionnelle aboutie.

L'objectif de cette communication est d'évaluer l'impact de la politique budgétaire sur le rythme d'activité de l'UEMOA. Le raisonnement se situe dans une ligne de réflexion très actuelle sur le *policy mix* de l'union monétaire. La littérature souligne en effet à la fois la difficulté, mais également l'impérieuse nécessité de promouvoir l'efficacité économique de ces unions dans une bonne combinaison des politiques monétaire et budgétaire (Devarajan et Walton 1994; Semedo et Villieu 1997). Pour l'UEMOA cette démarche implique un contrôle vigilant sur les souverainetés budgétaires, c'est-à-dire la prévention d'externalités négatives de gestions nationales qui pourraient entraîner une perte de crédibilité dans la parité du franc CFA.

La deuxième section revient sur les caractéristiques économiques et financières de la zone monétaire, sur ses imperfections institutionnelles initiales qui ont conduit, en 1999, à l'élaboration d'un Pacte de Convergence dominé par la question du désendettement et du renforcement des règles budgétaires. La thérapie du Pacte de Convergence fonde en effet la hausse des produits africains sur le retour structurel à l'équilibre budgétaire de base et sur la maîtrise de la dette publique sous un seuil de 70% du PIB. La troisième section passe en revue les arguments théoriques traitant de l'impact potentiel du budget sur l'écart de produit (output gap) que l'on définit comme la différence relative entre le PIB « effectif » et le PIB « potentiel ». Cette section porte l'éclairage sur la présence d'effets budgétaires non linéaires sur lesquels un certain nombre d'auteurs ont mis l'accent pour l'analyse d'économies européennes.

Dans la quatrième section, on propose un test d'efficacité de la politique budgétaire en UEMOA sur la période 1986-2002. L'application économétrique s'adosse à la méthodologie d'Hansen (1996, 1999). Celle-ci permet de mettre en évidence un impact budgétaire sur l'activité économique, conditionnel au niveau de la dette publique et donc non linéaire. La cinquième section revient en conclusion sur les principaux résultats de ce travail et ses implications pour un meilleur fonctionnement du *policy mix* en zone franc.

Les repères institutionnels et le « policy mix » en UEMOA

La zone franc s'est constituée puis réformée dans les années soixante dix sur l'idée que le mécanisme du contrôle monétaire suffirait à stimuler le développement dans le maintien des grands équilibres. Jusqu'au début des années quatre vingt le domaine budgétaire a fait l'objet de peu de contrôle, sinon à travers la limitation des avances statutaires de la Banque Centrale aux trésors publics, avances plafonnées à 20% des recettes budgétaires. L'idée a donc été de couper les autorités nationales de la possibilité de capter le seigneurage, ces prélèvements de ressources résultant de la monétisation des déficits publics. Par ce contrôle, la politique budgétaire ne repose plus que sur la capacité d'agir sur le taux de pression fiscale, avec une marge d'action limitée à court terme par les faiblesses de l'administration et l'étroitesse de l'assiette fiscale ou sur la possibilité d'accéder à un financement extérieur compensatoire des déficits publics.

Avant le déclenchement du premier choc pétrolier en 1973, aucun des pays membres n'a mobilisé de crédits commerciaux longs auprès du système bancaire international. L'essentiel des flux de capitaux extérieurs procédait de l'aide publique au développement (APD) ou des flux d'investissements directs étrangers, les uns et les autres largement indépendants de la volonté des pouvoirs publics. Dans un contexte d'inflation mondiale élevée et d'accès plus permissif à l'emprunt extérieur, les institutions de l'Union Monétaire Ouest Africaine vont rapidement démontrer leur fragilité. Bhatia (1985) a dressé un état des lieux des dérives budgétaires et déséquilibres macro-économiques. L'auteur met d'abord en avant l'endettement extérieur mobilisé, soit par l'Etat stricto sensu, soit par les entreprises publiques avec une garantie d'Etat. En raison de la convertibilité « illimitée » du franc CFA, garantie par le trésor français, et du prix très favorable des matières premières exportées, les banques commerciales étrangères ont vu dans ces prêts une bonne opportunité de recyclage des fonds pétroliers.

Les gouvernements ont donc été en mesure d'élargir leurs ressources financières par l'endettement et par la parafiscalité imputable aux caisses locales de stabilisation du prix international des matières premières exportées. De tels phénomènes ont été abondamment rapportés. Devarajan et de Melo (1987) ont notamment décrit les implications du boom des recettes d'exportation de café et de cacao pour la Côte d'Ivoire. Entre 1975 et 1977, ce boom a servi à la promotion d'un programme d'investissements publics au-delà de la capacité d'absorption du secteur, phénomène prolongé par l'accumulation de la dette au moment et après que les cours internationaux se soient

repliés. Un scénario comparable, mais avec des dépenses plus centrées sur la consommation publique, s'est également produit au Sénégal avec la forte augmentation du prix du phosphate (1974-1977). Ici encore, le gouvernement a amplifié l'impact immédiat du boom en mobilisant des concours extérieurs via les banques commerciales étrangères.

De manière générale, les recettes conjoncturelles induites par les chocs de prix ont entretenu des comportements budgétaires procycliques quand la sagesse aurait commandé aux Etats de gérer prudemment les « aubaines fiscales » pour éviter les phénomènes structurels de « dutch disease » et des déficits budgétaires ultérieurement insoutenables (Collier et Gunning, 1996). Selon Cooper (1991) les gouvernements ont fait l'hypothèse de chocs positifs permanents et de chocs négatifs temporaires. De ces erreurs résulteront, dès le milieu des années quatre vingt, une grande méfiance envers l'aptitude de l'Etat à réguler la conjoncture interne et les instabilités auxquelles sont soumises les économies africaines.

L'initiative du Pacte de Convergence a témoigné de la volonté politique de brider davantage l'instrument budgétaire. Adopté en décembre 1999, il prévoit que le critère clé du dispositif, à savoir le solde budgétaire de base que l'on définit comme la différence entre les recettes hors dons et les dépenses, hors les dépenses d'investissements financées sur ressources extérieures, revienne à l'équilibre d'ici à la fin 2005. Dans l'intervalle de cette phase de « convergence », le niveau de la dette publique sera progressivement ramené à un niveau inférieur à 70% du produit intérieur. Cette politique d'ajustement budgétaire est donc marquée par le besoin de prévenir les égarements passés. Elle a vocation à « signaler » un changement de comportement dont l'absence d'effectivité peut donner lieu à sanctions.

