

La soutenabilité de la politique budgétaire dans la zone Uemoa (union économique et monétaire ouest-africaine) : essai d'évaluation théorique et empirique.

Felwine Sarr*, LEO, Université d'Orléans, janvier 2005

Résumé

L'objectif de cet article est d'évaluer la soutenabilité des politiques budgétaires dans la zone Uemoa de la décennie 70 à nos jours. A cette fin, nous testons la stationnarité du ratio dette sur PIB nominal des pays de la zone sur la période 1972-2002. Nous arrivons à la conclusion que les politiques budgétaires des pays de la zone n'étaient pas soutenables. Généralement, les tests de soutenabilité font l'hypothèse que le processus générant les déficits et la dette sera le même dans un futur indéfini. Dans la pratique, à la suite de crises de la dette, où lorsque les indicateurs de soutenabilité sont proches ou atteignent des limites fixées, les gouvernements changent de régime de politique budgétaire pour respecter les contraintes qui pèsent sur l'évolution des variables de politique macroéconomique. Dans un second temps, nous tentons une analyse de la soutenabilité qui prend en compte les éventuels changements de la politique budgétaire. Nous mettons en évidence, pour certains pays de la zone, l'existence de ruptures de tendance dans les séries étudiées, reflétant les changements de régime de la politique budgétaire devenue plus restrictive.

Mots clés : soutenabilité, politique budgétaire, dette publique, déficit

Classification JEL : H62, E61, H63

* mail : felwine.sarr@univ-orleans.fr, Laboratoire d'Economie d'Orléans (FRE 2783), rue de Blois, BP 6739 45067 ORLEANS cedex 2

Introduction

Au début des années 80, les pays de la zone Uemoa subissent une crise de la dette. Celle-ci se traduit par un niveau de dette publique extérieure très élevé et un service de la dette qui pèse fortement sur leurs finances publiques. L'explosion des ratios d'endettement et l'incapacité des pays de l'Afrique subsaharienne à faire face aux obligations du service de la dette a entraîné de la part du FMI¹ et des institutions de l'Uemoa, l'imposition de mesures d'austérité plafonnant les déficits budgétaires et fixant des seuils de soutenabilité² de la dette publique. L'observation de la dérive de la dette publique par rapport au PIB pose la question des limites dans lesquelles un tel processus peut se poursuivre et de ses conséquences sur la stabilité macroéconomique. Quand un Etat s'endette, il promet implicitement qu'il générera des surplus futurs pour rembourser cette dette. Lorsque ce dernier pratique des déficits budgétaires chroniques, ou lorsque le ratio dette sur PIB continue à croître, les agents privés deviennent sceptiques sur la capacité du gouvernement à faire face à sa contrainte budgétaire intertemporelle. Cette situation peut entraîner une hausse des taux d'intérêt, avoir des conséquences sur l'épargne et l'investissement, sur les finances publiques et la croissance économique.

Dans une union monétaire, la question des pressions qu'exercent des déficits publics élevés sur la politique monétaire commune est cruciale. Même si en règle générale, l'union monétaire incite à la discipline budgétaire par des règles statutaires visant à éviter la monétisation des déficits, la littérature sur la discipline budgétaire et les unions monétaires [Chari et Kehoe (1998), Beetsma et Bovenberg (1999)] a montré que celles-ci incitent à l'accumulation de la dette publique par la perspective

¹ L'initiative PPTE (Pays Pauvres Très Endettés) initiée par le FMI et la Banque Mondiale (1996), propose des mécanismes d'allégement de la dette extérieure à des pays dont les niveaux d'endettement sont jugés insoutenables

²Le Pacte de convergence, de stabilité et de croissance de l'Uemoa (1999), impose aux états membres, pour accéder à la phase de stabilité en 2005, de ramener le ratio dette publique sur PIB nominal à 70 % et le solde budgétaire conventionnel à 0 % du PIB nominal.

de monétisation, ou parce que les coûts d'une telle politique ne sont pas totalement internalisés par les pays très endettés. Ceci a probablement été le cas dans la zone Uemoa durant la décennie 80, d'autant plus que les facteurs incitant à des politiques budgétaires insoutenables sont nombreux en Afrique de l'ouest (engagement à ne pas monétiser la dette peu crédible, contournement des règles budgétaires, contexte de faible indépendance des banques centrales). Dans ce contexte, des politiques budgétaires soutenables sont nécessaires pour éviter de mettre en péril la crédibilité de la politique monétaire commune et le risque de biais inflationniste qui en découlent d'une part, et d'autre part, pour restaurer sa capacité stabilisatrice de chocs.

L'objectif de cet article est d'évaluer théoriquement et empiriquement la soutenabilité des politiques budgétaires dans la zone Uemoa de la décennie 70 à nos jours. La première section propose une brève revue de la littérature du concept de soutenabilité. Elle présente l'approche standard qui repose sur le « contrainte de solvabilité intertemporelle de l'Etat » pour évaluer la soutenabilité de la politique budgétaire et en expose les limites. La soutenabilité de la politique budgétaire est définie par le respect de la contrainte budgétaire intertemporelle de l'Etat. Pour cela, la dette courante doit être inférieure ou égale à la valeur présente des surplus futurs primaires (condition de transversalité). Cette condition a pour corollaire la nullité de la valeur actualisée de la dette à l'infini qui assure que l'Etat ne joue pas à des jeux de Ponzi pour financer sa dette. Cette approche est sujette à un certain nombre de limites. Elle fait l'hypothèse irréaliste d'un taux d'actualisation constant de la dette. Bohn (1995) souligne que les contraintes de solvabilité doivent dériver d'un cadre stochastique. Les facteurs d'actualisation de la dette gouvernementale, les dépenses gouvernementales et les taxes dépendent de la distribution de probabilité de ces variables dans différents états de la nature, aussi les conditions de transversalité ne peuvent être actualisées avec des taux intérêt fixes que dans certains cas précis. O'Connell et Zeldes (1998), Buitier et Kletzer (1992), Blanchard et Weil (1992) montrent, quant à eux, que dans certaines situations des jeux de Ponzi rationnels sont possibles et qu'ils améliorent l'équilibre intertemporel au sens de Pareto. Enfin, la

condition de solvabilité intertemporelle n'impose que de faibles restrictions sur la taille du ratio dette sur PIB. Ce ratio peut dès lors atteindre des niveaux très élevés et impraticables pour la société dans la mesure où il existe un niveau de dépenses publiques nécessaires qu'il faut pouvoir continuer à assurer, et que les gouvernements sont confrontés à une limite de la charge de l'impôt qu'ils peuvent imposer aux citoyens. Une définition plus *effective* de la soutenabilité doit introduire la contrainte que le ratio dette sur PIB soit borné. Cela revient à satisfaire dans un cadre stochastique une propriété de stationnarité de la dette en rapport au PIB. Cette définition d'une *soutenabilité effective* prend en compte les implications en termes de politique économique de la dynamique de la dette et implique le respect de la contrainte budgétaire intertemporelle.

La seconde section propose une revue des tests empiriques de la soutenabilité. La plupart des travaux testent la contrainte de solvabilité intertemporelle de l'Etat, en effectuant des tests de stationnarité sur les séries de dette et de déficit primaire, ou en testant la cointégration des recettes et des dépenses. La principale critique qui leur est adressée réside dans la faiblesse du cadre théorique sous jacent (faiblesse du critère de soutenabilité retenu, détermination des taux d'actualisation pertinents et des horizons de prévision). Par ailleurs, le cadre standard utilisé pour évaluer la soutenabilité des politiques budgétaires ne semble pas pertinent pour les pays de l'Uemoa. L'importance des revenus du seigneurage, le caractère concessionnel de la dette et le volume important des dons, sont autant de sources de financement des déficits qui ne sont pas pris en compte dans la plupart des modèles théoriques.

La troisième section évalue empiriquement la soutenabilité de la politique budgétaire dans la zone Uemoa, en testant dans un premier temps la stationnarité du ratio dette sur PIB. Les tests standards de stationnarité du ratio dette sur PIB font généralement l'hypothèse que le processus générant les déficits et la dette sera le même dans un futur indéfini. Dans la pratique, à la suite de crises de la dette, où lorsque les indicateurs de soutenabilité sont proches ou atteignent des limites fixées, les gouvernements changent de régime de politique budgétaire pour respecter les

contraintes imposées sur l'évolution des variables de politique budgétaire. Lorsqu'il existe des ruptures de tendances dans les séries, les tests classiques sont biaisés en faveur de l'hypothèse nulle d'existence d'une racine unitaire et concluent de manière erronée à la non stationnarité des séries [Zivot et Andrews (1992), Perron (1989)]. Des approches empiriques faisant appel à l'intégration fractionnaire et à la non linéarité ont montré que le rejet de la stationnarité des séries de dette ou de déficits n'impliquait pas forcément la non soutenabilité des politiques budgétaires [Cunado, Alana et Perez de Garcia (2002)]. Dans un second temps, il s'agira de mettre en évidence l'existence de ruptures de tendances dans les séries étudiées, reflétant les changements de régime de la politique budgétaire devenue plus restrictive à la suite des différents programmes d'ajustement structurels et de la mise en œuvre des critères de convergence en 1994 dans les pays de la zone Uemoa.

1 L'approche type « contrainte de solvabilité intertemporelle » de la soutenabilité de la politique budgétaire

Aussi bien l'analyse de la soutenabilité de la politique budgétaire que celle de la cohérence des différents objectifs macroéconomiques commence par la spécification de la contrainte d'endettement du secteur public qui lie l'évolution des passifs de ce secteur au surplus primaire.

1.1 La contrainte d'endettement du secteur public : un cadre analytique

Considérons la contrainte d'endettement du secteur public consolidé (gouvernement et banque centrale) et définissons le surplus primaire du secteur public à la période t comme la différence entre les revenus totaux du secteur public T_t et ses dépenses totales G_t nettes des intérêts :

$$SURP_t = T_t - G_t \quad (1)$$

Les valeurs négatives de $SURP$ représentent le déficit primaire. L'hypothèse est faite que la dette publique extérieure, B_t , supportent un taux d'intérêt nominal i_t . La contrainte d'endettement du secteur public devient alors :

$$B_t = (1 + i_t)B_{t-1} - SURP_t \quad (2)$$

Pour plus de commodité, la dette est réécrite en termes réels, en la divisant par le niveau des prix P_t . En posant $\frac{P_t}{P_{t-1}} = 1 + \pi_t$, avec π_t le taux domestique d'inflation entre t et $t-1$, nous obtenons :

$$\frac{B}{P_t} = (1 + i_t) \frac{B_{t-1}}{P_t} - \frac{SURP_t}{P_t} = \frac{(1 + i_t)B_{t-1}}{(1 + \pi_t)P_{t-1}} - \frac{SURP_t}{P_t} \quad (3)$$

L'équation (3) peut se réécrire de manière plus compacte. Les caractères minuscules représentent les variables exprimées en termes réels :

$$b_t = (1 + n) b_{t-1} - surp_t \quad (4)$$

n est le taux d'intérêt réel domestique sur la dette avec $n = (\frac{1+i}{1+\pi} - 1)$. La contrainte d'endettement du gouvernement en (4) décrit la dynamique d'accumulation de la dette³.

