

BEAC

Banque des Etats de
l'Afrique Centrale



BEAC Working Paper

- BWP N° 01/17 -

Une analyse de la soutenabilité de la dette publique extérieure du Cameroun

MOUNKALA Evrard Ulrich H.

Statisticien - Economiste

Direction des Etudes et de la Stabilité Financière

moukala@beac.int

BANQUE DES ETATS DE
L'AFRIQUE CENTRALE

736, Avenue Monseigneur
Vogt BP:1917 Yaoundé
Cameroun

Tel : (237) 22234030 /
22234060

Fax : (237) 22233329

Novembre 2015

Les opinions émises dans ce document de travail sont propres à leur (s) auteur (s) et ne représentent pas nécessairement la position de la Banque des Etats de l'Afrique Centrale.

The opinions expressed in this working paper are those of the author (s) and don't necessarily represent the views of the Central Bank of Central Africa States.

Une analyse de la soutenabilité de la dette publique extérieure du Cameroun

Evrard Ulrich H. MOUNKALA

Mars 2017

Résumé

A partir d'un modèle SVAR à paramètres temporellement variables mettant en relations le taux de croissance réelle et les ratios dette publique extérieure sur PIB et surplus primaires sur PIB, nous testons la soutenabilité de la dette extérieure du Cameroun. La proposition sous-tendant notre stratégie de test est celle d'Alfred Greiner selon laquelle, à condition que la limite supérieure des surplus primaires sur PIB ne soit pas atteinte, la dette publique serait soutenable si le ratio surplus primaires sur PIB est une fonction positive du ratio dette sur PIB, avec un coefficient en moyenne positif et dont la somme est infinie, lorsque l'horizon de projection tend vers l'infini. Ainsi, sur la base des statistiques annuelles sur la période 1980-2014, de nos résultats empiriques d'estimation et de nos analyses sous-jacentes des fonctions impulsions-réponses, des multiplicateurs dynamiques cumulés et de la décomposition de la variance totale de l'erreur de prévision des variables d'intérêt sur des horizons futurs lointains, l'hypothèse de soutenabilité à long terme de la dette publique extérieure actuelle du Cameroun ne peut pas être rejetée.

Mots clés : dette publique extérieure, surplus primaires, soutenabilité, fonction de réaction budgétaire, TVP-SVAR.

Classification JEL : C54, C59, E62.

Abstract

From a SVAR time-varying parameters model linking real growth rates and external debt to GDP and primary surplus to GDP ratios, we test cameroonian external debt sustainability. The proposal underlying our test strategy is that of Alfred Greiner which states that, since primary surplus to GDP ratio's upper limit is not reached, public debt would be sustainable if the primary surplus to GDP ratio is a positive function of debt to GDP ratio, with a positive coefficient in average and an infinite sum, when projection horizon tends to infinity. Thus, based on annual statistics of the period 1980-2014, our empirical estimation results and the underlying analysis of impulse-response functions, cumulative dynamic multipliers and forecast error variance decomposition of our endogenous variables, indicate that hypothesis of actual cameroonian external public debt sustainability at very long-term cannot be rejected.

Key words : external public debt, primary surplus, sustainability, fiscal reaction function, TVP-SVAR.

JEL codes : C54, C59, E62.

Nous sommes seuls responsables des avis exprimés dans ce papier, lesquels ne sauraient aucunement engager la Banque des Etats de l'Afrique Centrale.

Sommaire

| | |
|---|-----------|
| Introduction | 3 |
| 1 Une revue de la littérature | 7 |
| 2 Cadre méthodologique | 12 |
| 3 Méthode d'estimation, procédure de test et données utilisées | 15 |
| 3.1 Méthode d'estimation du modèle | 15 |
| 3.2 Procédure de test statistique de la soutenabilité de la dette | 16 |
| 3.3 Description des données utilisées | 16 |
| 4 Résultats d'estimation et test de soutenabilité de la dette | 19 |
| Conclusion | 27 |
| Références | 28 |
| Annexes | 34 |

Introduction

« Si tu empruntes toujours le même chemin, il te mènera là où tu es déjà allé. »

Proverbe populaire tchadien

Alors que l'atteinte du point d'achèvement de l'initiative pays pauvres très endettés en 2006 et l'initiative d'annulation de la dette multilatérale qui s'est ensuivie en 2008 avaient permis une réduction sensible de la charge de la dette publique du Cameroun, revenue d'un plus-haut de 4751,5 milliards FCFA (77% du PIB) en 1995, à environ 954 milliards FCFA (8.1% du PIB) en 2010, l'évolution récente de celle-ci suscite des inquiétudes quant à la perspective d'un spectre de fardeau de la dette à long terme. En effet, le taux d'endettement public du pays a connu une forte accélération, passant de 9.72% du PIB en 2008 à 15.43% du PIB en 2012, pour s'établir à 27.80% du PIB à fin 2015, soit un encours estimé à 4972 milliards de FCFA, selon les chiffres du CNDP (2016). En plus de cet encours composé à environ 80% de dette extérieure contre 20% de dette intérieure, il faut souligner que les soldes engagés non décaissés sur emprunts extérieurs s'élèvent à fin 2016 autour de 4000 milliards de FCFA, soit 22.3% du PIB, et le CNDP précise notamment que sur la base des conventions de dette signées, ses prévisions estiment à environ 3500 milliards de FCFA les décaissements à venir entre 2017 et 2019. Cette évolution porterait l'encours de la dette à hauteur de 6700 milliards de FCFA (27.90% du PIB) en 2019.