Le Pacte est peu explicite sur les conditions d'application de ces sanctions. On comprend que le déficit puisse être évalué net des effets exogènes de conjoncture dans la mesure où ces petites économies exportatrices de matières premières sont vulnérables notamment aux variations de termes de l'échange. La prise en compte de ces effets est dans la ligne générale des travaux sur les déficits budgétaires structurels ou sur les mesures d'impulsion budgétaire développées par le Fonds Monétaire International et l'Organisation pour la Coopération et le Développement Economique (Blejer et Chu, 1988 ; Heller *et alii.*, 1986). L'idée sous jacente est que la stratégie budgétaire à moyen terme doit pouvoir s'apprécier en distinguant ce qui est imputable aux décisions discrétionnaires de ce qui procède du cycle des affaires, autrement dit des fluctuations auto-correctrices.

Tableau 1 : Situation macroéconomique des économies de l'UEMOA de 1986 à 2002

| | Taux de croissance du PIB | | | Solde primaire de base rapporté au PIB | | | | Dettes publiques extérieures rapportées au PIB | | | |
|---------------|------------------------------|-----------|-----------|---|------|------|------|---|-------|-------|------|
| | 1986-1993 | 1993-2000 | 2000-2002 | 1986 | 1993 | 1999 | 2002 | 1986 | 1993 | 1999 | 2002 |
| Bénin | 2.0 | 5.0 | 5.5 | -2.5 | 2.0 | 4.2 | 1.0 | 66.2 | 66.4 | 71.9 | 48.1 |
| Burkina Faso | 2.5 | 4.2 | 4.6 | 0.7 | -1.7 | 0.4 | -2.5 | 31.0 | 35.8 | 55.3 | 45.5 |
| Cote d'Ivoire | 0.3 | 4.6 | -0.7 | 6.5 | -2.3 | 2.9 | 3.5 | 82.9 | 162.9 | 110.6 | 75.4 |
| Mali | 2.6 | 5.0 | 8.7 | 4.9 | 2.8 | 2.3 | 0.5 | 96.6 | 107.5 | 115.3 | 74.0 |
| Niger | 0.5 | 3.7 | 5.0 | 1.8 | -4.2 | -3.3 | 0.1 | 61.0 | 65.0 | 93.6 | 78.7 |
| Sénégal | 1.6 | 4.8 | 3.3 | 2.6 | 0.9 | 3.0 | 2.3 | 79.5 | 70.7 | 82.4 | 70.3 |
| Togo | -1.5 | 5.9 | 2.2 | 9.8 | -9.2 | 0.3 | 1.9 | 93.9 | 94.5 | 98.7 | 87.2 |
| UEMOA | 0.9 | 4.6 | 2.0 | 3.4 | -1.7 | 1.4 | 1.0 | 73.0 | 86.1 | 89.7 | 68.4 |

Sources : Les calculs ont été effectués à partir des bases de données suivantes : Banque Mondiale, World Development Indicators (PIB), la Commission de l'UEMOA (solde budgétaire) et les NIS/BCEAO (dette publique extérieure). Pour le taux de croissance, il s'agit du taux annuel moyen de la période. Le solde budgétaire primaire de base = Recettes fiscales (hors dons) – (Dépenses courantes – Intérêts sur la dette) – Investissements réalisés sur ressources internes

Le tableau 1 met en évidence l'évolution des principales variables macroéconomiques d'intérêt pour cet article. La dévaluation est intervenue en 1994 à un moment où le déficit budgétaire primaire demeurait important dans une majorité de pays membres. La dévaluation a eu pour effet mécanique d'alourdir le niveau de la dette publique extérieure qui s'est ultérieurement contractée entre 1999 et 2002 tout en restant à un niveau élevé. Par ailleurs, les années d'après dévaluation ont été le plus souvent caractérisées par des excédents primaires de base, tandis que la croissance du produit intérieur a retrouvé un niveau satisfaisant. En partant de ce constat, quel a été l'impact des soldes budgétaires sur le rythme de l'activité de la période étudiée ?

La non-linéarité des effets de la politique budgétaire : arguments théoriques

Dans la tradition keynésienne, la régulation de la croissance économique par l'Etat passe par des actions budgétaires contracycliques. Cette perspective amène les pouvoirs publics à soutenir l'activité dès lors que la demande des agents est déprimée et à la freiner lorsque son emballement fait craindre déséquilibres internes et externes. On observera cependant qu'entre 1973 et 1982, les finances publiques africaines ont été structurellement déficitaires, en contradiction avec la logique contracyclique d'intervention de l'Etat. Jusqu'ici, peu d'Etats africains ont d'ailleurs été capables de lisser la dépense en épargnant dans les moments de boom des matières premières et en désépargnant dans une conjoncture défavorable. Sur la période d'observation, c'est à dire en aval de 1986, compte

tenu des déséquilibres de départ et de l'importance de la dette contractée, on peut donc s'interroger sur la nature de ces effets keynésiens, le doute s'étant d'ailleurs généralement installé quant à l'efficacité du volontarisme budgétaire.

En partant de l'intuition initiale de Ricardo, Barro (1974) a contribué à réfuter la thèse de l'efficacité de l'action budgétaire sur les variations conjoncturelles. Par le principe de l'équivalence ricardienne, le secteur privé intègre dans son calcul économique la contrainte budgétaire intertemporelle du secteur public. Si les agents s'attendent à rembourser la dette consécutive aux déficits, l'action de l'Etat n'affecte pas le produit intérieur. En effet, l'anticipation du remboursement de la dette suscite une diminution de la dépense privée instantanée et fait du déficit public un simple transfert intertemporel. En d'autres termes, le revenu net d'impôt du secteur privé s'accroît aujourd'hui pour se réduire demain. Il en résulte un revenu permanent inchangé. Ainsi, alors que dans la logique keynésienne, la réduction du déficit budgétaire devrait produire une contraction de la demande globale et agir négativement sur l'output gap, la nouvelle économie classique est davantage portée à supposer la neutralité de cette politique. En réduisant aujourd'hui la dépense publique, l'Etat crée les conditions d'une baisse du taux de prélèvement fiscal ultérieur qui peut soutenir une demande privée compensatrice.

Le principe de cette équivalence ricardienne repose toutefois sur des hypothèses restrictives, en particulier pour les pays en développement où les marchés de l'assurance et du crédit sont imparfaits et les impôts fortement distorsifs. Par ailleurs en Afrique les contraintes de liquidité limitent la possibilité pour les agents de lisser leur consommation dans le temps. Celle-ci dépend donc davantage du revenu courant que du revenu permanent.