1.2 La condition de solvabilité intertemporelle

La contrainte budgétaire de l'Etat a une dimension intertemporelle. Pour déterminer celle-ci et la condition de solvabilité intertemporelle qu'elle implique considérons la contrainte d'endettement en termes réels du gouvernement. L'équation (4) peut être réécrite :

$$b_{t-1} = \frac{b_t}{1+r_t} + \frac{surp_t}{1+n} \quad (4')$$

³ - Si le gouvernement a un surplus primaire qui est nul ($surp_t = 0$), alors le stock de dette réelle croît à un taux égal au taux d'intérêt réel : $\Delta b_t = n b_{t-1}$

- Si le gouvernement a un déficit primaire ($surp_t < 0$), le stock de la dette croîtra à un taux excédant le taux d'intérêt réel.

- Si le gouvernement a un surplus primaire ($surp_t > 0$), le stock de la dette croîtra moins vite que le taux d'intérêt réel. Si le surplus primaire couvre plus que les paiements d'intérêts, le stock de la dette se réduit au cours du temps.

En résolvant cette équation dans le futur pour N périodes et en faisant l'hypothèse simplificatrice que le taux d'intérêt réel est constant, on obtient :

$$b_{t-1} = \sum_{j=0}^N \frac{surp_{t+j}}{(1+n)^{j+1}} + \frac{b_{t+N}}{(1+r_t)^{t+N}} \quad (9)$$

L'hypothèse de taux d'intérêt réel constant est faite ici par souci de simplicité. A ce stade, la condition de « Non jeu de Ponzi » (NPJ) impose que :

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{b_{t+N}}{(1+r_t)^{t+N}} = 0 \quad (10)$$

Cette condition impose que la valeur présente de la dette gouvernementale dans un futur indéfini converge vers zéro. Pour que ceci arrive, la dette réelle b au numérateur doit croître moins vite que le taux d'intérêt réel r (qui est le taux de croissance du facteur d'actualisation). La condition de non jeu de Ponzi (NJP) est souvent justifiée par le fait que probablement les prêteurs ne permettront pas au gouvernement de rembourser ses dettes par de nouveaux emprunts. S'ils le faisaient, l'équation (4) montre que la dette à ce moment là, croîtrait à un taux égal au taux d'intérêt réel. Par conséquent la dette actualisée en (10) ne convergerait pas vers zéro. En faisant l'hypothèse que la condition NJP (équation 10) est satisfaite, à partir de l'équation (9) on déduit que la valeur de la dette gouvernementale à chaque point du temps doit être égale à la valeur présente des ses surplus primaires anticipés :

$$b_{t-1} = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{surp_{t+j}}{(1+r_t)^{j+1}} \quad (11)$$

Cette condition, aussi appelée condition de transversalité, définit la contrainte de solvabilité du gouvernement. Notons que le taux d'intérêt réel doit être positif pour que la valeur présente des surplus futurs soit finie.

1.3 Les Limites de la contrainte de solvabilité intertemporelle standard

1.3.1 Une généralisation de la contrainte de solvabilité intertemporelle pour un environnement stochastique : Bohn (1995)

Bohn (1995) a réexaminé les fondements théoriques de la soutenabilité de la politique budgétaire en plaçant celle-ci dans un cadre d'équilibre général stochastique. Son analyse a été motivée par une observation empirique. Les taux d'intérêts sur les bons du trésor américain ont été historiquement en dessous du taux de croissance moyen de l'économie américaine. Dans un cadre déterministe, de tels niveaux de taux d'intérêts auraient indiqué une inefficience dynamique⁴. Cependant dans un cadre stochastique l'efficience dynamique dépend des relations entre le taux de croissance de l'économie et le taux d'intérêt du capital risque. Par ailleurs Abel et al (1989) ont démontré par une analyse empirique que l'économie américaine était dynamiquement efficiente. L'association de taux d'intérêts faibles et d'une économie dynamiquement efficiente pose un certain nombre de questions. Le gouvernement peut-il financer son déficit par jeu de Ponzi ? D'autre part, l'efficience dynamique suggère que celui-ci ne peut pas jouer à un jeu de Ponzi. Bohn prétend que *le cadre théorique de l'étude de la soutenabilité est trop simple et inapproprié. Les contraintes de solvabilité et les conditions de non jeu de ponzi doivent dériver d'un cadre stochastique.* Aussi il utilise un modèle d'évaluation des actifs contingents (*contingent claim*) à la Lucas (1978) avec un nombre discret d'états de la nature pour chaque période future. *Ainsi le gouvernement doit satisfaire un ensemble de conditions de non jeu de Ponzi (ou de manière équivalente un ensemble de conditions de transversalité).* Ces conditions empêchent le financement par jeu de Ponzi pour chaque état de la nature possible. Les politiques budgétaires qui satisfont ces contraintes seront qualifiées de

⁴ L'inefficience dynamique caractérise l'état d'une économie dans laquelle à l'état stationnaire il y a trop de capital (Diamond 1965). L'économie investit plus qu'elle ne gagne. Pour mesurer l'efficience dynamique on peut comparer la productivité marginale du capital ou les taux de rendements des actifs peu risqués au taux de croissance de l'économie. Quant ceux-ci sont inférieurs au taux de croissance de l'économie, l'économie est dynamiquement inefficente. Abel (1998) montre que dans un environnement stochastique la mesure la plus appropriée est la comparaison du taux d'intérêt du capital risque au taux de croissance de l'économie. Car le risque le plus important supporté par les agents n'est pas la baisse de leurs dividendes, mais la chute de la valeur de leur actifs (baisse des prix des actifs si l'anticipation des rendements futurs baisse).

soutenables. En faisant l'hypothèse que tous les individus sont identiques et en servant des conditions de premier ordre des modèles de *contigent claims*, Bohn formalise la contrainte budgétaire intertemporelle du prêteur représentatif comme suit :

$$(1+n)B_{t-1} = \sum_{j=0}^{\infty} E_t(s_{t+j}SURP_{t+j}) + \lim_{N \rightarrow \infty} E_t[s_{t+N}(1+n_{t+N})B_{t+N-1}] \quad (12)$$

avec $s_{t+j} = \beta^j u'(c_{t+j})/u'(c_t)$ le taux marginal de substitution intertemporel du prêteur entre la période t et la période t+j ; β le taux d'actualisation subjectif de la fonction d'utilité de l'agent représentatif ; $(1+n)B_{t-1}$ la richesse du prêteur (celle-ci inclut les paiements d'intérêt entre t-1 et t). La condition de transversalité requiert que la valeur présente des passifs futurs du gouvernement qui correspond au second terme de l'équation (12) tende vers zéro lorsque N tend vers l'infini.

$$\lim_{N \rightarrow \infty} E_t[s_{t+N}(1+n_{t+N})B_{t+N-1}] \quad (13)$$

La contrainte de solvabilité qui en résulte s'écrit alors :

$$(1+n)B_{t-1} = \sum_{j=0}^{\infty} E_t(s_{t+j}SURP_{t+j}) \quad (14)$$

Les équations (13) et (14) sont différentes des équations (10) et (11) en ce sens qu'elles utilisent le taux marginal de substitution intertemporel au lieu du taux d'intérêt réel sur la dette gouvernementale. Contrairement à la pratique généralisée dans la littérature, les facteurs d'actualisation de la dette gouvernementale, des dépenses gouvernementales et des taxes dépendent de la probabilité de distribution de ces variables dans différents états de la nature. Aussi les conditions de non jeu de ponzi ou les conditions de transversalité ne peuvent être actualisées avec des taux d'intérêts fixes que dans des cas bien précis. Actualiser correctement ces contraintes

est important. Une mauvaise spécification des taux d'actualisation peut aboutir à des résultats erronés en ce qui concerne la soutenabilité de la politique budgétaire. Cette généralisation de la contrainte d'endettement pose ainsi le problème de l'actualisation de la dette par des taux d'intérêts supposés constants.

1.3.2 La possibilité de jeux de Ponzi rationnels

La politique budgétaire est contrainte par la nécessité de financer les déficits. Virtuellement, n'importe quel déficit serait soutenable si il était possible de payer les intérêts de la dette en empruntant de manière indéfinie. La contrainte de solvabilité intertemporelle se fonde sur l'impossibilité de financer la dette par jeu de Ponzi. Dans la littérature, un tel financement n'est possible dans un cadre déterministe que si l'économie est dynamiquement inefficace, c'est à dire lorsque les taux d'intérêts de long terme sur la dette publique sont inférieurs au taux de croissance de l'économie [voir Diamond (1965), Gale (1983), Tirole (1985)]. Dans le cas des économies dynamiquement efficaces, Mc Callum (1984) montre qu'avec des prêteurs rationnels et une population constante, le financement par jeu de Ponzi est impossible car la condition de non-jeu de Ponzi dérive de la maximisation de l'utilité du prêteur.

Il existe cependant un certain nombre de situations où le financement par jeu de Ponzi est possible. O'Connell et Zeldes (1988) montrent que des jeux de Ponzi rationnels sont possibles dans une économie avec une population croissante et en l'absence d'altruisme intergénérationnel. Le fait que chaque individu satisfasse sa propre condition de transversalité ne suffit pas à empêcher l'existence de jeux de Ponzi. Même si la richesse de chaque individu ne croît pas plus vite que l'inverse du facteur d'actualisation de la dette, la croissance démographique (au taux n) rend possible le fait que la richesse agrégée puisse croître à un taux égal ou supérieur au taux d'intérêt réel. Ils notent aussi que le fait que les emprunteurs jouent à des jeux de Ponzi n'implique pas forcément que les prêteurs soient lésés. Dans leur modèle, les jeux de Ponzi rationnels sont possibles dans une économie dynamiquement inefficace, avec des agents à horizon de temps infini, mais dont l'équilibre est sous

optimal au sens de Pareto. Dans cette situation l'introduction de jeux de Ponzi n'empire pas la situation de l'économie prêteuse, mais l'améliore relativement à une situation sans jeux de Ponzi. Les conditions de transversalité des individus impliquent que si la population croît au taux n , la dette gouvernementale doit croître à un taux inférieur à $(r + n)$ et non à (r) comme l'indique la condition NJP standard. La condition de transversalité d'un prêteur dans une économie avec une population croissante s'écrit comme suit :

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{B_N}{(1+r)^N (1+n)^N} = 0 \quad (17)$$

B_N est le stock agrégé de dette et $\frac{B_N}{(1+n)^N}$ est le stock de dette par habitant. Le gouvernement, pour satisfaire les conditions de transversalité de tous les prêteurs de l'économie, doit s'assurer que le stock de dette par habitant croît moins vite que le taux d'intérêt (r). Normaliser la dette par le PIB n'a aucune influence sur la conditions de transversalité et la condition non-jeu de Ponzi, comme l'a montré Cuddington (1997).