La principale source d'inquiétude du FMI quant à cette évolution tient notamment à la forte augmentation de la dette extérieure non concessionnelle qui, d'après les chiffres du CAVD (2016) représentait environ 70.4% contre moins de 57% de la dette extérieure totale en 2011, son niveau le plus bas depuis 2006. S'agissant des soldes engagés non décaissés sur emprunts extérieurs à fin 2016, ils s'inscrivent dans une répartition similaire, avec environ 33% d'engagements auprès des bailleurs de fonds multilatéraux contre 77% auprès des bailleurs de fonds bilatéraux et commerciaux. Traduisant cette inquiétude, l'analyse de viabilité⁰ de la dette publique du Cameroun réalisée en 2016 par le FMI a constaté une dégradation du risque de surendettement du pays, qui est passé de "modéré", en 2015, à "élevé", désormais. A ce niveau, d'après le scénario de référence du FMI et ses tests de résistance, les seuils d'endettement du Cameroun sont dépassés de manière prolongée, même si le pays ne rencontre aucun problème de remboursement.

0. Pour des informations détaillées sur l'analyse de viabilité de la dette (AVD) telle qu'édictée par la Banque mondiale et le Fonds monétaire international, se reporter à la fiche technique élaborée par le FMI, disponible à l'adresse <https://www.imf.org/external/np/exr/facts/fre/jdsff.htm>, consultée le 13 février 2017, à 14 :50 GMT+1.

Tout en partageant les résultats de cette analyse, les autorités camerounaises pour leur part en nuancent quelque peu la portée à moyen terme. En effet relèvent-elles, la stratégie d'endettement à moyen terme du Cameroun prévoit un ratio dette sur PIB¹ de 35%. De plus, elles ont fixé le seuil d'alerte de l'endettement public total à 40% du PIB, et 35% du PIB pour la dette extérieure, tout en veillant à contrôler étroitement la vitesse d'accumulation de la dette de sorte à en maintenir la viabilité sur un horizon de 20 ans. A cette fin, Mathar (2012) remarque qu'une bonne maîtrise de l'endettement passe obligatoirement par une maîtrise des déficits/surplus primaires, à telle enseigne que si la relance de la croissance économique devrait nécessairement passer par l'emprunt, il faudrait alors qu'elle induise des investissements productifs générateurs de ressources indispensables à son remboursement.

Au regard de ce qui précède, il paraîtrait de prime abord qu'il n'y aurait pas lieu de s'alarmer sur l'endettement du Cameroun. Cependant, un bémol mérite d'être soulevé pour nuancer quelque peu la réalité des chiffres, à la lumière notamment des perspectives de l'économie. A ce propos en effet, plusieurs facteurs pousseraient au renforcement des craintes du FMI. Au nombre de ceux-ci, il peut être relevé *(i)* la chute des cours des matières premières, en relation avec le ralentissement durable de la croissance en Chine, désormais le premier partenaire commercial du pays; *(ii)* l'effondrement brutal du prix du pétrole et son maintien à moins de USD 50 le baril à moyen terme, selon les prévisions du WEO², qui s'impose à la CEMAC dans son ensemble, et au Cameroun en particulier, comme une nouvelle réalité ayant pour corollaire le recul des financements disponibles à l'avenir, dans un contexte interne surtout marqué par la mise en œuvre continue des grands programmes d'infrastructures; et *(iii)* les perturbations de nature sécuritaire dans la partie septentrionale du pays qui pèsent lourdement sur les ressources budgétaires et l'activité économique.

S'agissant particulièrement du deuxième facteur listé supra, il faut souligner que comme le gouvernement du Cameroun est fortement engagé dans de vastes chantiers d'infrastructures pour l'émergence en 2035, d'une part, et que les ressources fiscal-douanières et celles tirées de l'exploitation des matières premières ne sauraient suffire à financer ces chantiers, d'autre part, le pays devrait continuer à s'endetter. Selon le FMI, face à cette réalité, la dynamique actuelle indiquerait que la dette publique totale, en pourcentage du PIB, pourrait doubler en 2019.

1. Dans le cadre de la Surveillance Multilatérale dans la Zone Franc, le plafond d'endettement est fixé à un maximum de 70% du PIB; ce qui traduirait plutôt une stratégie d'endettement à moyen terme prudente et non inquiétante pour les autorités camerounaises.