Des auteurs ont récemment renouvelé la réflexion en postulant qu'une contraction budgétaire pouvait même avoir un effet positif sur l'activité économique. Leur hypothèse procède de l'observation des expériences contractionnistes conduites, dans les années quatre vingt, par certains pays de l'Europe du Nord. Point commun à ces économies, la réduction de la dépense publique a été à la fois forte, rapide et durable (au moins trois ans) et conjuguée à un effet expansif sur l'activité intérieure (*e.g.* Llau, 1999). Ce phénomène suggère des non-linéarités synonymes de coexistence de différents régimes budgétaires : keynésien, non-keynésien et anti-keynésien.

Plusieurs explications, mutuellement non exclusives, ont été apportées à ce phénomène. La première que l'on doit aux travaux de Giavazzi et Pagano (1990), mais également de Blanchard (1990), porte l'éclairage sur l'existence d'un « effet de signal » autour de la solvabilité retrouvée des finances publiques qui modifierait la formation des anticipations des agents privés. Une baisse permanente des dépenses publiques annonce une baisse future des impôts. Elle est donc à l'origine d'un effet de richesse positif. De manière analogue, un accroissement présent des impôts pourrait être le signe que les agents supporteront des ajustements budgétaires moins sévères dans le futur. En regard de l'efficacité, l'action de rééquilibrage budgétaire par la contraction de la dépense serait préférable dans la mesure où une augmentation des impôts pose un problème de crédibilité intertemporelle et suscite des effets d'offre non négligeables à travers des prélèvements fiscaux distorsifs (Giavazzi *et alii.*, 2000).

En zone franc, un autre « effet de signal » a pu jouer, en particulier par la concomitance de la réduction des déficits budgétaires et de l'engagement des gouvernements à liquider le problème des arriérés de paiement, c'est-à-dire le non paiement à l'échéance contractuelle des factures par l'Etat. Dans le passé les arriérés envers le secteur privé ou parapublic ont constitué un moyen de relâchement instantané de la contrainte budgétaire publique. Si les arriérés sont ultérieurement apurés, les créanciers subissent un impôt implicite, un manque à gagner équivalent à celui d'une détention de titres publics non porteurs d'intérêt. Lorsqu'en revanche les arriérés publics ne sont qu'en partie liquidés à terme, situation qui fut courante en zone franc, la captation de l'Etat est plus importante. Elle est aussi plus distorsive envers le système productif car elle implique une discrimination arbitraire des entreprises et le non-respect de la règle de droit.

Ces stratégies de financement public ont été très perturbatrices pour l'activité. De Boissieu (1985) en a montré le caractère pernicieux à travers les effets de « report » et d'« imitation » qui ont eu de très mauvaises implications pour le système financier local et la croissance économique, notamment pour les petites et moyennes entreprises du secteur formel. Le Pacte a donc privilégié la transparence budgétaire, préférant augmenter le taux de pression fiscale que maintenir la logique subjective et spoliatrice des arriérés publics. Ce changement de comportement en faveur d'une meilleure gouvernance publique a pu être une source de stimulation de la croissance du produit intérieur sur fond d'engagement parallèle à réduire les déficits budgétaires. En d'autres termes, la moindre stimulation budgétaire de l'activité a pu être compensée par un regain de confiance des agents privés.

Les effets d'offre auxquels il a été fait référence ci-dessus sont complexes et non indépendants de la situation budgétaire initiale comme l'ont montré Alesina et Perotti (1995), puis Alesina et Ardagna (1998). Ils dépendent de la composition de l'ajustement budgétaire, elle-même fonction de la situation initiale des finances publiques. Ainsi, en situation budgétaire « critique », le gouvernement privilégie comme instrument d'ajustement la baisse durable des dépenses publiques, en particulier les salaires, malgré le coût politique de court terme que revêt cette mesure. Cette baisse peut induire un effet d'offre positif par l'anticipation d'une diminution ultérieure des impôts. Au contraire, en situation budgétaire « normale », le gouvernement est porté à privilégier un ajustement budgétaire politiquement moins coûteux qui repose sur une augmentation des impôts.

Une seconde explication du caractère expansif de la contraction budgétaire est développée par Bertola et Drazen (1993) et ultérieurement par Sutherland (1997) dans un modèle à générations imbriquées. Pour ces auteurs, la non-linéarité de la politique budgétaire peut résulter d'un seuil psychologique d'endettement, d'un niveau de dette publique rendant l'ajustement budgétaire inévitable. Confrontés à un endettement public soutenable, les agents supposent que le remboursement de la dette reposera sur les générations futures. Dans ce cas un déficit a des effets keynésiens. En revanche, en présence d'une dette jugée non soutenable, les agents s'attendent à supporter eux-mêmes le poids des remboursements, de sorte que les effets du déficit deviennent non-keynésiens ou anti-keynésiens. L'importance du seuil de la dette se dessine dans ce courant de littérature, mais également les hypothèses sur lesquelles les agents fondent la formation de leurs anticipations, en l'occurrence le caractère non monétisable et non répudiable de la dette.

Ces hypothèses sont sans doute pertinentes pour les pays membres de la zone franc, encore que des phénomènes de hasard moral puissent être présents par des anticipations de moratoires ou de remises de dettes extérieures qui modifieraient les comportements privés. La portée de ces phénomènes est toutefois à relativiser. La plus importante remise de dettes, l'initiative envers les Pays Pauvres et Très Endettés (PPTTE), a été à la fois récente, exogène et suffisamment générale pour ne pas avoir été liée à des situations financières et des comportements stratégiques particuliers à l'Union. Les agents privés n'ont donc pas internalisé le principe de cette initiative pour former leurs anticipations.

Les travaux de Caballero et Pyndick (1996) s'inscrivent également dans la ligne d'investigation des non-linéarités de la politique budgétaire en relation avec le niveau de la

dette. Les auteurs suggèrent qu'en situation budgétaire « critique », les agents sont non keynésiens. L'incertitude macro-économique inhérente à la non-solvabilité des finances publiques les incite à constituer une épargne de précaution ou à retarder des investissements générant des coûts irrécupérables en réaction à une nouvelle dégradation des finances publiques. La stabilité de la valeur nominale du franc CFA et sa convertibilité facilitent sans doute la détention de cette épargne de précaution en monnaie nationale ou en devises.