Blanchard et Weil (1992), montrent que des jeux de Ponzi sont possibles dans un cadre stochastique si l'équilibre concurrentiel est sous optimal au sens de Pareto, car celui-ci, ne parvient pas à garantir un altruisme intergénérationnel. Buiter et Kletzer (1992) dans le cadre d'un modèle à générations imbriquées montrent quant à eux que le financement par jeu de Ponzi est possible indépendamment des relations de long terme entre le taux d'intérêt et le taux de croissance de l'économie. *Si le gouvernement n'est pas limité dans le choix de ses instruments fiscaux, c'est à dire s'ill peut choisir librement le montant de ses impôts forfaitaires, il n'est pas soumis à une contrainte de solvabilité intertemporelle et peut pratiquer des jeux de Ponzi.* Leur démonstration repose sur la spécification de la faisabilité des plans fiscaux d'un gouvernement à horizon de temps infini, faisant face à une infinité d'agents à horizon de temps fini, sans altruisme intergénérationnel. La faisabilité des plans fiscaux du gouvernement est

spécifiée par des contraintes sur les séquences possibles de taxes, de transferts, de dette publique et de dépense publique. Ces contraintes dérivent de la nécessité que le stock de capital privé, la consommation privée de chaque génération et la consommation du gouvernement soient non négatifs à chaque période. En d'autres termes, la faisabilité des plans fiscaux d'un gouvernement à horizon de temps infini découle des restrictions bien comprises que la contrainte de solvabilité impose à chacune des séquences infinies de l'horizon de temps fini des ménages. Dans l'horizon de temps infini du modèle à générations imbriquées, les contraintes de faisabilité peuvent coïncider avec des plans fiscaux qui ne satisfont pas la contrainte standard de solvabilité intertemporelle. Aussi, lorsque la possibilité de recourir à des impôts forfaitaires est restreinte, les jeux de Ponzi sont non seulement possibles mais essentiels car ils permettent au gouvernement de supporter des allocations d'équilibre concurrentiel qu'il n'aurait pas pu supporter autrement.

1.3.2 La contrainte de solvabilité n'implique que des restrictions faibles sur la taille du ratio dette sur PIB

Un élément important est que la contrainte de solvabilité n'implique que de faibles restrictions sur la politique budgétaire et notamment sur la taille du ratio dette sur PIB. En reprenant notre condition de non jeu de ponzi (équation 10), on observe que tout ce qui est requis pour que la contrainte de solvabilité intertemporelle soit respectée est que le numérateur (c'est à dire le stock de la dette) croisse moins vite que le dénominateur (le taux d'intérêt réel). Si le dénominateur croît plus vite que le numérateur ceci implique qu'à l'infini, notre ratio s'annule. En effet si la dette croît moins vite que le taux d'intérêt réel, la contrainte de solvabilité est respectée. Cependant, le taux de croissance de la dette (k) peut être inférieur au taux d'intérêt réel (r) tout en étant supérieur au taux de croissance de la production (g). Dans ce cas ($r > k > g$), la contrainte de solvabilité est respectée alors que la dette croît plus vite que les ressources nécessaires à son remboursement (le ratio dette sur PIB croît sans limites). Lorsque ($r > g$), borner le ratio dette sur PIB est un critère plus fort que la contrainte de solvabilité intertemporelle.

D'autre part, si le ratio dette sur PIB est borné, le taux de croissance de la dette sera au plus égal au taux de croissance du PIB. Le taux d'intérêt réel étant supérieur au taux de croissance du PIB, la contrainte de solvabilité est ainsi respectée. En pratique, la taille du ratio dette / PIB peut avoir une influence importante sur la perception du secteur privé de l'engagement du gouvernement à faire face à sa contrainte budgétaire intertemporelle, ainsi que sa capacité à le faire. Cette perte de crédit peut se traduire par des taux d'intérêts plus élevés. En outre, plus le ratio de l'encours de la dette à la production est grand, et plus longtemps les mesures appropriées de politiques économiques sont différées, et plus grande sera l'ampleur du surplus primaire nécessaire à satisfaire la contrainte de solvabilité. Parce que les gouvernements sont confrontés à une limite de la charge de l'impôt qu'ils peuvent imposer aux citoyens (notamment à cause des effets défavorables sur l'incitation et la distribution de revenus), ils font face à une contrainte de faisabilité sur le montant de revenu qu'ils peuvent lever (Spaventa, 1987).

Borner le ratio dette sur PIB est une contrainte plus forte que la contrainte de solvabilité standard

Aussi Buitier et Kletzer tentent de dériver la contrainte de solvabilité d'un cadre théorique qu'ils estiment mieux approprié que les modèles théoriques standard qui partent de la contrainte de financement du gouvernement. Ils imposent des contraintes raisonnables et suffisantes aux taxes et aux transferts pour que leurs contraintes de faisabilité impliquent la contrainte de solvabilité intertemporelle standard. Ils avancent l'idée que l'analogie souvent faite avec le cas en horizon fini est potentiellement source d'erreurs. Il n'est pas évident de spécifier quelles sont les restrictions raisonnables que l'on peut imposer aux stratégies d'endettement d'un gouvernement à horizon de temps infini, faisant face à une séquence infinie de générations imbriquées avec des horizons de temps finis, dans une économie sans date terminale [voir Shell (1971) et Wilson (1981)]. Ces auteurs montrent par ailleurs qu'en présence de taxes distorsionnaires (ce qui représente le cas le plus fréquent), leurs contraintes de faisabilité sont plus restrictives que la conventionnelle contrainte

de solvabilité. Elles impliquent un ratio de la dette aux ressources physiques borné. Dans ce cas la contrainte de solvabilité intertemporelle est une condition nécessaire mais pas suffisante de la faisabilité de leurs plans fiscaux.

Crettez, Michel et Wigniolle (2000) se posent aussi la question de savoir comment la capacité d'endettement du gouvernement est limitée par sa capacité à taxer dans le cadre d'un modèle à générations imbriquées et arrivent à la même conclusion que les auteurs précédents. Lorsque le gouvernement n'est pas restreint dans ses choix d'impôts forfaitaires, aucune contrainte budgétaire intertemporelle ne pèse sur lui. Lorsqu'il existe des contraintes sur les impôts que l'Etat peut lever, Wigniolle, Crettez et Michel (2000) montrent qu'un équilibre intertemporel existe pourvu qu'une contrainte sur la dette soit vérifiée. Cette contrainte s'énonce ainsi : *à chaque date le volume de la dette ne doit dépasser ni la valeur du PIB courant, ni la valeur actualisée du PIB de la période suivante*. Lorsque la limite de la valeur actualisée du PIB est nulle, ces auteurs montrent que la condition dette-PIB implique la réalisation de l'équilibre budgétaire intertemporel. De plus, il est impossible de pratiquer un jeu de Ponzi.

Il ressort globalement de cette section que la notion généralement retenue de contrainte de solvabilité intertemporelle souffre de deux limites importantes. Pour assurer la solvabilité du gouvernement, elle assure que celui-ci ne joue pas à des jeux de Ponzi. O'Connell et Zeldes (1988), Blanchard et Weil (1992), Buitier et Kletzer (1992) et Crettez, Wigniolle et Michel (2000) ont montré que dans certaines situations, notamment lorsque la population est croissante, lorsque l'on est dans un environnement stochastique, ou lorsque la possibilité de recourir à des impôts forfaitaires est restreinte, les jeux de Ponzi étaient non seulement possibles, mais essentiels, car ils améliorent l'équilibre concurrentiel au sens de Pareto. Par ailleurs la contrainte de solvabilité n'impliquait dans certaines situations que de faibles restrictions sur la politique budgétaire. Borner le ratio dette sur PIB est une contrainte plus forte qui implique aussi le respect de la condition de solvabilité. Dans notre essai d'évaluation de la soutenabilité de la politique budgétaire dans l'Uemoa, nous retiendrons cette dernière comme définition de la soutenabilité.

2 Les tests empiriques de la soutenabilité de la politique budgétaire : une brève revue de la littérature

Les tests empiriques de la soutenabilité ont débuté avec les travaux pionniers de Hamilton et Flavin (1986) qui testèrent la soutenabilité de la politique budgétaire américaine. Depuis, de nombreux auteurs⁵ ont étudié la soutenabilité des politiques budgétaires en testant empiriquement la valeur présente de la contrainte d'endettement ou en utilisant d'autres approches. Ces tests aboutissent à des résultats contrastés selon le concept de soutenabilité retenu, la méthode empirique utilisée, la taille de l'échantillon ou la spécificité des pays étudiés.

2.1 Les tests fondés sur la condition de non jeu de Ponzi (NJP)

Hamilton et Flavin (1986), sont les premiers à tester empiriquement le respect de la contrainte budgétaire intertemporelle de l'Etat en appliquant des tests de stationnarité (ADF) aux séries de dette et de surplus primaire du gouvernement américain sur la période [1960-1984], et en utilisant le taux d'intérêt réel comme taux d'actualisation. Ils rejettent la non stationnarité des séries de surplus primaire et de dette, concluant ainsi que la politique budgétaire américaine sur cette période était soutenable. Kremers (1988) conteste ce résultat en montrant que leur régression ne comportait pas assez de retards pour éliminer l'autocorrélation des résidus. Wilcox (1989) présente un test qui lève l'hypothèse peu réaliste de taux d'intérêt constant. Il utilise des taux d'intérêt réel *ex post* pour actualiser la dette gouvernementale à une période t . En appliquant ce test sur les données américaines de 1960 à 1984, il conclut à la non stationnarité des séries de dette actualisées.

Trehan et Walsh (1988) étendent la méthode de Hamilton et Flavin en testant la cointégration des séries de dette et de solde primaire. Ils appliquent leur test de cointégration à la dette et aux déficits primaires des Etats-Unis de 1964 à 1984, et concluent à la non soutenabilité de la politique budgétaire américaine sur cette période. Trehan et Walsh (1991) proposent un second test qui permet aux taux

⁵ Trehan et Walsh (1988,1991), Kremers (1988, 1989), Wilcox (1989), Hakkio et Rush (1991), Wickens et Uctum (1993), Quintos (1995), Hénin et Garcia (1996, 1997), Fève et Hénin (1998).

d'intérêt de varier et qui concluent à la soutenabilité de la politique budgétaire. Ils expliquent ces résultats contradictoires par le fait que l'hypothèse des taux d'intérêts constants pour actualiser le stock de dette engendrait une mauvaise approximation des données. Hakkio et Rush (1991) quant à eux, testent la contrainte de solvabilité en se demandant si les dépenses gouvernementales incluant les charges d'intérêt ($G_t + rB_{t-1}$) étaient cointégrées avec les recettes et concluent à la non soutenabilité de la politique budgétaire américaine sur cette période. Leurs résultats rejoignent ceux de Kremers (1988) et de Trehan et Walsh (1988).

L'intuition de ces tests de cointégration est qu'ils sont une généralisation des tests de stationnarité des séries de dette et de surplus primaire. Ils supposent que la soutenabilité nécessite que recettes et dépenses soient cointégrées, c'est à dire qu'il existe une combinaison linéaire de ces deux variables qui soit stationnaire. Quintos (1995) parle de soutenabilité forte lorsque le coefficient de cointégration entre les deux variables est unitaire. Dans ce cas, les recettes et les dépenses s'ajustent complètement, la différence entre recettes et dépenses est stationnaire et la condition de transversalité est respectée. Par contre lorsque le coefficient de cointégration est compris entre 0 et 1, Quintos (1995) parle de soutenabilité faible. L'évolution des dépenses s'accompagne d'une évolution des recettes de même signe, mais de moindre amplitude. Dans ce cas, la série des déficits n'est plus nécessairement stationnaire, cependant la condition de transversalité reste vérifiée.