2. World Economic Outlook.

Les autorités camerounaises pour leur part sont bien conscientes des risques pesant sur l'évolution de leur endettement eu égard au contexte actuel de l'économie mondiale et de leur propre activité. A ce propos, ainsi que l'a remarqué la Caisse Autonome d'Amortissement³, « la soutenabilité de la dette du Cameroun n'est pas acquise puisqu'en cas de chocs plus forts que ceux connus jusque-là, cette dernière pourrait être compromise ». Par conséquent, une attention particulière mérite d'être portée à l'analyse prospective du caractère soutenable ou non à long terme de la dette publique du Cameroun.

A ce stade, il convient de souligner que l'analyse de la viabilité de la dette camerounaise menée par la CAA, le FMI et la Banque mondiale ne saurait suffire à cette fin eu égard aux critiques multiples dont fait l'objet le cadre d'analyse de la viabilité de la dette (CVD). Au nombre de celles-ci il peut être mis en avant trois principales relatives aux fondements analytiques du CVD, à la pertinence de ses seuils de viabilité de la dette et à sa non prise en compte de l'économie dans son ensemble. S'agissant premièrement des fondements analytiques du CVD, Djoufelkit-Cottenet & Raffinot (2008) relèvent qu'ils restent faibles. De même Caliri (2006) note que chacun des trois piliers fondamentaux du CVD que sont (i) la crise d'endettement, (ii) l'éventail de seuils dépendants des politiques et (iii) l'évaluation de la vulnérabilité aux chocs, est en dernier ressort sujet à la décision discrétionnaire et subjective des services des institutions de Bretton Woods, fondée sur la conjoncture de chaque pays. Or, à propos de cette conjoncture pays, les analyses et projections faites portent sur des horizons futurs de plus de vingt ans. Pourtant, au plan statistique, aucune technique ne permet de fournir des prévisions précises et fiables pour des environnements aussi variés et affectés par une multiplicité de chocs sur des horizons aussi lointains. En comparant effectivement le système d'évaluation au cas par cas du CVD à son prédécesseur dans l'AVD, Caliri (2006) conclut que celui-ci est également sujet à un manque de transparence et de responsabilité et reste fragile du fait des hypothèses macroéconomiques trompeuses qui caractérisaient les mécanismes d'allègement pré PPTE sur lesquels il continue de s'appuyer.

En ce qui concerne ensuite les seuils de viabilité, Patillo & al. (2002, 2004), cités par Djoufelkit-Cottenet & Raffinot (2008), remarquent que leur fixation ne fait nullement référence aux travaux sur le fardeau virtuel de la dette, lesquels établissent que la dette exercerait un effet dépressif sur l'investissement et la croissance au-delà de certains seuils. Kraay & Nehru (2006) pour leur part précisent que les seuils retenus dans le CVD sont plutôt arbitraires et n'ont aucune validation empirique, dès lors leur utilisation dans l'appréciation de la viabilité de la dette risquerait de

3. CAA (2015), "Note de conjoncture de la dette publique du Cameroun," n° 15, Caisse Autonome d'Amortissement, septembre.

mener à des diagnostics erronés, d'autant plus qu'ils ne peuvent pas complètement rendre compte de la dynamique de la dette (Djoufelkit-Cottenet & Raffinot, 2008). Pour ce qui est enfin de l'insuffisance de la prise en compte de l'économie, Amani (2004) pointe en effet la nécessité de ne pas aborder la problématique de la soutenabilité de la dette d'une façon isolée de la gestion de l'économie dans son ensemble. Cette problématique devrait être traitée dans un contexte macroéconomique.

A propos de la soutenabilité de la dette il y a lieu de relever que depuis Keynes (1923) en effet, l'absence de soutenabilité devient manifeste lorsque les engagements contractuels du gouvernement atteignent une proportion excessive du revenu national. Pour Afonso (2005), le problème de soutenabilité émerge quand les recettes publiques ne suffisent pas à financer les coûts associés à l'émission de nouvelle dette publique. Enfin, d'après Sungwon (2012), la dette publique d'un Etat est soutenable aussi longtemps qu'il sera en mesure d'honorer ses engagements, et ce indépendamment de la valeur absolue de cette dette. A la lumière de ces définitions, et compte tenu de la situation de l'Etat du Cameroun présenté ci-avant, il est donc légitime d'évaluer la soutenabilité de sa dette publique. Cette étude est d'autant plus nécessaire que l'économie camerounaise, la première et la plus importante de l'Union Monétaire d'Afrique Centrale (UMAC), exerce des externalités fortes sur les politiques budgétaires des autres Etats membres, mais aussi sur la politique monétaire commune dans l'Union. C'est dire que le sujet s'exporte au-delà des frontières camerounaises et demeure également une préoccupation pour la Banque des Etats de l'Afrique Centrale dans la conduite de ses missions de soutien aux politiques économiques élaborées dans ses Etats membres .