La non-linéarité de la politique budgétaire : tests économétriques

On retient une modélisation en terme d'effet de seuil. On fait donc l'hypothèse que l'impact de la politique budgétaire est différent selon un niveau d'endettement à déterminer. Il existe deux catégories de modèles permettant de modéliser un effet de seuil. Il y a les modèles dont le seuil est fixé de façon exogène (Tsay, 1989) et ceux pour lesquels le seuil est déterminé de façon endogène (Hansen, 1996).

S'agissant de la spécification avec effet de seuil exogène, l'impact différencié des politiques budgétaires a été diversement mis en évidence. Alesina *et alii.* (2002) ont ainsi évalué l'impact des chocs budgétaires sur l'investissement privé. Ils montrent que la composition de l'ajustement budgétaire, dépenses versus recettes, est déterminante pour l'évolution de l'investissement privé, mais l'effet de seuil n'est pas significatif. Giavazzi *et alii.* (2000) ont cherché à établir la corrélation entre le solde budgétaire et l'épargne nationale. Leurs résultats font apparaître des relations non-linéaires généralement significatives. Ces modèles à effet de seuil exogène ont la souplesse de la modélisation, mais leurs caractéristiques *ad hoc* en atténuent la portée analytique.

La méthode d'Hansen

On retient donc la méthodologie d'identification du seuil endogène développée par Hansen (1999). Il s'agit d'une méthode de balayage suivant laquelle une équation de référence est estimée pour différentes valeurs de la variable de seuil². Soit S_0 et S_1 respectivement la somme des carrés des écarts dans l'hypothèse H_0 de linéarité et H_1 de non linéarité. Dans une première étape, on détermine le niveau de seuil optimal ($\hat{\gamma}$), à la

² L'auteur recommande d'éliminer les valeurs extrêmes du début et de la fin de la série.

fois constant dans le temps et identique pour tous les pays, qui correspond à la valeur de γ qui minimise la somme des carrés des résidus soit :

$$\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma} S_1(\gamma) \text{ avec } S_1(\gamma) = \hat{\varepsilon}(\gamma)' \hat{\varepsilon}(\gamma) \quad (1)$$

La seconde étape consiste à tester la significativité de ce seuil. Pour ce faire, Hansen (1999) propose une statistique de Fisher (F_1) qui permet de comparer les modèles avec et sans rupture³ :

$$F_1 = \frac{(S_0 - S_1(\hat{\gamma}))}{\hat{\sigma}^2} \quad (2)$$

Avec $\hat{\sigma}^2$ la variance estimée des résidus dans le modèle sans rupture. Dans l'hypothèse nulle, la non identification du seuil interdit le recours aux tests usuels. Pour y remédier, Hansen (1999) suggère alors d'effectuer un bootstrap classique et de caractère non paramétrique qui permet de dériver une distribution de la statistique F_1 .

Par ailleurs, l'auteur propose de construire un intervalle de confiance du seuil sur la base du ratio de maximum de vraisemblance calculé pour tout γ :

$$LR_1(\gamma) = \frac{(S_1(\gamma) - S_1(\hat{\gamma}))}{\hat{\sigma}^2} \quad (3)$$

L'auteur montre que pour $\gamma = \hat{\gamma}$, $LR_1 = 0$ et tend vers une variable aléatoire ξ dont la fonction de distribution est $P(\xi \leq x) = \left(1 - \exp\left(-\frac{x}{2}\right)\right)^2$. L'inversion de cette distribution permet de dériver la fonction $c(\alpha) = -2 \log(1 - \sqrt{1 - \alpha})$ servant à calculer l'intervalle de confiance. Pour un seuil de risque de $\alpha\%$, ce dernier correspond aux valeurs de γ telles que $LR_1(\gamma) \leq c(\alpha)$.

³ Il s'agit d'un test de maximum de vraisemblance.

Le modèle estimé

On modélise l'impact de la politique budgétaire, conditionnel au niveau d'endettement, à partir de la relation entre un solde budgétaire primaire structurel de base (SBS) et l'output gap (GAP)⁴ du pays i à l'instant t (équation 4).

$$GAP_{it} = a_i + \beta.X + \theta.SBS_{inf_{it}} + \pi.SBS_{sup_{it}} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Le vecteur X permet de contrôler pour l'action des autres variables pertinentes. Par a_i , on désigne les effets spécifiques pays tandis que ε est un bruit blanc iid de moyenne nulle et de variance constante, avec :

$$SBS_{inf} = \begin{cases} SBS & \text{si } DPE_{it} \leq \hat{\gamma} \\ 0 & \text{si } DPE_{it} > \hat{\gamma} \end{cases} \text{ et } SBS_{sup} = \begin{cases} SBS & \text{si } DPE_{it} > \hat{\gamma} \\ 0 & \text{si } DPE_{it} \leq \hat{\gamma} \end{cases}$$

θ et π , sont les effets marginaux qui peuvent être différents suivant le régime de la politique budgétaire. DPE représente le niveau d'endettement mesuré par le rapport de la dette extérieure publique et le PIB. On teste l'hypothèse nulle de linéarité ($H_0 : \theta = \pi$) contre l'hypothèse alternative ($H_1 : \theta \neq \pi$). On distingue ainsi un régime « normal », lorsque le niveau d'endettement est inférieur ou égal au seuil ($\hat{\gamma}$), et un régime « critique » lorsqu'il est supérieur. Le seuil endogène ainsi déterminé n'a pas de dimension normative. Sa valeur ne préjuge pas d'un niveau de dette optimal ou soutenable dont le calcul nécessiterait de mettre le solde budgétaire primaire en relation avec la croissance du produit et le coût réel de la dette.

Pour ce qui concerne le solde budgétaire structurel, variable qui retient plus particulièrement l'intérêt dans cet article, on s'attend à ce que la relation à l'output gap soit négative en régime « normal », c'est-à-dire lorsque la dette est inférieure ou égale à un seuil endogène (effet keynésien, $\theta < 0$). En régime « critique », c'est-à-dire lorsque l'endettement est supérieur à ce seuil, les théories prédisent un effet budgétaire nul (effet non-keynésien, $\pi = 0$) ou même positif (effet anti-keynésien, $\pi > 0$).

⁴ Adam et Bevan (2005), pour un ensemble de pays en développement, ont analysé la relation directe de non-linéarité entre le déficit budgétaire et la croissance.