Ces notions de soutenabilité forte et faible soulèvent quelques questions. Elles n'empêchent pas le ratio dette sur PIB d'atteindre des niveaux très élevés. Maintenir un déficit stationnaire avec une dette constamment croissante suppose de dégager des excédents primaires eux aussi en croissance continue, pour compenser la croissance de la charge de la dette, ce qui semble peu réaliste. Wickens et Uctum (1993) et Hénin (1996) notent à propos des tests de cointégration que leur principal intérêt réside dans le fait d'apporter une estimation du coefficient de couverture des dépenses par les recettes. L'intuition que les tests de cointégration constituent une généralisation plus flexible du test de stationnarité du solde global n'est cependant pas vérifiée, elle n'est qu'un cas particulier de la cointégration des recettes et des dépenses avec un coefficient unitaire. L'exigence requise pour la stationnarité porte

sur une couverture suffisante de la charge de la dette par le solde primaire et non pas directement sur la couverture des dépenses par les recettes. Si le surplus primaire ne répond pas positivement à un choc de la dette publique, la dette publique croîtra à un taux d'intérêt supérieur au taux d'actualisation et la condition de transversalité sera violée. La principale critique adressée aux tests précités réside dans la faiblesse du cadre théorique sous-jacent. Hormis les questions liées aux taux d'actualisation pertinents de la dette, ils se fondent (en testant le respect de la contrainte budgétaire intertemporelle) sur une notion de solvabilité actuarielle qui ne prend pas en compte les implications en termes de politique économique d'un ratio dette sur PIB élevé.

Des approches alternatives

Une approche alternative qui évite les limites évoquées plus haut consiste à examiner la propriété de retour à la moyenne de la dette. Celle-ci revient-elle vers sa tendance déterministe après un choc? Wickens et Uctum (1993) et Bohn (1998) montrent que cette propriété est satisfaite pour la dette publique américaine. Fève et Hénin (1998) retiennent comme critère de soutenabilité la stationnarité du ratio dette sur PIB. Ils proposent une approche (feedback augmented Dickey et Fuller) qui teste conjointement la stationnarité du ratio dette et la correction du déficit primaire en réponse à un stock de dette hérité. Ce test permet d'une part, d'éviter les problèmes liés à la faible puissance des tests de racine unitaire classiques lorsque l'échantillon est faible ou lorsque l'on est en présence d'une quasi racine unitaire, et d'autre part, renforce le critère de soutenabilité retenu. Selon eux, la stationnarité du ratio dette PIB est une condition nécessaire mais pas suffisante de la soutenabilité. Une condition suffisante de la soutenabilité impose des contraintes additionnelles à la moyenne et à la variance de la dette publique. Les équations auxiliaires associées à leur test FADF assurent que le solde primaire réagisse positivement en présence d'un choc de dette.

2.2 Les tests de soutenabilité pour les pays en voie de développement

2.2.1 La pertinence du cadre théorique sous-jacent

Le cadre théorique couramment utilisé pour les pays industrialisés n'est pas forcément pertinent pour les pays en voie de développement. L'importance des revenus du seigneurage, le caractère concessionnel de la dette, le volume important des dons, sont autant de sources de financement des déficits qui ne sont pas prises en compte dans la plupart des modèles théoriques. Lorsque les revenus du seigneurage sont pris en compte, le surplus primaire peut être défini comme suit : $Surp_t = T_t - G_t + \pi_t \frac{M_t}{P}$ avec $\frac{M}{P}$ la base monétaire réelle. Dès que la possibilité de monétisation de la dette est introduite, une politique budgétaire qui implique des déficits budgétaires plutôt que des surplus peut être soutenable. La plupart des pays en voie de développement reçoivent un volume important de dons et de prêts subventionnés. Par ailleurs la dette est souvent renégociée en des termes plus concessionnels. Comment ces sources de financement peuvent-elles être incorporées dans l'analyse de la soutenabilité de la politique budgétaire ? Une des approches serait de modéliser les processus de décisions des institutions internationales qui allouent ces ressources aux pays en voie de développement. Une approche plus empirique serait de faire l'hypothèse que les séries reflétant les financements concessionnels passés vont prévaloir dans un futur indéfini. Aussi ces flux de financement pourrait être intégrés afin d'obtenir une mesure ajustée de $Surp_t$ qui serait utilisée dans les tests de la contrainte de solvabilité. Pour ce qui concerne les prêteurs officiels, ces approches alternatives semblent toutes préférables à l'hypothèse de rationalité des prêteurs et de la condition de transversalité qu'elle implique. Probablement la condition de non-jeu de Ponzi n'est pas applicable aux dons ni à la dette concessionnelle. Pour appliquer des tests de la contrainte de solvabilité en présence de dette concessionnelle, Cuddington (1997), propose de séparer la dette concessionnelle et les dons (qui peuvent être considérés comme une dette concessionnelle à un taux de -100%), de la dette non concessionnelle. En notant B_t^c , la dette concessionnelle et r_t^c le taux d'intérêt sur la dette concessionnelle, la contrainte de financement du gouvernement devient :

$$B_t = (1+n_{t-1})B_{t-1} - \text{Surp}_t - B_t^c + (1+r_{t-1}^c)B_{t-1}^c$$

Ici le deuxième terme de l'égalité représente le déficit primaire incluant les flux d'aide et de dette concessionnelle. Une autre spécificité des pays en voie de développement est l'importance de la dette extérieure dans la dette publique. La question serait plus axée sur l'analyse d'une solvabilité extérieure pour plusieurs raisons. La majorité de la dette est libellée en monnaie étrangère d'une part et d'autre part, la composante interne de la dette publique est assez peu connue. Une caractéristique des pays en voie de développement est l'absence et la difficulté d'obtention de données longues et fiables permettant d'appliquer les outils de l'économétrie des séries temporelles dans des conditions satisfaisantes.

Quelques solutions alternatives

Pour éviter le problème lié à l'absence de données longues, Hénin et Fève (1998) ont proposé une nouvelle procédure de tests de la soutenabilité effective de la dette qui exploite l'information apportée par les séries de dette et les séries de solde courant considérées conjointement. Leur approche consiste à associer une équation d'accumulation de la dette à une équation de réaction du solde courant, [$B_{t+1} = (1+i)B_t - NX_{t+1} = B_t - CA_t$ avec NX_t , le solde commercial et CA_t , le compte courant]

Dans leur application, la dette extérieure et le solde sont alternativement normalisés par le PNB et par les recettes d'exportations. L'apport de cette approche bivariée réside dans le gain de précision et de robustesse. D'autre part, elle résout le problème lié à la brièveté de leur échantillon (24 points).

Une autre solution serait d'appliquer des tests de stationnarité en données de Panel. Ce type de tests existe [Quah (1992,1994), Levin Lin (1992, 1993), Im, Pesaran et Shin (1996)]. L'un des tests les plus élaborés est le test de Im, Pesaran et Shin (1996). Celui-ci effectue des tests de Dickey Fuller augmenté (ADF) appliqués aux différentes séries qui composent le panel, et construit des tests basés sur les t-statistics des différentes séries. Il teste l'hypothèse nulle d'existence de racine unitaire

contre l'hypothèse alternative qu'au moins une série est stationnaire dans le panel. Le rejet de l'hypothèse nulle d'existence de racine unitaire ne signifie pas que toutes les séries composant le panel sont stationnaires. L'une des limites du test IPS est qu'il ne nous dit pas quels sont les membres du panel qui sont stationnaires⁶ et ne permet donc pas une analyse fine de la dynamique de la dette de chaque pays composant l'union.

⁶ Une manière de remédier à ce problème est d'estimer les β des différents pays par MCO et de les classer par ordre décroissant (selon qu'ils sont plus proches de 1). Ensuite de refaire les tests en éliminant progressivement du panel les pays un à un, pour évaluer leur impact sur le résultat.

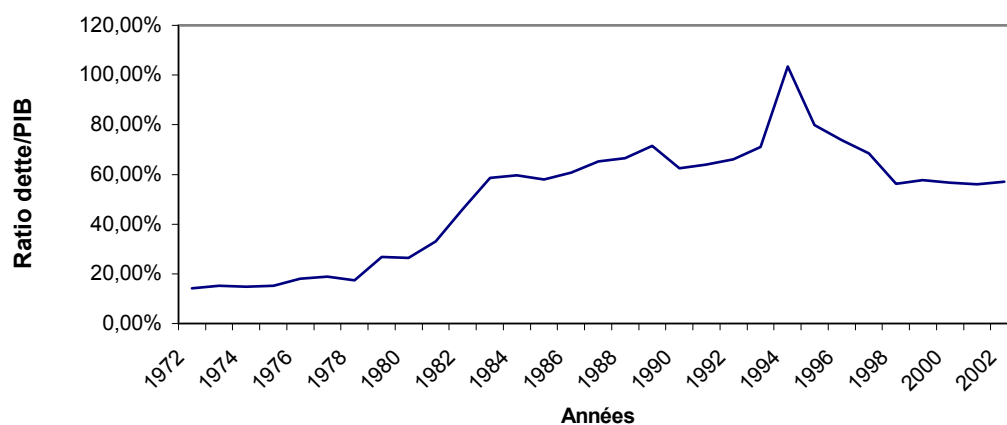
3 Essai d'évaluation empirique de la soutenabilité de la politique budgétaire dans l'Uemoa

Dans cette section, nous procédons à une évaluation empirique de la soutenabilité de la politique budgétaire des pays de l'Uemoa en testant la stationnarité du ratio dette sur PIB. Nos données proviennent des Notes d'Informations et de Statistiques de la BCEAO et de la commission de l'Uemoa. Nous travaillons sur les séries de PIB nominal en volume et l'encours de la dette extérieure de 1972 à 2002 du Bénin, du Burkina-Faso, de la Côte d'Ivoire, du Niger, du Sénégal et du Togo. Pour le Mali, nos données couvrent la période (1977-2002). Nous avons omis la Guinée Bissau dans notre étude compte tenu de son entrée tardive dans la zone.