L'objectif de ce papier est de mener une analyse prospective de la soutenabilité de la dette publique extérieure du Cameroun, afin d'enrichir un tant soit peu les analyses menées par ailleurs par la CAA, le FMI et la BEAC. Plus précisément, en considérant d'une part les inquiétudes du FMI, et d'autre part l'évolution à risque de la dynamique de l'endettement du Cameroun dans un contexte de faiblesse persistante des cours des matières premières, principales sources de recettes d'exportation de ce pays, nous formulons comme hypothèse de travail la non soutenabilité à long terme de la dette publique extérieure du Cameroun. Afin de challenger cette hypothèse, la suite de ce papier présente dans une première section une revue de la littérature sur les analyses de soutenabilité de la dette publique, de laquelle découle le choix d'une approche méthodologique dont la description fait l'objet de la deuxième section. La troisième section est consacrée au dévoilement de la méthode d'estimation et des données utilisées. La quatrième section commente les résultats obtenus dans ce papier, avant la conclusion.

1 Une revue de la littérature

Depuis Hamilton & Flavin (1986), l'analyse de la soutenabilité de la dette est fréquemment menée à partir de la contrainte budgétaire intertemporelle du gouvernement. Telle qu'écrite par Hamilton & Flavin, elle donne la valeur de la dette actualisée en fonction des flux futurs attendus comme suit :

$$B_t = \sum_{i=t+1}^N \frac{S_i - V_i}{(1+r)^{i-t}} + \frac{(1+r)^t}{(1+r)^N} B_N \quad (1)$$

avec à la date t , B_t , la valeur de la dette publique en termes réels ; $S_t \equiv T_t + \frac{M_t - M_{t-1}}{P_t} - G_t$, les surplus primaires, où T_t , G_t , M_t , r et P_t désignent respectivement les recettes, les dépenses, la masse monétaire, le taux d'intérêt réel et le niveau général des prix ; $V_t = \sum_j \nu_{j,t} + U_{1,t} + U_{2,t}$, où $\nu_{j,t}$ est le rendement réel excédentaire de l'obligation j sur une année par rapport au gain moyen sur un investissement comparable ; $U_{1,t}$ est un terme d'erreur destiné à capter les imperfections dans la mesure de la valeur réelle des transactions sur les obligations du gouvernement ; $U_{2,t}$ est un terme d'erreur visant à rendre compte des erreurs de mesure des transactions intra annuelles sur les titres d'Etat, et N désigne l'horizon prospectif futur d'analyse.

Pour Hamilton & Flavin (1986), qui s'interrogent sur la faisabilité pour un gouvernement de perpétuer des déficits *ad vitam aeternam* et leur préférabilité en fonction de sa capacité à survivre aux effets négatifs de ses déficits sur l'investissement privé et la balance des paiements, mais aussi en termes d'inflation, sa stratégie d'endettement soutenable à long terme reposerait sur son engagement théorique auprès de ses créanciers de veiller à satisfaire à chaque instant sa contrainte budgétaire actualisée. C'est ainsi qu'ils retiennent que cette proposition est vérifiée si la condition de transversalité $\left(E_t \left[\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{B_N}{(1+r)^N} \right] = 0 \right)$ est satisfaite. Alors, en supposant constant le facteur d'actualisation (r), Hamilton & Flavin proposent comme test de soutenabilité de la dette publique à long terme, le test d'hypothèse nulle de validité de cette condition de transversalité contre une alternative de bulle spéculative d'ordre $(1+r)^t$. En d'autres termes, la dette publique serait non soutenable si elle est affectée d'une racine unitaire ou si sa dynamique exhibe une bulle explosive. Pour ce faire, ils emploient simultanément des tests de racine unitaire de Dickey & Fuller (1979) et de significativité du paramètre caractéristique de la bulle (A_0) en se fondant sur le modèle de Flood & Garber (1980) :

$$B_t = c_0 + A_0(1+r)^t + \sum_{i=1}^p c_i B_{t-i} + \sum_{j=0}^{p-1} b_j S_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

où les hypothèses du test de soutenabilité proposé sont explicitement :

$$\begin{aligned}
 H_0 & : B_t = E_t \left[\sum_{i=t+1}^{\infty} \frac{S_i - V_i}{(1+r)^{i-t}} \right] & \text{ou} & \quad E_t \left[\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{B_N}{(1+r)^N} \right] = 0 \\
 H_0 & : B_t = E_t \left[\sum_{i=t+1}^{\infty} \frac{S_i - V_i}{(1+r)^{i-t}} \right] + (1+r)^t A_0 & \text{ou} & \quad E_t \left[\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{B_N}{(1+r)^N} \right] = A_0 > 0
 \end{aligned}$$

Ce travail séminal de Hamilton & Flavin a donné lieu à une littérature féconde et abondante sur l'analyse de la soutenabilité de la dette. La plupart des travaux ont suivi se sont appuyés sur les tests de validité de la contrainte budgétaire intertemporelle ou de la condition de solvabilité, exprimées en ratio du PIB. Ces travaux se sont orientés principalement dans deux directions en fonction des critiques sur l'utilisation d'un facteur d'actualisation constant et sur le recours à des tests de racine unitaire biaisés en faveur de l'hypothèse nulle, dans des environnements inévitablement en proie à de chocs structurels lorsque les analyses portent sur le long terme.