L'output gap est égal à la différence entre le PIB effectif et le PIB potentiel rapportée au PIB potentiel. De façon générale le débat reste vif et non encore tranché quant à la méthode d'estimation du PIB potentiel (*e.g.* Burnside, 1998 ; Canova, 1998 ; Rand et Tarp, 2002). Le lissage de Hodrick-Prescott (1980), ci-après noté HP, est cependant couramment utilisé et en particulier par la Commission Européenne qui le préfère à des méthodes reposant sur l'estimation d'une fonction de production (Bouthevillain *et alii.*, 2001)⁵. Le filtre HP suppose que la série du produit (Y) se décompose en un cycle (C) et une tendance (T) qui résulte du calcul d'optimisation suivant où λ est un multiplicateur de Lagrange, représentant le paramètre de lissage :

$$\min_T \sum_{t=1}^N \left((Y_t - T_t)^2 + \lambda (\Delta T_{t+1} - \Delta T_t)^2 \right) \quad (5)$$

Autrement dit, on choisit la tendance de manière à minimiser la variance de la série autour de sa tendance sous une pénalité qui limite les changements dans la variation de la tendance. Le filtre HP présente deux avantages principaux : la simplicité de mise en œuvre et la possibilité de l'utiliser sans avoir à prolonger la série initiale. Il faut cependant reconnaître ses défauts : le calcul de la tendance présente un effet de bord, le cycle peut être bruité par des phénomènes à haute fréquence et surtout, le choix de λ est entaché d'un certain arbitraire (Ravn et Uhlig, 2002 ; Araujo *et alii.*, 2004).

Le niveau du paramètre de lissage, qui permet de dériver la tendance d'une série, est loin de faire l'unanimité chez les auteurs. Hodrick-Prescott recommandent des valeurs de 1600 pour les données trimestrielles et 100 pour les données annuelles. Certains auteurs proposent des valeurs plus faibles. Ainsi, Bouthevillain (2002) suggère 30 pour des séries annuelles tandis que d'autres retiennent des valeurs élevées, c'est le cas de Baxter et King (1999) qui adoptent des valeurs comprises entre 100 et 400. Tous les travaux auxquels il vient d'être fait référence se rapportent à des pays industrialisés. La réalité des cycles économiques est semble-t-il assez différente dans les pays en développement. Comme l'ont montré Rand et Tarp (2002), la longueur des cycles est ici plus courte et plus volatile à cause des nombreux chocs d'offre qui s'ajoutent aux instabilités importées de l'environnement international. Pour donner une certaine robustesse à nos résultats,

⁵ Dans le cas de l'UEMOA, Diop (2000) a utilisé différentes méthodologies. Il note que la méthode d'évaluation à partir de la fonction de production comporte des insuffisances relatives à la mesure du stock de capital et à la « difficulté à appréhender correctement le fonctionnement du marché du travail de l'UEMOA ».

plusieurs valeurs du filtre de lissage de la composante tendancielle ont été retenues. Le PIB potentiel a été calculé suivant 3 valeurs courantes du filtre HP : 30 (Bouthevillain, 2002), 100 (Backus et Kehoe, 1992) et 400 (Correia *et alii.* 1992).

Pour ce qui concerne le solde budgétaire de base, comme précisé dans la seconde section, celui-ci se définit par la différence entre les recettes hors dons et les dépenses financées hors ressources extérieures. Le solde budgétaire de base est préféré au solde conventionnel dans la mesure où d'une part il retrace mieux les performances budgétaires et d'autre part, il est conforme au critère de surveillance multilatérale de l'UEMOA. Etant donné que les paiements d'intérêts renvoient à une dette constituée dans le passé et ne constituent pas une variable de décision publique pour le présent, ce solde a par ailleurs été calculé hors paiements d'intérêts sur la dette publique. On définit ainsi un solde budgétaire primaire de base. Par un ajustement pour les effets mécaniques induits par les fluctuations de l'activité économique, le solde budgétaire a été considéré pour sa valeur structurelle que l'on détermine par la différence entre les soldes effectif et conjoncturel et que l'on assimile à l'effort budgétaire. A défaut de disposer de budgets publics suffisamment désagrégés pour le calcul des élasticités des différentes composantes budgétaires (Bouthevillain *et alii.* 2001), le résidu économétrique du ratio du solde budgétaire sur l'output gap a été utilisé⁶.

Parmi les variables de contrôle du modèle, on introduit d'abord le ratio de la dette extérieure rapportée au PIB. Suivant les théories du surendettement, cette variable DPE influence négativement la variable endogène. En effet, dès l'instant où l'endettement dépasse les capacités de remboursement, les services de la dette découragent les investissements, et pénalisent la croissance (Krugman, 1988). Seule la dette extérieure est considérée ici en raison de la faiblesse de l'endettement interne. Les termes de l'échange (ITEC), que l'on définit par le rapport des prix d'exportation aux prix d'importation, sont également introduits. Il s'agit de saisir l'incidence de l'environnement international qui affecte fortement le prix des produits de base. Les termes de l'échange sont associés à des effets d'offre et de demande et leur évolution est supposée être dans une relation positive à l'output gap. Enfin, une variable de rupture (RUPTURE) a été introduite pour saisir les changements de comportements après la dévaluation de 1994. Le réajustement des prix relatifs, mais également les réformes institutionnelles concomitantes, ont profondément

⁶ On se rapportera à l'annexe de cet article pour le mode de calcul.

modifié le fonctionnement des économies sous une forme qui laisse présager une accélération de l'activité économique.

Les résultats

L'équation est estimée sur des données annuelles d'un panel constitué des sept pays de l'UEMOA sur la période 1986-2002. L'hétérogénéité inobservable par pays est supposée constante dans le temps, neutralisée par la transformation de l'ensemble des variables en écart à la moyenne (effets fixes individuels). Les résultats d'estimation de l'équation 4 sont reportés dans le tableau 2 ci-dessus.