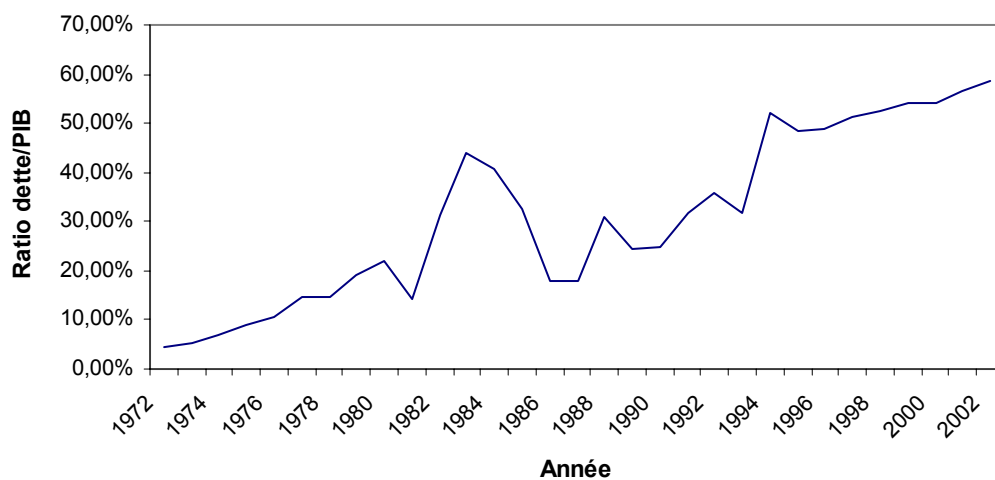
3.1- Evolution du ratio dette sur PIB nominal des pays de l'Uemoa de 1972 à 2002

Les graphiques ci-dessous décrivent l'évolution du ratio dette sur PIB nominal de 1972 à 2002 des pays de l'Uemoa. On note une similitude dans les évolutions tendanciennes des séries qui nous laisse supposer que la dynamique de la dette dans ces pays est assujettie aux mêmes contraintes structurelles. On constate pour la presque totalité des séries, une évolution croissante du ratio dette sur PIB jusqu'à un pic en 1994 du au réajustement du taux de change, qui a entraîné un doublement du volume de l'encours de la dette. On note cependant à partir de 1994 pour la plupart des pays une tendance à la stabilisation de ce ratio et sa convergence vers une limite de 80 % du PIB nominal. Celle-ci résulte des critères de convergence mis en œuvre depuis 1994, qui fixent un plafond de 70 % pour le ratio dette sur PIB nominal. On note aussi pour la majorité des pays un premier pic du ratio dette sur PIB se situant au milieu des années 80, suivi par une rupture de tendance. Ceci s'explique probablement par la crise de la dette des années 80, et les programmes d'ajustements structurels et de réduction de la dette qui lui ont succédé. Globalement nos séries laissent apparaître une tendance à la hausse.

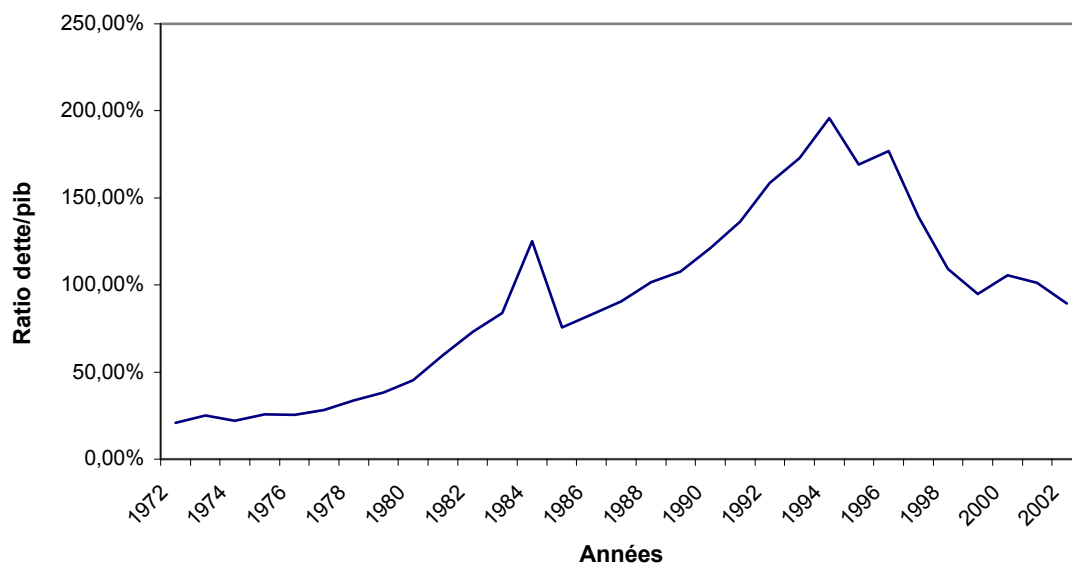
Graphique 1 : Evolution du ratio dette sur PIB nominal du Bénin de 1972 à 2002



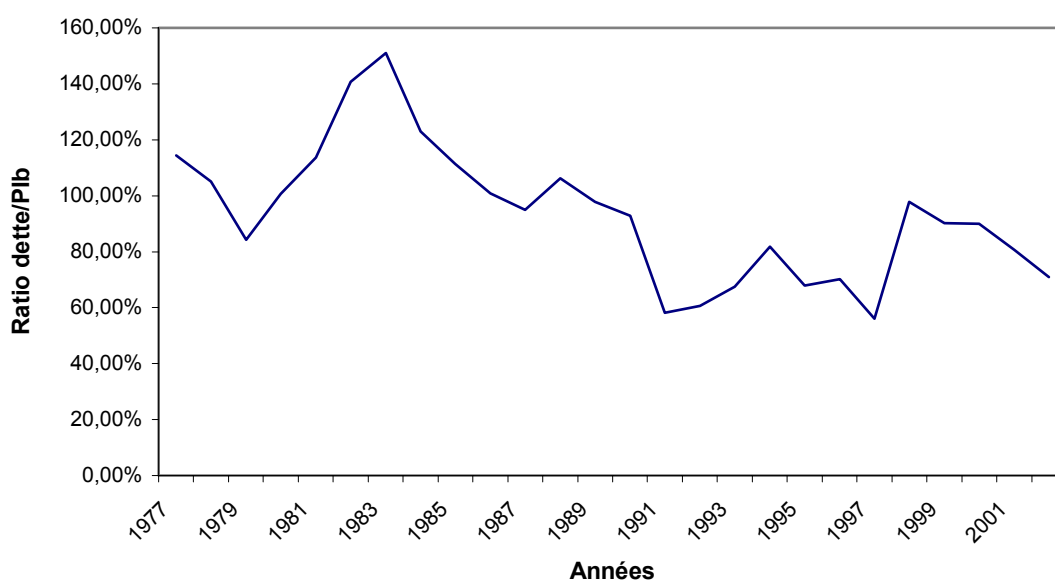
Graphique 2 : Evolution du ratio dette sur PIB nominal du Burkina-Faso de 1972 à 2002



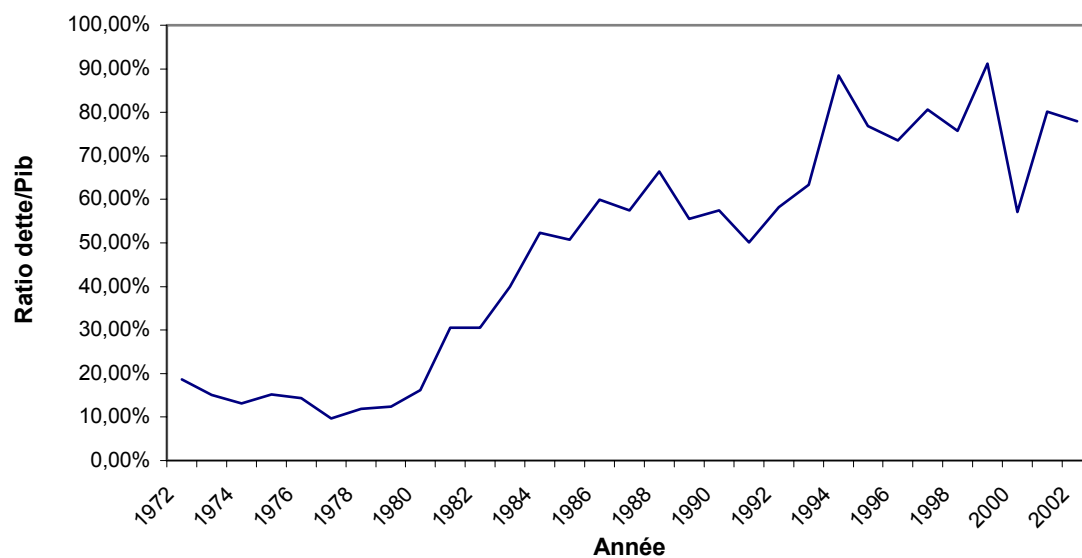
Graphique 3 : Evolution du ratio dette sur PIB de la Côte d'Ivoire de 1972 à 2002



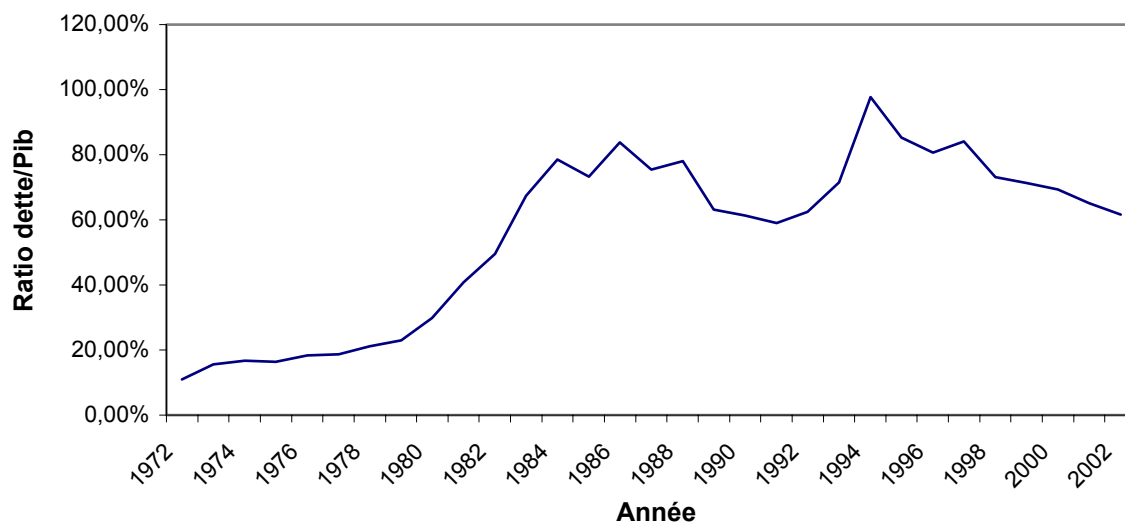
Graphique 4 : Evolution du ratio dette sur PIB du Mali de 1977 à 2002