Parmi les auteurs ayant challengé les résultats de Hamilton & Flavin (1986), on peut citer entre autres Kremers (1988), Afonso (2005) et Bajo-Rubio & al. (2008), qui tout en retenant comme Hamilton & Flavin (1986) un facteur d'actualisation constant des flux futurs de la contrainte budgétaire intertemporelle, utilisent plutôt des tests de racine unitaire différents. C'est le cas notamment avec le test de Bhargava (1986) couplé à la procédure d'estimation proposée par Downes & Leon (1987), pour Kremers (1988) ; les tests de racine unitaire avec breaks structurels de Perron (1990), Zivot & Andrews (1992) et Andrews (1994), pour Afonso (2005), Quintos (1995) et Tanner & Liu (1994) ; et enfin le test de racine unitaire avec breaks structurels multiples de Bai & Perron (2003), pour Bajo-Rubio & al. (2008). Pour les auteurs qui ont plutôt retenu un taux d'intérêt variable et/ou stochastique comme facteur d'actualisation de la CBI, on peut mentionner Wilcox (1989), qui a employé la modélisation de Box & Jenkins (1976) pour décrire le processus générateur de données de la dynamique de la dette dans un environnement dynamiquement efficient aux fins d'analyse de sa soutenabilité ; et Velinov (2014), qui a appliqué un test de racine unitaire de Dickey-Fuller augmenté avec changement de régimes markoviens dans ce courant d'analyse.

Au-delà des analyses de la soutenabilité de la dette publique à partir des tests de racine unitaire, un autre volet important de la littérature fondée sur la contrainte budgétaire intertemporelle a proposé l'approche par la cointégration des processus dette sur PIB et surplus primaires sur PIB, avec facteur d'actualisation constant (Trehan & Walsh, 1991) ou variable de moyenne constante (Smith & Zin, 1988; Haug, 1991; Hakkio & Rush, 1991; Quintos, 1995, 1997). D'après cette littérature, si l'hypothèse de cointégration entre ces deux processus ne peut pas être rejetée, que le

taux d'intérêt, utilisé comme facteur d'actualisation soit ou non variable, alors l'hypothèse de non soutenabilité de la dette peut être rejetée. C'est dans le même registre que s'inscrit la proposition de Gabriel & Sangduan (2011) qui, pour améliorer les contributions précédentes, utilisent plutôt un test de cointégration des processus des recettes budgétaires et des dépenses publiques incluant les paiements d'intérêt, en tenant compte de changements de régimes markoviens.

Il convient de noter à ce stade que globalement, cette littérature sur les tests de soutenabilité de la dette publique s'est considérablement appuyée sur les développements de l'économétrie des séries temporelles. Elle connaît néanmoins un tournant majeur avec les travaux de Bohn (1995, 1998, 2008). Dans ces travaux en effet, plus spécifiquement dans celui de 1998, l'auteur formule deux critiques quant à la prise en compte des origines de la dette publique dans les approches analytiques utilisées jusque-là. La première critique concerne l'incapacité des approches par les séries temporelles de rejeter de façon convaincante l'hypothèse nulle de racine unitaire dans la dynamique du ratio dette sur PIB, à l'instar de Hamilton & Flavin (1986), Kremers (1988), Wilcox (1989), Hakkio & Rush (1991), Trehan & Walsh (1991) et Afonso (2005), entre autres. Comme relevé précédemment, ces approches par les séries temporelles considèrent effectivement qu'une politique budgétaire soutenable (et partant, une dette publique soutenable) est celle qui serait sur une trajectoire telle que la valeur actualisée des surplus primaires espérés est égale à la dette initiale. Cependant, sans partager cette définition, Bohn, 1995, (p.264, eq.11) prouve qu'elle est imparfaite, puis démontre que *le facteur d'actualisation correct à utiliser dans la définition des conditions de soutenabilité et de solvabilité⁴ devrait être égal au produit du taux de préférence pour le présent et du taux marginal de substitution intertemporelle de la consommation à l'équilibre entre les périodes t et $t + n$, $n \geq 0$, en lieu et place d'un taux d'intérêt constant, moyen ou d'équilibre*. En conséquence de quoi, il qualifie les conditions de soutenabilité et de solvabilité qui omettent ce facteur d'actualisation correct de conditions "ad hoc" (Bohn, 2008).