Tableau 2 : Estimation de la relation budgétaire

| | GAP | GAP | GAP |
|---|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 30 | 100 | 400 |
| Paramètre de lissage λ de HP | | | |
| Seuil endogène (méthode de Hansen) % | $\hat{\gamma} = 83$ | $\hat{\gamma} = 83$ | $\hat{\gamma} = 83$ |
| Intervalle de confiance à 5% | [67 ; 128] | [67 ; 94] | [75 ; 94] |
| ITEC | 0.002 (5.12)* | 0.002 (5.25)* | 0.002 (4.17)* |
| DPE | -0.080 (-2.05)** | -0.115 (-2.66)* | -0.183 (-4.17)* |
| SBSinf | -1.514 (-3.84)* | -1.913 (-4.08)* | -2.007 (-3.76)* |
| SBSsup | 0.258 (0.63) | 0.588 (1.35) | 0.994 (2.41)** |
| Rupture | 0.086 (5.13)* | 0.112 (6.14)* | 0.158 (8.34)* |
| R ² | 33% | 39% | 49% |
| <i>Les t-Student sont donnés entre parenthèses avec une significativité de : * (99%) et ** (95%).</i> | | | |
| Wald Test, Hypothèse nulle : | | $\theta = \pi$ | |
| F-statistic | 8.92 | 15.15 | 21.69 |
| p-value | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| Test de significativité du seuil endogène | | $F_1 = 0$ | |
| F1 | 12.91 | 18.88 | 22.19 |
| p-value (simulation) | 0.14 | 0.07 | 0.09 |
| Nombre de simulations | 2000 | 2000 | 2000 |

Les estimations ne rejettent pas l'hypothèse d'un seuil d'endettement conditionnant l'impact différencié de la politique budgétaire. La valeur du seuil endogène suggère que le changement de régime intervient à un niveau de dette correspondant à 83% du PIB. L'hypothèse de non-linéarité de la politique budgétaire ne peut être rejetée comme

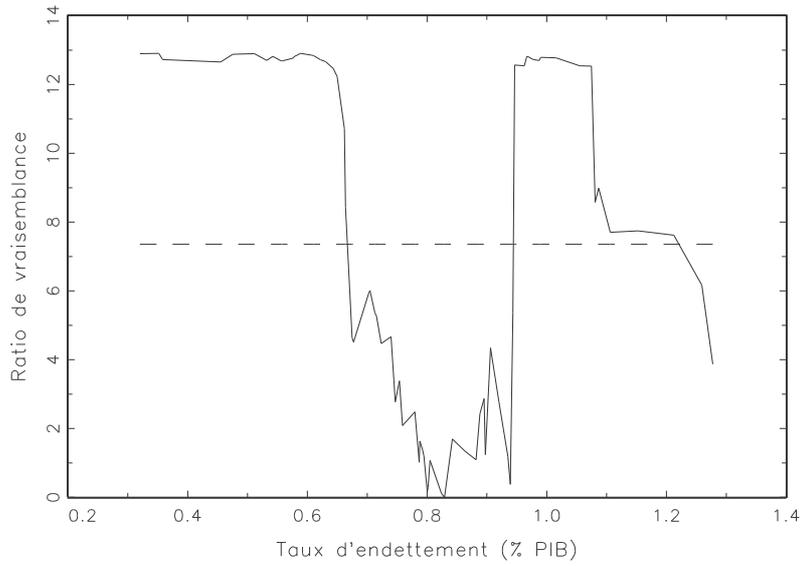
l'indiquent les deux tests de restriction (Wald et F_1). Les graphiques 1, 2 et 3 mettent l'éclairage, par le ratio du maximum de vraisemblance, sur les intervalles de « non-rejet » de ce seuil et pour les différents niveaux du ratio de la dette.

Ce seuil endogène d'endettement est remarquablement stable, quelle que soit la valeur du paramètre de lissage adoptée, mais avec une significativité à 90% qui n'est vérifiée que pour les filtres de 100 et 400. Le signe des variables exogènes reste inchangé sur les trois équations estimées. Le modèle avec un filtre HP de 400 produit la meilleure estimation en terme d'explication de la variance. Cette équation est donc considérée pour les commentaires.

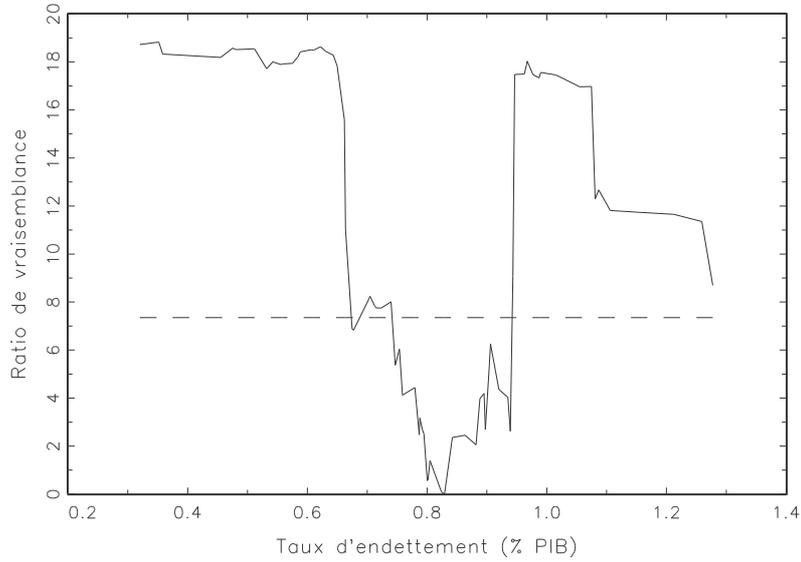
Le modèle estimé vérifie la pertinence d'une rupture sur l'année 1994 qui concentre d'importants changements économiques et institutionnels comme par exemple la dévaluation du Franc Cfa, mais également l'approfondissement du cadre d'intégration régional à travers la signature des accords de l'UEMOA. Les termes de l'échange sont très significatifs, ce qui confirme l'influence de l'environnement international. Pour ce qui est du taux d'endettement, le coefficient apparaît avec un signe négatif et significatif. On en déduit que le niveau moyen de la dette extérieure publique freine l'activité économique de la zone.

Cette variable d'endettement conditionne également l'influence de la politique budgétaire sur le cycle économique. Dans leur rapport à l'activité économique, les coefficients d'impact budgétaire sont en effet statistiquement différents selon que le niveau d'endettement extérieur est inférieur ou supérieur au seuil de 83% du PIB. Dans le premier cas, qui traduit un régime « normal » d'endettement, le coefficient est négatif et significatif à 99%. Il en résulte une situation budgétaire de type keynésien. En régime « critique », la politique budgétaire révèle une corrélation positive dans l'estimation avec un filtre HP de 400, mais non statistiquement pertinente pour les autres valeurs du paramètre de lissage.