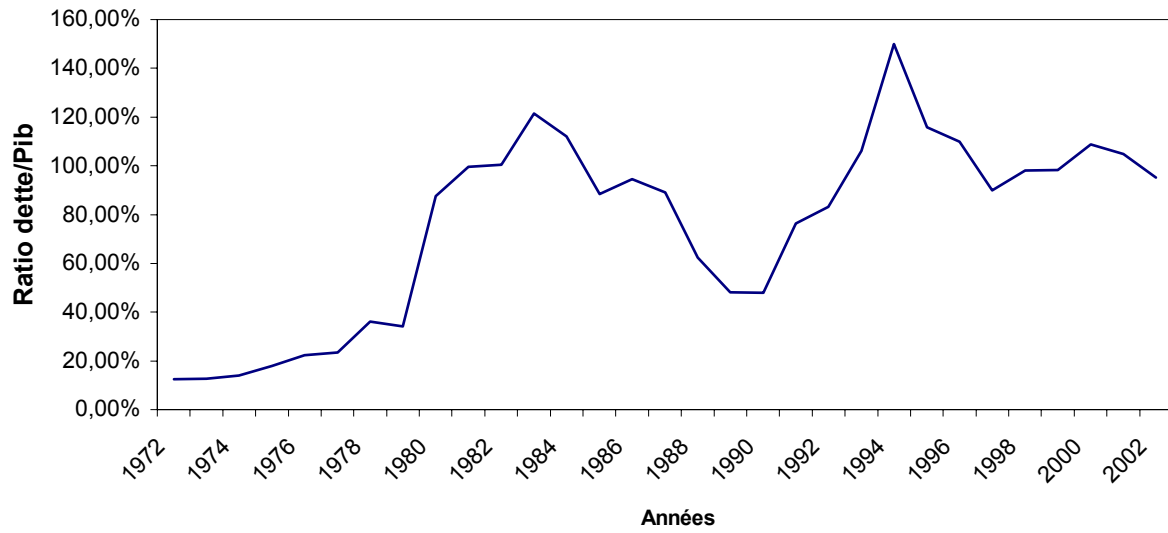
Graphique 5 : Evolution du ratio dette sur PIB nominal du Niger de 1972 à 2002



Graphique 6 : Evolution du ratio dette sur PIB nominal du Sénégal de 1972 à 2002



Graphique 7 : Evolution du ratio dette sur PIB nominal du Togo de 1972 à 2002



3.2 Les tests de stationnarité du ratio dette sur PIB nominal des pays de l'Uemoa

Pour tester la stationnarité du ratio dette sur PIB des pays de l'Uemoa, nous avons dans un premier temps utilisé les tests classiques ADF (*Dickey-Fuller Augmenté*) et de Philips Perron. Ceux-ci testent l'hypothèse nulle (H_0) d'existence de racine unitaire contre l'hypothèse alternative de non-présence de racine unitaire dans la série. Au terme d'une procédure séquentielle décrite en annexe (annexe 1), nous testons l'hypothèse nulle de racine unitaire en comparant la t -statistique de ϕ aux valeurs tabulées par Dickey et Fuller⁷. La règle de décision est la suivante :

- Si la t -statistique est supérieure à la valeur critique on accepte l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire.
- Si par contre, elle est inférieure à la valeur critique, on rejette l'hypothèse nulle, la série est donc stationnaire. A la suite d'une procédure séquentielle nous obtenons les résultats suivants :

⁷ Modèle 1- valeur critique à 1% (- 4.04) ; valeur critique à 5% (-3.45) ; valeur critique à 10% (-3.15)
Modèle 2 - valeur critique à 1% (- 3.51) ; valeur critique à 5% (-2.89) ; valeur critique à 10% (-2.58)
Modèle 3 - valeur critique à 1% (- 2.60) ; valeur critique à 5% (-1.95) ; valeur critique à 10% (-1.61)
(Ces valeurs critiques sont tabulées pour un nombre d'observations maximum $T = 100$).
Les seuils de rejet sont respectivement notés par (***) pour 1 %, (**) pour 5 %, (*) pour 1%

Tableau 3.1 Les résultats des tests ADF et Phillips-Perron de stationnarité du ratio dette PIB en niveau

	Modèle avec constante et trend (1)		Modèle avec constante sans trend(2)		Modèle sans constante ni trend (3)	
	ADF	Phillips-Perron	ADF	Phillips-Perron	ADF	Phillips-Perron
Bénin	-1.0149	-1.267	-1.6176	-1.6137	0.1617	0.1190
Burkina	-2.9996	-2.8875	-1.09627	-0.9189	0.6938	1.0365
Côte d'Ivoire	-0.1001	-0.4088	-1.3812	-1.4966	-0.0815	-0.0907
Mali	-2.5133	-2.4622	-1.7179	-1.8936	-0.7812	-0.9243
Niger	-1.9592	-3.4670	-0.7482	-0.8804	1.1207	0.7965
Sénégal	-1.1121	-1.2446	-1.7050	-1.8084	0.0279	0.0307
Togo	-2.1169	-2.0740	-2.0719	-1.93568	-0.1994	-0.2085

¹ Modèle 1- valeur critique à 1% (- 4.04) ; valeur critique à 5% (-3.45) ; valeur critique à 10% (-3.15)
 Modèle 2 - valeur critique à 1% (- 3.51) ; valeur critique à 5% (-2.89) ; valeur critique à 10% (-2.58)
 Modèle 3 - valeur critique à 1% (- 2.60) ; valeur critique à 5% (-1.95) ; valeur critique à 10% (-1.61)
 (Ces valeurs critiques sont tabulées pour un nombre d'observations maximum T = 100)

Tableau 3.2 Les résultats des tests ADF et Phillips-Perron de stationnarité du ratio dette PIB en différence première

	Modèle avec constante et trend (1)		Modèle avec constante sans trend(2)		Modèle sans constante ni trend (3)	
	ADF	Phillips-Perron	ADF	Phillips-Perron	ADF	Phillips-Perron
Bénin	-3.9663 (**)	-5.9518 (***)	-3.6684 (***)	-5.7176 (***)	-3.5837 (***)	-5.6650 (***)
Burkina	-4.8033 (***)	-5.6713 (***)	-4.9021 (***)	-5.8012 (***)	-4.4397 (***)	-5.3815 (***)
Côte d'Ivoire	-2.1688	-4.6319 (***)	-1.8488	-4.3288 (***)	-1.9018 (*)	-4.3180 (***)
Mali	-3.2596 (**)	-4.6629 (***)	-3.3435 (**)	-4.7783 (***)	-3.4217 (***)	-4.8513 (***)
Niger	-3.910171 (**)	-8.9305 (***)	-3.970780 (***)	-9.0849 (***)	-3.5243 (***)	-8.2604 (***)
Sénégal	-3.1208	-4.8919 (***)	-2.8633 (*)	-4.7062 (***)	-2.8481 (***)	-4.6922 (***)
Togo	-3.3302 (*)	-4.8427 (***)	-3.2640 (**)	-4.8283 (***)	-3.2355 (***)	-4.8259 (***)

¹ Modèle 1- valeur critique à 1% (- 4.04) ; valeur critique à 5% (-3.45) ; valeur critique à 10% (-3.15)
 Modèle 2 - valeur critique à 1% (- 3.51) ; valeur critique à 5% (-2.89) ; valeur critique à 10% (-2.58)
 Modèle 3 - valeur critique à 1% (- 2.60) ; valeur critique à 5% (-1.95) ; valeur critique à 10% (-1.61)
 (Ces valeurs critiques sont tabulées pour un nombre d'observations maximum T = 100)

3.2.2 Analyse des résultats des tests ADF et Phillips-Perron

Les résultats des tests de Dickey et Fuller augmenté et ceux de Phillips-Perron concluent à la non-stationnarité de nos séries de dette sur PIB en niveau. Les t-statistiques sont supérieurs à la valeur critique à 5 %. On accepte donc l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire. Nos résultats ne sont pas sensibles à la spécification du modèle. Ces résultats suggèrent que la politique budgétaire des sept pays de l'Uemoa sur la période étudiée n'était pas soutenable. Nous rappelons que pour le Bénin, le Burkina, la Côte d'Ivoire, le Niger, le Sénégal et le Togo la période étudiée va de 1972 à 2002, et pour le Mali celle-ci va de 1977 à 2002.

Lorsque nous effectuons nos tests sur nos séries en différence première, pour le Bénin, le Burkina, le Mali, le Niger, ceux-ci rejettent l'hypothèse H_0 d'existence de racine unitaire pour tous les trois modèles au seuil de 5 %. Nous avons de manière générale de meilleurs résultats pour le test de Phillips-Perron, qui rejettent dans la plupart des cas la non-stationnarité au seuil de 1%. Nous pouvons conclure que pour ces pays, nos séries sont stationnaires en différence première, donc intégrées d'ordre 1. Pour le Togo, la non stationnarité est rejetée au seuil de 5 % par les tests ADF et Phillips-Perron, pour les spécifications avec constante et sans trend, et sans constante ni trend. Pour le modèle avec constante et trend, la non stationnarité est rejetée au seuil de 10 % par le test ADF et au seuil de 1 % par le test de Phillips-Perron. Pour le Sénégal, l'hypothèse nulle d'existence de racine unitaire est rejetée à 10% par le test ADF effectué sur le modèle avec constante et sans trend. Dans ce cas aussi, le test de Phillips-Perron donne de meilleurs résultats en rejetant H_0 pour tous les trois modèles au seuil de 1 %. Pour la Côte d'Ivoire, l'hypothèse nulle d'existence de racine unitaire n'est rejetée par le test ADF qu'avec le modèle sans constante, ni trend au seuil de 10 %. Pour cette série aussi le test de Phillips-Perron donne de meilleurs résultats en rejetant la non-stationnarité pour les trois modèles au seuil de 1 %. Globalement nous pouvons conclure que nos séries sont intégrées d'ordre 1. Lorsque l'échantillon est de faible taille, ou lorsqu'il existe des ruptures de tendances dans les séries, les tests ADF et Phillips-Perron sont de faible puissance, ils concluent trop

facilement et parfois de manière erronée à l'existence d'une racine unitaire. Aussi, pour tester la robustesse de nos résultats, nous effectuons le test KPSS sur nos séries. Le test de KPSS est un test de stationnarité. A l'inverse des tests de Dickey-Fuller et de Phillips-Perron, il teste l'hypothèse nulle d'absence de racine unitaire contre l'hypothèse alternative de présence de racine unitaire.

3.2.3 Analyse des résultats du test KPSS sur les séries de dette/PIB des pays de l'Uemoa

Nous avons effectué le test KPSS de stationnarité sur nos séries de dette sur PIB nominal des pays de l'Uemoa. Pour le paramètre de troncature nous avons retenu le même que pour les tests ADF et Phillips-Perron c'est-à-dire ($p=1$). Nous avons testé la stationnarité autour d'un niveau et autour d'un trend. Les résultats que nous comparons aux valeurs critiques⁸ tabulées par Kwiatkowski et al (1992), sont les suivants (si la t-statistique est supérieure à la valeur critique on rejette H0) :

	Modèle avec trend et constante	Modèle sans trend avec constante
	KPSS	KPSS
Bénin	0.29961 (***)	1.19016 (***)
Burkina	0.09260	1.37249 (***)
Côte d'Ivoire	0.2330 (***)	1.2560 (***)
Mali	0.14562	0.412 (*)
Niger	0.14534	1.4872 (***)
Sénégal	0.26029 (***)	1.1621 (***)
Togo	0.1595 (**)	0.9017 (***)

⁸ Modèle avec constante et trend : Valeur critique à 1 % (0.216) ; Valeur critique à 5 % (0.146) ; Valeur critique à 10 % (0.119)
 Modèle avec constante, sans trend : Valeur critique à 1 % (0.739) ; Valeur critique à 5 % (0.463) ; Valeur critique à 10 % (0.347)

Pour le Bénin, la Côte d'Ivoire, et le Sénégal, le test KPSS rejette fortement (à 1 %) l'hypothèse H_0 de stationnarité des séries pour les deux modèles, pour le Togo H_0 est rejeté à 5 % pour le modèle avec constante et trend et à 1 % pour le modèle sans constante et sans trend. Pour ces pays, ces résultats confirment ceux des tests ADF et de Phillips-Perron. Pour le Burkina, le Niger et le Mali, la stationnarité autour d'un trend est acceptée au seuil de 5 %. Aussi, nous notons que pour le Burkina, le Mali, et le Niger, les résultats du test KPSS contredisent ceux des tests de Dickey- Fuller augmenté et ceux de Phillips-Perron. Ceci peut être dû à l'existence de points de ruptures dans nos séries. Cela est fortement probable pour la zone franc. Elle a été soumise au milieu des années 80 (crise de la dette) et en 1994 (critères de convergence) à des contraintes sur les niveaux d'endettement et sur la politique budgétaire qui ont probablement entraîné des ruptures de tendances dans les séries que nous étudions (ratio dette sur PIB).