La deuxième critique de Bohn oriente les travaux d'analyse de la soutenabilité vers la recherche d'une relation systématique devant rendre compte de la manière dont les gouvernements réagissent face à l'accumulation de dettes. Cette relation permettrait ainsi d'apprécier notamment la qualité de leurs interventions pour corriger ou non le processus cumulatif de dettes. A cette fin, Bohn (2008) reprend la généralisation de l'approche d'analyse de la soutenabilité de la dette par la cointégration entre les ratios surplus primaires sur PIB et dette sur PIB proposée par Trehan & Walsh (1991). A l'aide de la décomposition de Beveridge & Nelson (1981), il montre que le gouvernement mène une politique d'endettement soutenable si les surplus primaires sont une fonction linéaire positive de la dette. Il propose alors un test de soutenabilité de la dette

4. C'est la condition de transversalité du ratio dette sur PIB. Voir par exemple Hamilton & Flavin (1986).

à partir d'une régression linéaire du ratio surplus primaires sur PIB, sur le ratio dette sur PIB et sur un nombre réduit de déterminants des surplus primaires, dont le niveau transitoire des dépenses publiques et un indicateur du cycle des affaires. Le test de soutenabilité consiste de ce fait à examiner la non négativité du paramètre de réponse du ratio surplus primaires sur PIB à une variation positive du ratio dette sur PIB. Cette stratégie a été utilisée dans la littérature par certains auteurs, dont Greiner & al. (2007), dans l'analyse de la soutenabilité de la dette publique de plusieurs pays de la Zone Euro.

Dans le prolongement de cette stratégie de test, Greiner (2011) s'inscrit dans une démarche plutôt normative, en partant des travaux de Canzoneri & al. (2001). Sur cette base, il recherche les conditions dans lesquelles la soutenabilité serait acquise même si le gouvernement ne réagit pas à des ratios dette sur PIB croissants, mais aussi les conditions d'existence d'un ratio initial dette sur PIB qui rendrait toute soutenabilité impossible à envisager. C'est ainsi qu'à la suite de Bohn (2008), il formule l'hypothèse que "le gouvernement choisit le ratio surplus primaires sur PIB comme une fonction positive du ratio dette sur PIB et d'un facteur autonome indépendant de la dette publique, totalement contrôlé par le gouvernement, mais influencé notamment par le cycle des affaires, les dépenses sociales et les dépenses publiques transitoires". A l'aide de la contrainte budgétaire du gouvernement, il démontre alors à travers deux propositions que :

- (1)- *sous l'hypothèse que la limite supérieure du ratio surplus primaires sur PIB n'est pas atteinte, un coefficient de réaction positif de moyenne infinie pour un horizon lointain garantit la soutenabilité de la dette publique. En d'autres termes, lorsqu'en moyenne, le taux d'intérêt sur la dette dépasse le taux de croissance du PIB, une politique d'endettement sera soutenable si le ratio surplus primaires sur PIB est une fonction positive du ratio dette sur PIB, avec une élasticité moyenne à terme supérieure à l'écart moyen entre le taux d'intérêt et le taux de croissance du PIB, sur la même période ;*

- (2)- *si de plus, le gouvernement mène une politique d'endettement soutenable et fixe ses surplus primaires suivant la fonction de réaction de Bohn (2008), alors le ratio dette sur PIB restera borné dans des limites finies ; satisfaisant ainsi la condition de soutenabilité de ladite dette.*

Dans le cas du Cameroun, le premier travail à s'appuyer sur l'approche d'analyse de la soutenabilité par la fonction de réaction du gouvernement a été mené par Ngwa-Edielle (2006). Au contraire de la formulation proposée par Bohn, celui-ci considère un modèle de régression linéaire avec des fonctionnelles du temps comme paramètres. Il l'estime en employant des techniques non paramétriques et semi-paramétriques, puis implémente le test de soutenabilité de la politique

budgétaire sur la période 1975-2005. Ses résultats d'estimation indiqueraient l'existence d'une fonctionnelle positive concave pour la réaction du ratio surplus primaires sur PIB à des variations positives du ratio dette sur PIB. Cela impliquerait le rejet de l'hypothèse nulle d'absence de soutenabilité de la dette du Cameroun sur la période sous-revue, bien qu'il relève la présence d'une pente négative qui devient positive par la suite à partir de 1993.

Au mieux de notre connaissance, ce travail est le seul qui, usant d'une approche empirique, s'est appesanti sur cette problématique dans la lignée de l'approche de Bohn. Il appelle cependant une observation de notre part. En effet, bien qu'il desserre l'hypothèse de constance des paramètres dans le temps, le choix de formes fonctionnelles déterministes dépendantes du temps paraît très restrictif et surtout contre-intuitif pour une fonction de réaction. Avec une telle spécification, une fois le modèle estimé, le temps dicterait automatiquement le résultat de l'analyse, ôtant de la sorte toute latitude au gouvernement d'intervenir pour ajuster éventuellement sa politique par rapport à l'évolution constatée.