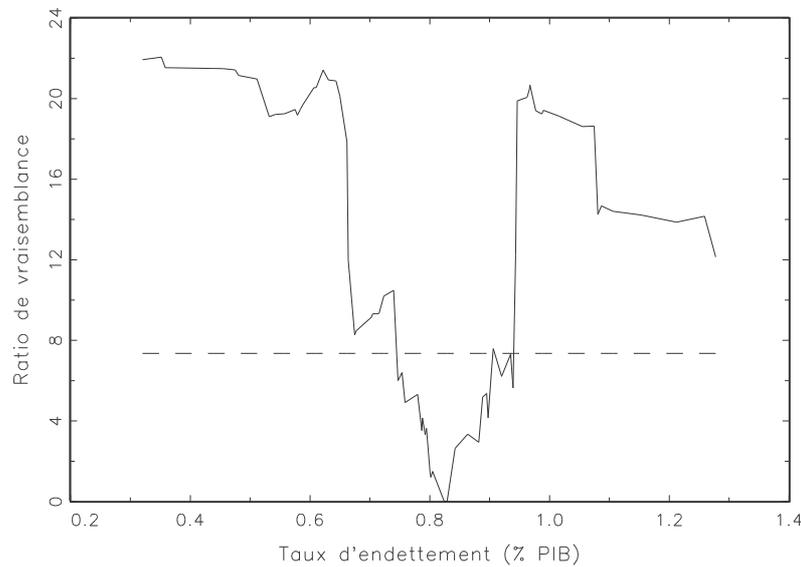
Graphique 1: Intervalle de confiance du seuil endogene (avec GAP30)



Graphique 2: Intervalle de confiance du seuil endogene (avec GAP100)



Graphique 3: Intervalle de confiance du seuil endogene (avec GAP400)



N.B. : sur chacun des trois graphiques le trait discontinu indique le seuil de risque de 5%.

Le signe positif du coefficient d'impact budgétaire au-delà du taux d'endettement de 83%, met en évidence un effet anti-keynésien. Ce résultat est conforme à l'observation d'une certaine reprise de la croissance, à partir de 1994 concomitante au processus d'assainissement des finances publiques. La dette publique extérieure a en effet augmenté mécaniquement avec la dévaluation et les nouveaux financements d'ajustement obtenus des institutions de Bretton-Woods. 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 facilité par la dévaluation et la contraction de la dépense publique (Collange et Plane, 1994).

Un effet de signal a également pu jouer par les dispositions du Pacte. L'engagement autour de la réduction et la non reconstitution des arriérés de paiement témoigne de la volonté politique des gouvernements de promouvoir une amélioration de la gouvernance publique. L'Etat entend ainsi s'acquitter des dettes des administrations dans des délais compatibles avec le crédit fournisseur normal. Les gouvernements rétablissent ainsi une certaine confiance dans leurs rapports financiers au secteur privé. Et cette politique, à laquelle le contrôle par les pairs donne une certaine crédibilité d'application, est en soi une source de stimulation de l'activité. L'effet de signal pourrait donc avoir moins fonctionné par les promesses d'une baisse d'impôt, car le Pacte recommande une hausse du taux de pression fiscale pour la plupart des Etats, que par l'engagement à promouvoir la transparence et le respect des procédures de paiement en renonçant aux accumulations arbitraires et distorsives d'arriérés.

Conclusion

La politique budgétaire en zone franc a été imparfaitement contrôlée et finalement source d'endettement et de graves déséquilibres macroéconomiques dans les années soixante dix. L'UEMOA a depuis posé des garde-fous sans pour autant s'interroger sur l'efficacité de la politique budgétaire. Sur la période 1986-2002, cet article a constitué une première tentative de réponse. Le principal résultat auquel on est parvenu est l'existence d'un impact non-linéaire de l'effort budgétaire sur l'output gap, impact conditionnel au taux d'endettement public.

La méthode de détermination des seuils endogènes de Hansen révèle qu'en présence d'un taux d'endettement inférieur à 83% du PIB, la relation entre l'effort budgétaire et la conjoncture est de nature keynésienne. Pour un endettement supérieur, la relation, plus incertaine, semble de nature anti-keynésienne ou non-keynésienne. Autrement dit, une contraction budgétaire est favorable ou neutre sur l'écart de produit. Ce résultat s'est avéré robuste aux différentes décompositions « cycle-tendance » obtenues par le filtre de Hodrick-Prescott.

Un tel travail se prête assurément à des améliorations méthodologiques en relation notamment avec la question de l'endogénéité du solde budgétaire à la conjoncture économique. Celle-ci peut procéder de l'existence des stabilisateurs automatiques ou de la présence d'une fonction de réaction de la politique budgétaire à l'activité. Si la première source de biais a été résolue par le calcul de l'effort budgétaire par le résidu, la seconde demeure susceptible d'influence pour l'analyse de la politique économique sans pour autant remettre en cause l'existence d'une non-linéarité. Par ailleurs, dans la mesure où les critères de convergence portent à la fois sur un seuil minimum de pression fiscale et un seuil maximum de dépenses salariales, il serait intéressant d'approfondir l'analyse en mettant en évidence des effets différenciés de l'ajustement budgétaire selon l'instrument privilégié. On pourrait ainsi tester directement les effets de composition : hausse des impôts versus baisse des dépenses publiques.

Annexe : Calcul de l'effort budgétaire

L'effort budgétaire (\hat{SBS}) utilisé se réfère au solde budgétaire (SB) corrigé des fluctuations conjoncturelles. Il est déterminé à partir du résidu de l'estimation, contrôlée par les effets fixes individuels, du ratio de solde budgétaire sur l'output gap. Le calcul de l'output gap a été effectué à l'aide d'un filtre de Hodrick-Prescott pour des valeurs de lissage de 30, 100 et 400 (respectivement GAP30, GAP100 et GAP 400). Autrement dit, on procède à la décomposition économétrique du solde budgétaire en deux éléments : la partie induite par la conjoncture et l'effort budgétaire, par hypothèse exogène à la conjoncture, que l'on assimile aux résidus de l'estimation (Guillaumont et Guillaumont, 1988).

$$\begin{array}{l}
 SB_{it} = \underset{(4.00)}{0.15} GAP30_{it} + \hat{SBS}_{it} \quad \left| \quad SB_{it} = \underset{(4.14)}{0.13} GAP100_{it} + \hat{SBS}_{it} \quad \left| \quad SB_{it} = \underset{(3.89)}{0.10} GAP400_{it} + \hat{SBS}_{it} \right. \\
 R^2 = 40\% \quad \quad \quad \left| \quad R^2 = 41\% \quad \quad \quad \left| \quad R^2 = 40\% \right.
 \end{array}$$