Perron (1989) estime qu'une modélisation acceptable pour la plupart des séries macroéconomiques correspond à la stationnarité autour d'une tendance déterministe avec rupture de tendance, si l'on suppose la possibilité d'un changement de la constante ou de la pente. Les tests de racine unitaire basés sur les modèles autorégressifs ont une puissance faible contre cette alternative. Ils autorisent aux mieux, une tendance déterministe linéaire. Perron (1992) insiste particulièrement sur l'impact en terme de biais pour les statistiques de test de Dickey-Fuller, d'une mauvaise modélisation de l'éventuelle composante déterministe. Il étudie le comportement de la statistique de Student de la variable endogène retardée, $t\rho$, par rapport à l'ensemble des variables déterministes incluses dans le modèle estimé, et montre que sous l'hypothèse nulle de racine unitaire, sa distribution asymptotique est non normale et varie selon l'ensemble des variables déterministes retenues. Les valeurs critiques associées à $t\rho$ augmentent avec le nombre de composantes déterministes incluses comme régresseurs.

L'oubli d'un terme de tendance renvoie à une distribution asymptotique normale centrée réduite du test, ce qui correspond à des valeurs asymptotiques plus petites (en valeur absolue) que les valeurs critiques issues de la distribution non normale, lorsqu'un terme de tendance est inclus comme régresseur. Perron (89 et 97) établit un test de racine unitaire qui prend en compte les ruptures de tendance, les changements de pente de la tendance, ou les deux. Nous appliquons ce test à nos séries pour tenter d'expliquer les résultats contradictoires obtenus pour le Bénin, le Mali, et le Niger (pour une description détaillée de la procédure de ce test cf annexe 3).

3.2.6 Analyse des résultats du test de Perron 1997 sur les séries de dette/PIB des pays de l'Uemoa

Nous avons effectué le test de racine unitaire avec rupture de tendance de Perron (1997) sur nos séries de dette sur PIB nominal des pays de l'Uemoa. Pour le paramètre de troncature nous avons adopté la stratégie *lag max* de Perron ($k=10$). Nous avons testé le modèle (2) qui permet un changement dans la constante et dans la pente. Pour le choix de la date de rupture, T_b , a été choisie de telle sorte qu'elle minimise la t-statistique pour le test de l'hypothèse nulle ($\alpha=1$). La règle de décision est la suivante :

- Si la valeur critique calculée de $t\rho$ est inférieure à la valeur critique, l'hypothèse nulle ($\alpha=1$) de présence de racine unitaire est rejetée.
- Si la valeur critique calculée de $t\rho$ est supérieure à la valeur critique, l'hypothèse nulle ($\alpha=1$) de présence de racine unitaire est acceptée.

Les résultats que nous comparons aux valeurs critiques⁹ tabulées par Perron (1989), sont les suivants :

⁹ Modèle avec changement dans la constante et le trend : Valeur critique à 1 % (-6.32) ; Valeur critique à 5 % (-5.59) ; Valeur critique à 10 % (-5.29)

	Modèle avec changement de la constante et de la pente	
	t-statistique	Date de rupture T_b
Bénin	-4.59221	1992
Burkina	-19.91691 (***)	2000
Côte d'Ivoire	7.1357	1992
Mali	-11.01553 (***)	1997
Niger	-9.83606 (***)	1992
Sénégal	-3.71255	1986
Togo	-4.8132	1984

Modèle avec changement dans la constante et le trend : Valeur critique à 1 % (-6.32) ; Valeur critique à 5 % (-5.59) ; Valeur critique à 10 % (-5.29)

Pour le Bénin, la Côte d'Ivoire, le Togo et le Sénégal, l'hypothèse H_0 de présence de racine unitaire est acceptée à 1 %. Ces résultats rejoignent ceux des tests ADF et Phillips-Perron et ceux du test KPSS. La stationnarité autour d'une constante et d'un trend est rejetée. Les résultats des tests classiques n'ont donc pas été biaisés pour ces pays par une mauvaise spécification de la composante déterministe. On peut conclure donc à la non soutenabilité de la dette publique extérieure de ces pays sur la période étudiée. Pour les pays qui posent problème, c'est-à-dire, le Burkina, le Mali, et le Niger, les résultats semblent confirmer nos intuitions. Les séries sont stationnaires autour d'un trend ou d'une constante avec l'existence de point rupture dans les séries. Ceci laisse supposer que les contraintes sur les niveaux d'endettement imposées par l'Uemoa et le FMI ont obligé les états à des politiques budgétaires plus restrictives qui se sont traduites par des ruptures de tendances sur les séries.

Conclusion

Dans cet article nous avons tenté d'évaluer empiriquement la soutenabilité des politiques budgétaires dans la zone Uemoa. Ceci nous a amené à faire une revue de la littérature du concept de soutenabilité. La contrainte de solvabilité intertemporelle est le cadre théorique le plus couramment utilisé pour analyser la soutenabilité des politiques budgétaires des pays industrialisés. Il n'est pas très pertinent pour les pays de l'Uemoa. Le caractère concessionnel de la dette et l'importance des dons et des revenus du seigneurage sont autant de sources de financement qu'il ne prend pas en compte. Par ailleurs il n'impose que de faibles restrictions sur la taille du ratio dette sur PIB. Les tests classiques de stationnarité (ADF et Philipps-Perron) du ratio dette sur PIB ont montré que les politiques budgétaires des pays de la zone de 1972 à 2002 n'étaient pas soutenables. Cependant lorsque l'on applique à ces pays des tests de stationnarité qui prennent en compte les ruptures de tendances dans les séries, (Perron 1997), ces derniers concluent pour le Bénin, le Mali et le Niger à la stationnarité autour d'un trend et à l'existence de points de rupture dans les séries. Ceci suggère que les plafonds sur la dette et les déficits imposés par le Pacte de convergence ont incité ces pays à changer de régime de politique budgétaire. La principale limite des tests de Perron 1997 est qu'ils ne prennent en compte qu'une date de rupture, et ne permettent pas de tester la significativité de cette date. Une extension de ce travail consisterait à effectuer des tests qui prennent en compte plusieurs dates de ruptures. Pour les pays dont les ratios dette sur PIB sont stationnaires autour d'un trend, et dont les séries laissent apparaître l'existence de point de rupture, apprécier la solvabilité de ces nouvelles trajectoires qui semblent se dessiner est cependant difficile. Il faudrait pour cela un horizon temporel plus long. Ces résultats plaident néanmoins pour l'imposition de contraintes fortes sur la politique budgétaire des pays de l'Uemoa.

Annexe 1 : Les tests de Dickey-Fuller augmenté (ADF) et de Phillips-Perron

Pour les tests ADF nous avons adopté la stratégie séquentielle qui consiste d'abord à tester le modèle avec trend et constante :

$$\Delta X_t = \phi X_{t-1} + \lambda + \delta t + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta X_{t-j} + \eta t \quad (\text{modèle 1})$$

Ensuite, nous testons la significativité du trend. S'il s'avère que le trend n'est pas significatif, nous testons le modèle avec constante sans trend :

$$\Delta X_t = \phi X_{t-1} + \mu + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta X_{t-j} + \eta t \quad (\text{modèle 2})$$

Si la constante n'est pas significative, nous testons le modèle sans constante et sans trend :

$$\Delta X_t = \phi X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta X_{t-j} + \eta t \quad (\text{modèle 3})$$

En comparant les t-statistiques de la tendance et de la constante aux valeurs tabulées par Dickey-Fuller¹⁰, on constate que celles-ci ne sont pas significatives à 5 %. Pour certains pays, la tendance est significative à 10 %

Nous présentons néanmoins les résultats obtenus pour les trois modèles. Malgré la non significativité de la constante, nous pensons que le modèle avec constante décrit mieux l'évolution de nos séries. Les séries de dette n'étant pas de moyenne nulle, la spécification avec une constante semble la mieux appropriée. Au terme de notre procédure séquentielle, nous testons l'hypothèse nulle de racine unitaire en

¹⁰ Modèle (1), valeurs critiques du trend à 1%, 5%, 10% (3.53 ; 2.79 ; 2.38)

Modèle (1), valeurs critiques de la constante à 1%, 5%, 10% (3.78 ; 3.11 ; 2.73)

Modèle (2), valeur critique à 1% (3.22), valeur critique à 5% (2.54), valeur critique à 10% (2.17)

comparant la t -statistique de ϕ aux valeurs tabulées par Dickey et Fuller¹¹. La règle de décision est la suivante. Si la t -statistique est supérieure à la valeur critique on accepte l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire. Si par contre, elle est inférieure à la valeur critique, on rejette l'hypothèse nulle, la série est donc stationnaire. Pour le choix du paramètre de troncature, en ce qui concerne le test ADF, nous avons retenu deux critères :

- L'étude des autocorrélations partielles des séries. Nous retenons pour p le retard correspondant à la dernière autocorrélation significativement différente de zéro
- On estime plusieurs processus pour différentes valeurs de p et l'on retient le modèle qui minimise le critère d'information Akaike.

Au terme de cette procédure, nous avons retenu pour les test ADF un retard ($l=1$). En ajoutant des retards, nos résultats ne s'améliorent pas et le critère d'Akaike n'est pas minimisé.

Pour le test de Phillips-Perron, la procédure est la même que pour le test ADF. Les valeurs critiques sont les mêmes que celle tabulées par Dickey-Fuller. Pour le choix du paramètre de troncature, nous avons retenu la valeur suggérée par Newey et

West (1987) : $l = \text{int} \left[4 \left(\frac{T}{100} \right)^{2/9} \right]$. D'ailleurs celle-ci nous est donnée par défaut lorsque

l'on effectue le test de Phillips-Perron avec le logiciel E-views. Pour notre échantillon cette valeur est $l=3$. En effectuant les tests Phillips-Perron avec $l=2$ ou $l=1$, nos résultats ne sont pas modifiés. Finalement nous retenons $l=1$ pour avoir plus de degrés de liberté.