Une autre limite, que l'on trouve aussi bien chez Bohn (1998, 2008) que chez Greiner (2011) et Ngwa-Edielle (2006), tient au fait que le modèle de régression spécifié pour l'implémentation du test de soutenabilité met en relation des variables qui pourraient être en interactions causales avec effets "feedback" l'une sur l'autre. Cette dernière ne peut être prise en compte qu'à partir d'une approche multivariée, à l'instar de la formulation vectorielle autorégressive proposée aux mêmes fins d'analyse de la soutenabilité de la dette publique dans le cas d'une petite économie ouverte par Kumar & Paradiso (2011).

Afin de lever les deux insuffisances ci-dessus relevées tout en s'inscrivant dans les acquis de la généralisation du test de soutenabilité formulée par Greiner (2011) d'une part, et dans le but de s'affranchir de l'hypothèse de constance des paramètres des relations économétriques qui peut s'avérer peu pertinente pour l'analyse de phénomènes économiques à très long terme d'autre part, ce papier recourt à l'utilisation d'une modélisation vectorielle autorégressive structurelle à paramètres variables (TVP-SVAR). Pour ce faire, nous considérerons une version modifiée du modèle de Favero & Marcellino (2005), en l'étendant à la variabilité temporelle de ses paramètres et à la volatilité stochastique dans la variabilité des erreurs de spécification. Le recours à cette approche est davantage justifié dans la section suivante.

2 Cadre méthodologique

La dynamique de la dette est en général caractérisée par des boucles à effets *feedback* positif(s) et négatif(s) induits par les interactions entre la dette elle-même, la croissance économique et les surplus primaires. La prise en compte de ceux-ci dans l'analyse est indispensable pour obtenir une image assez pertinente du diagnostic sur le caractère soutenable ou non de ladite dette. Pour ce faire, à l'instar de Hasko (2007), pour l'analyse de la soutenabilité de la dette de certains pays de l'OCDE, ou de Casadio & al. (2011), pour la dette italienne, ou encore de Kumar & Paradiso (2011), pour la dette irlandaise, nous retenons comme toile de fond de notre analyse le modèle de Favero & Marcellino (2005). Il s'agit d'un modèle vectoriel autorégressif structurel (SVAR) issu de la forme canonique d'un modèle *backward looking* de la Nouvelle synthèse, pour une petite économie ouverte sur le monde. Il comprend trois équations, à savoir (i) une règle budgétaire ou fonction de réaction budgétaire à la Bohn (1995), (ii) une équation décrivant la dynamique de la dette, et (iii) une équation donnant la dynamique de l'output. Plus explicitement, le modèle de Favero & Marcellino se présente comme suit :

$$\begin{pmatrix} 1 & -\kappa & 0 \\ 0 & 1 & -\alpha_{23} \\ 0 & -\alpha_{34} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} s_t \\ b_t \\ \tau_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_{11} \\ \alpha_{21} \\ \alpha_{31} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_{12} & \alpha_{14} & 0 \\ \alpha_{24} & \alpha_{22} & 0 \\ 0 & \alpha_{35} & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} s_{t-1} \\ b_{t-1} \\ \tau_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_{15} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & \alpha_{32} & \alpha_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Lambda_t \\ \tau_t^* \\ q_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_t^s \\ u_t^b \\ u_t^r \end{pmatrix}$$

où s_t désigne le ratio surplus primaires sur PIB ; b_t , le ratio dette publique sur PIB ; τ_t le taux de croissance du PIB réel ; Λ_t , un indicateur du cycle des affaires ; τ_t^* , le taux de croissance réelle de l'économie étrangère ; q_t , désigne le taux de change effectif réel de la monnaie domestique coté à l'incertain ; u_t^s , u_t^b et u_t^r représentent respectivement les chocs structurels sur les surplus primaires, la dette publique et la croissance ; les α_{ij} sont les paramètres scalaires du modèle.

D'une façon compacte, le modèle peut être réécrit comme suit, dans l'ordre d'apparition de ses composantes :

$$A y_t = c + F_1 y_{t-1} + \Gamma_1 X_t + u_t \quad (3)$$

En supposant non singulière la matrice des dépendances instantanées (A), le modèle dans l'équation (3) s'écrit aussi :

$$y_t = \alpha + B_1 y_{t-1} + \Psi_1 X_t + A^{-1} \Sigma \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim \mathcal{N}(0, I_3) \quad (4)$$

où $\alpha = A^{-1}c$, $B_1 = A^{-1}F_1$ et $\Psi_1 = A^{-1}\Gamma_1$ et $\Sigma = (\sigma_{ij})_{1 \leq i, j \leq 3}$, avec σ_{ij} , les écarts-types des chocs structurels. On suppose de plus que $\sigma_{ij} = 0, \forall i \neq j$.