(les t-de Student sont entre parenthèses)

Bibliographie

- Adam C.S. et D. Bevan, 2005, « Fiscal deficits and growth in developing countries », *Journal of Public Economics*, 89, 4, 571-597.
- Alesina A. et R. Perotti, 1995, « Fiscal expansions and adjustments in OECD countries », *Economic Policy*, 21, 207-247.
- Alesina A. et S. Ardagna, 1998, « Tales of fiscal adjustments », *Economic Policy*, 13, 27, 489-545.
- Alesina A., Ardagna S., Perotti R. et F. Schiantarelli, 2002, « Fiscal policy, profits, and investment », *American Economic Review*, 92, 3, 571-589.
- Araujo C., J-F. Brun et J-L. Combes, 2004, *Économétrie*, Bréal édition, France.
- Backus D. et P. Kehoe, 1992, « International evidence on the historical properties of business cycles », *American Economic Review*, 82, 4, 864-888.
- Barro R.J. 1974, « Are government bonds net wealth? », *Journal of Political Economy*, 82, 6, 1095-1117.
- Baxter, M. et R.G. King, 1999, « Measuring business cycles: approximate Band-Pass filters for economic time series », *Review of Economics-and Statistics*, 81, 4, 575-93.
- Bertola G. et A. Drazen, 1993, « Trigger points and budgets cuts : explaining the effects of fiscal austerity », *American Economic Review*, 83, 1, 11-26.
- Bhatia R. J., 1985, « The West African Monetary Union, an analytical review », *IMF Occasional Papers*, vol. 35.
- Blanchard O., 1990, *Comment on Giavazzi and Pagano*, NBER Macroeconomics Annual, MIT press, Cambridge, MA.
- Blejer M. I. et K-Y. Chu, 1988, « Measurement of fiscal impact: methodological issues », *International Monetary Fund Occasional Paper No. 59*.
- Boissieu C., (de), 1985, « Contraintes externes et arriérés de paiement extérieurs dans les pays en développement », *Economies et Sociétés*, XIX, 9.
- Bouthevillain C, 2002, « Filtre de Hodrick-Prescott et choix de la valeur du paramètre λ », *Note d'Études et de Recherche* 89, Banque de France, , 1-21.
- Bouthevillain C., Cour-Thimann P., G. Van Den Dool, P. H. De Cos, G. Langenus, M. Mohr, S. Momigliano et M. Tujula, 2001, « Cyclically adjusted budget balances: an alternative approach », European Central Bank, *Working Paper No 77*.
- Burnside, C. 1998, « Detrending and business cycle facts: a comment », *Journal of Monetary Economics*, 41, 3, 513–532.
- Caballero R. et R.S. Pindyck, 1996, « Uncertainty, investment, and industry evolution », *International Economic Review*, 37, 3, 641-662.
- Canova F., 1998, « Detrending and business cycles facts », *Journal of Monetary Economics*, 41, 3, 475-512.
- Collange G. et P. Plane, 1994, « Dévaluation des Francs CFA : le cas de la Cote d'Ivoire », *Economie Internationale*, 58, 2, 3-25.

- Collier P. et J. W. Gunning, 1996, « Policy toward commodity shocks in Developing Countries », *International Monetary Fund Working Paper* No. 96/84.
- Cooper R. N., 1991, *Economic stabilization in Developing Countries*, ICS Press, San Francisco.
- Correia I.H., J.L. Neves et S. Rebelo, 1992, « Business cycles from 1850-1950: new facts about old data », *European Economic Review*, 36, 2-3, 459-467.
- Devarajan S. et J. de Melo 1987, « Evaluating participation in African Monetary Unions. A Statistical analysis of the CFA zone », *World Development*, 15, 4, 483-496.
- Devarajan S. et M. Walton 1994, « Preserving the CFA Zone », *World Bank Policy Research Working Paper*, WPS 1316, World Bank, Washington, DC.
- Diop P. L. (2000) : « Estimation de la production potentielle de l'UEMOA », *Etudes et Recherches*, BCEAO, août-sept., n°506.
- Giavazzi F. et M. Pagano, 1990, *Can severe fiscal contractions be expansionary ? Tales of two small European countries*, NBER Macroeconomics Annual, MIT press, Cambridge, MA, 95-122.
- Giavazzi F., Jappelli T. et M. Pagano, 2000, « Searching for non-linear effects of fiscal policy : evidence from industrial and developing countries », *European Economic Review*, 44, 7, 1259-1289.
- Guillaumont P. et S. Guillaumont Jeanneney, 1988, *Stratégies de développement comparées. Zone franc et hors zone franc*, éditeurs, Economica, Paris, France.
- Guillaumont P. et S. Guillaumont Jeanneney, 1984, *Zone franc et développement africain*, éditeurs, Economica, Paris, France.
- Hansen B.E., 1999, « Threshold Effects in non-dynamic panels : Estimation, testing, and inference », *Journal of Econometrics*, 93, 345-368.
- Hansen, B.E., 1996, « Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis », *Econometrica* 64, 413-430.
- Heller P., R. Haas et A. Mansur, 1986, « A review of the fiscal impulse measure », *International Monetary Fund Occasional Paper* No. 44.
- Hodrick R.J. et E.C. Prescott, 1980, « Post War U.S. business cycles: an empirical investigation », *Carnegie-Mellon University Discussion Paper* No. 451.
- Krugman, P., 1988, « Financing vs. forgiving a debt overhang », *Journal of Development Economics* 29, 253-268.
- Llaur P., 1999, « Les contractions budgétaires en Europe. Les enseignements des ajustements danois, irlandais et suédois », *Revue Française de Finances Publiques*, 68, 17-31.
- Rand J. et F. Tarp, 2002, : « Business cycles in Developing Countries: are they different? », *World Development*, 30, 12, 2071–2088.
- Ravn M. O., et Uhlig, H., 2002, « On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations », *Review of Economics and Statistics*, 84, 371–376.
- Semedo G. et P. Villieu 1997, *La zone franc – mécanismes et perspectives macroéconomiques*, Ellipses, Ed Marketing SA.

Sutherland A., 1997, « Fiscal crises and aggregate demand : Can high public debt reverse the effects of fiscal policy ? », *Journal of Public Economics*, 65, 147-162.

Tsay R.S., 1989 : « Testing and modeling threshold autoregressive processes », *Journal of the American Statistical Association*, 84, 231-240.