¹¹ Modèle 1- valeur critique à 1% (- 4.04) ; valeur critique à 5% (-3.45) ; valeur critique à 10% (-3.15)
 Modèle 2 - valeur critique à 1% (- 3.51) ; valeur critique à 5% (-2.89) ; valeur critique à 10% (-2.58)
 Modèle 3 - valeur critique à 1% (- 2.60) ; valeur critique à 5% (-1.95) ; valeur critique à 10% (-1.61)
 (Ces valeurs critiques sont tabulées pour un nombre d'observations maximum T = 100)

Annexe 2 : Le test de Kwiatkoswki, Phillips, Schmidt, et Shin (1992)

Kwiatkoswki, Phillips et Schmidt et Shin (1992) commencent par décomposer la série étudiée X_t en la somme d'un trend déterministe, d'une marche aléatoire et d'un terme d'erreur ε_t stationnaire. Sous l'hypothèse nulle de stationnarité, la variance de la marche aléatoire est nulle. La série étudiée X_t est générée par le processus suivant :

$$X_t = \alpha t + r_t + \varepsilon_t$$

où r_t est une marche aléatoire, $r_t = r_{t-1} + u_t$ et u_t est un bruit blanc de moyenne nulle et de variance σ_u^2 . Les auteurs utilisent un test du multiplicateur de Lagrange pour tester l'hypothèse nulle de stationnarité, c'est-à-dire $\sigma_u^2 = 0$. Puisque ε_t est stationnaire, sous l'hypothèse nulle X_t est un processus stationnaire autour d'un trend. La statistique de LM est donnée par :

$$LM = \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2}$$

Où $S_t = \sum_{i=1}^t e_i$, désigne la somme partielle des résidus e_i , ($t=1, \dots, T$) et $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ un estimateur de la variance des résidus e_i . Le test KPSS permet de tester la stationnarité autour d'un niveau ou autour d'un trend. Si l'on souhaite tester la stationnarité autour d'un niveau, il suffit de définir e_t comme les résidus issus de la régression de X_t sur une constante seulement. Dans ce cas, la statistique de test est donnée par :

$$\eta^\mu = \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{T^2 \hat{\sigma}_{TL}^2}$$

avec $\hat{\sigma}_{TL}^2$ l'estimateur de la variance de long terme des résidus. L'indice μ fait ici référence à la régression de X_t sur une constante seulement.

Sous l'hypothèse nulle, la distribution asymptotique est donnée par :

$$\eta_\mu \rightarrow \int_0^1 V^2(s) ds$$

où $V(s)$ est un pont brownien standard et \rightarrow symbolise la convergence au sens faible.

Considérons maintenant le cas où l'on souhaite tester la stationnarité autour d'une tendance déterministe linéaire. La statistique du test s'écrit :

$$\eta_\tau = \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{T^2 \hat{\sigma}_{\tau L}^2}$$

où τ fait référence à la régression de X_t sur une constante et un trend déterministe linéaire.

Sous l'hypothèse nulle, la distribution asymptotique est donnée par :

$$\eta_\tau \rightarrow \int_0^1 V_2^2(s) ds$$

où $V_2(s)$ est le pont brownien donné par :

$$V_2(s) = W(s) + (2s - 3s^2)W(1) + (-6s + 6s^2) \int_0^1 w(x) dx$$

Kwiatkowski et al (1992) ont tabulé les valeurs critiques pour les deux statistiques de tests η_μ et η_τ . La règle de décision est la suivante :

- Si la valeur calculée de η_μ ou η_τ est inférieure à la valeur critique correspondante, on accepte l'hypothèse nulle de stationnarité.

- Si la valeur calculée de η_μ ou η_τ est supérieure à la valeur critique correspondante, on rejette l'hypothèse nulle de stationnarité.

Comme pour les autres tests de racine unitaire, pour effectuer le test KPSS il faut au préalable choisir le paramètre de troncature. Il faut aussi choisir si l'on retient un modèle avec ou sans trend linéaire. Pour cela on peut s'aider du graphique de la série, se référer à la théorie économique, ou utiliser les résultats des tests de Dickey-Fuller.

Annexe 3 : Le test de stationnarité avec rupture de tendance de Perron 97

Le test de Perron 1997 étend la procédure de Dickey-Fuller en prenant en compte la possibilité de rupture de tendance dans les séries. Ceci est fait en ajoutant dans la spécification des différents modèles des variables muettes pour les différentes constantes et les différentes pentes. La date de rupture, T_b , est endogénéisée et l'hypothèse est faite qu'elle est a priori inconnue. Trois modèles peuvent être testés selon que l'on observe un changement de la constante, un changement de la constante et de la pente, un changement de la pente de la tendance avec une absence de saut intervenant à la date de rupture.

1) Spécification des modèles à tester

- Le premier modèle permet un changement de la constante sous l'hypothèse nulle et sous l'hypothèse alternative. De plus, le changement est supposé intervenir graduellement et dépendre de la structure de la corrélation des erreurs. Ce modèle est appelé « *Innovationnal outlier model* ». Le test de racine unitaire est effectué en se servant de la t-statistique pour tester l'hypothèse nulle $H_0 (\alpha=1)$ dans la régression suivante :

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (\text{modèle 1})$$

La variable muette DU_t permet la modélisation d'une rupture de tendance à la date T_b . Avec

$DU_t = 0$ si $t \leq T_b$ et $DU_t = 1$ si $t \geq T_b$ et par ailleurs, on a $D(T_b)=1$ si $t=T_b+1$ et $D(T_b)=0$ sinon.

- Le second modèle permet un changement de la constante et de la pente à la date T_b . On teste l'hypothèse nulle $H_0, \alpha=1$, dans la régression suivante :

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (\text{modèle 2})$$

avec $DT_t = 1$ si $t > (T_b)_t$ et $DT_t = 0$ sinon.

- Le troisième modèle permet un changement de la pente, mais tous les segments de la tendance se rejoignent à la date de rupture. Ici le changement est supposé intervenir rapidement. Ce modèle est appelé « *additive outlier model* ». Une procédure en deux étapes est utilisée. D'abord la série est *détrendée* en utilisant la régression suivante :

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DT^* + \tilde{y}_t \quad \text{avec } DT^* = t - b \text{ si } t \geq T_b \text{ et } DT^* = 0 \text{ sinon.}$$

On teste l'hypothèse nulle d'existence de racine unitaire ($\alpha=1$) sur la régression suivante :

$$\tilde{y}_t = \alpha \tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \tilde{y}_{t-i} + e_t \quad (\text{modèle 3})$$

On note $t_{\hat{\alpha}}(i, T_b, k)$ avec $(i=1, 2, 3)$ la t-statistique pour tester $\alpha=1$ pour le modèle i , avec une date de rupture T_b , et un retard k .

2) Choix de la date de rupture

Pour choisir la date de rupture, T_b , de façon endogène, l'auteur considère deux méthodes :

1) T_b est choisie de telle sorte qu'elle minimise la t-statistique pour tester l'hypothèse nulle ($\alpha=1$).

2) T_b est choisie pour minimiser soit $t\hat{\theta}$, la t-statistique du paramètre associé au changement de la constante (modèle1), où $t\tilde{\gamma}$, la t-statistique du changement de la pente (modèle 2 et 3). Cette procédure permet d'imposer une légère restriction sur le signe de la rupture de tendance qui est connu (l'analyse est restreinte aux cas de crash et de ralentissement de la croissance) la date de rupture restant inconnue. T_b peut être choisie sans aucun a priori sur le signe du changement. Dans ce cas le choix est fait en utilisant le maximum de la valeur absolue de $t\hat{\theta}$ ou de $t\tilde{\gamma}$. Le paramètre de troncature k est choisi à l'aide d'une procédure récursive basée sur la t-statistique du coefficient associé au dernier retard dans la régression estimée. La procédure choisie la valeur de k , appelée k^* , de tel sorte que le coefficient associé au dernier retard soit significatif, et tel que le dernier coefficient du dernier retard dans un processus *AR* d'ordre supérieur à k^* soit non significatif. Ces méthodes sont préférées à celles qui minimisent les critères d'information comme les critères *AIC*, car ces derniers ont tendance à choisir des paramètres de troncature trop parcimonieux. Ce qui entraîne une perte de puissance dans les tests lorsque les données suivent des processus *ARMA*.

Bibliographie

Bertrand Crettez, Phillippe Michel et Bertrand Wigniolle [2000] "Jusqu'ou l'Etat peut-il s'endetter? Une approche par les modèles à générations imbriquées d'agents » *Document de travail - GREQAM n° 00A11*

Buiter, W.H., and K.M. Kletzer [1992]: "Government Solvency, Ponzi Finance and the Redundancy and Usefulness of Public Debt " *Working Paper* No. 4076, National Bureau of Economic Research (NBER), Cambridge

Bohn Henning [1995]. "The Sustainability of Budgets Deficits in a Stochastic Economy" *Journal of Money, Credit and banking* 27. p.257-271

Cuddington J. [1997]. "Analysing the Sustainability of Fiscal deficits in developing countries" *Georgetown University working paper* 97/01

Cunado J. , L. A. Gil-Alana et F.Perez de Gracia [2002] : "Is the US fiscal déficit sustainable. A fractionally Integrated and Cointegrated approach" WP n° 0./02 , *Université de Navarre*

Eaton J., Gersovitz M. et Stiglitz J.[1986], "The Pure Theory of Country Risk ", *European Economic Review*, 30, p. 481-513

Hakkio, Craig S., et Mark Rush. [1991] "Is the budget deficit too large ? " *Economic Inquiry*
29, juillet 1991, 429-445

Hamilton, James D et Marjorie A. Flavin [1986], "On the limitations of government Borrowing : A framework for empirical Testing" . *American economic review* 76 p. 808-19

Patrick Fève et Pierre-Yves Hénin. [1998] « Une évaluation économétrique de la soutenabilité de la dette extérieure des pays en développement.» *Revue Economique* volume 49 - no 1 - janvier 1998

Pierre-Yves Hénin. [1997] « Soutenabilité des déficits et ajustements budgétaires » *Revue économique* Volume 48 - no 3 - mai 1997

Kremers, J. M. [1988] "Long-run limits on the U. S. Federal debt." *Economic Letters* 28

Kremers, Jeroen.[1989] "U.S. Federal Indebtedness and the Conduct of Fiscal Policy." *Journal of Monetary Economics* 23, 953-1001

O'Connell et Zeldes [1988]. "Rational Ponzi Games, *International Economic Review* 28 (3) p.431-450

Papadopoulos A. et M.G. Sidiropoulos [1999] "The sustainability of Fiscal Policies in the European Union." *International Advances in economic Research*.5, p.289-307

Pierre Perron [1997], "Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables." *Journal of Econometrics* 80 p.355-385

Quintos, C (1995) "Sustainability of the Deficit process with structural shifts" *Journal of Business Economics & Statistics*, 13 (4) : p. 409-417, Octobre

Trehan, Bharat, et Carl E Walsh. "Common Trends, Intertemporal Budget Balance, and Revenue Smoothing." *Journal of Economic Dynamics and Control* 12 (Juin / Septembre 1988), 425-44

Trehan, Bharat, et Carl E. Walsh : "Testing intertemporal budget constraints : Theory and applications to U.S. federal budget and Current account déficits". *Journal of money, credit and banking* 23, p.206-223

Wilcox, David W. [1989] "The sustainability of Government Deficits : Implications of the Present Value Borrowing Constraint." *Journal of Money, Credit, and Banking* 21 (Août 1989), p. 291-306.