Par vectorisation membre à membre du modèle dans (2) à l'aide de l'opérateur $vec(\cdot)$, il se met

sous la forme plus compacte suivante :

$$y_t = W_t \delta + Z_t \beta + A^{-1} \Sigma \varepsilon_t \quad (5)$$

avec $W_t = X_t' \otimes I_3$; $Z_t = [1, y_{t-1}'] \otimes I_4$; $\delta = \text{vec}(\Psi_1)$ et $\beta = [\text{vec}(c), \text{vec}(B_1)]'$.

En relation avec la toile de fond ci-dessus présentée, il convient de rappeler avec Koop & Korobilis (2010) que, bien qu'il soit désormais indéniable que les modèles VARs sont d'excellents outils pour modéliser les relations entre variables macroéconomiques, il n'en demeure pas moins vrai qu'ils s'appuient sur une hypothèse forte de constance des paramètres au cours du temps. Selon eux, il y a plusieurs raisons qui pousseraient à admettre le caractère trop restrictif de cette hypothèse dans beaucoup d'applications en macroéconomie. Par conséquent, la meilleure approche à postuler pour le traitement des questions de politique économique dans ce type d'applications devrait consister à retenir plutôt des modèles multivariés à coefficients variables. Dans le cadre posé précédemment, cela revient à spécifier le modèle SVAR avec des paramètres variables dans le temps. Dès lors, le modèle d'analyse repris dans (5) s'écrit sous la forme TVP-VAR⁵ comme suit :

$$y_t = W_t \delta_t + Z_t \beta_t + A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (6)$$

Ce dernier peut encore être écrit sous forme plus compacte telle que :

$$y_t = \mathbf{Z}_t \eta_t + A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (7)$$

où $\mathbf{Z}_t = [W_t, Z_t]$ et $\eta_t = [\delta_t', \beta_t']'$.

Koop (2011) précise que les modèles TVP-VARs sont effectivement utiles pour les analyses empiriques en macroéconomie dans la mesure où ils (i) sont multivariés; (ii) permettent de prendre en compte des changements aussi bien dans les coefficients du VAR que dans les variances des erreurs; et (iii) sont des modèles espace-état, dans lesquels on peut *a fortiori* mener une inférence bayésienne, en utilisant des algorithmes familiers tels que les MCMC développés pour les modèles espace-état.

Ainsi, comme l'équation (7) représente une équation des mesures, alors à l'instar de Primiceri (2005), on supposera que les paramètres dans (7) sont décrits par des processus de marches aléatoires. Ces processus permettent en effet de capter de possibles changements structurels graduels voire soudains dans les données. L'équation état du modèle espace-état est alors donnée

5. C'est l'acronyme de *time-varying parameters vectorial autoregressive models* ou modèles vectoriels autorégressifs à paramètres variables.

par :

$$\eta_{t+1} = \eta_t + \xi_t^\eta \quad (8)$$

Pour finir la présentation du cadre méthodologique vers une formulation plus générale prenant en compte la volatilité stochastique dans la variabilité des erreurs, soit a_t le vecteur empilant les paramètres non nuls des colonnes de la matrice A_t . Soit $h_t = (h_{1t}, \dots, h_{kt})'$, avec $h_{jt} = \log(\sigma_{jt}^2)$, pour $j = 1, \dots, k$, et $t = p + 1, \dots, T$. Ainsi, la spécification proposée à la suite de Primiceri (2005) rappelée ci-dessus présente alors, en plus de (8), les autres équations d'état sous la forme générale suivante :

$$a_{t+1} = a_t + \xi_t^a, \quad \forall t = p + 1, \dots, T \quad (9)$$

$$h_{t+1} = h_t + \xi_t^h, \quad \forall t = p + 1, \dots, T \quad (10)$$

où

$$\eta_{p+1} \sim \mathcal{N}(\mu_{\eta_0}, \Sigma_{\eta_0}) \quad (11)$$

$$a_{p+1} \sim \mathcal{N}(\mu_{a_0}, \Sigma_{a_0}); \quad (12)$$

$$h_{p+1} \sim \mathcal{N}(\mu_{h_0}, \Sigma_{h_0}) \quad (13)$$

et

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \xi_t^\eta \\ \xi_t^a \\ \xi_t^h \end{bmatrix} \sim \mathcal{N} \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}; \begin{bmatrix} I_k & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_\eta & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_a & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Sigma_h \end{bmatrix} \right) \quad (14)$$

Enfin, les chocs sur les paramètres temporellement variables dans (12) sont supposés décorrélés d'avec ces paramètres (η_t , a_t et h_t), et les matrices de covariances Σ_η , Σ_a et Σ_h sont toutes supposées diagonales. En résumé, le cadre méthodologique pour l'analyse de la soutenabilité de la dette publique du Cameroun se fondera sur le modèle TVP-SVAR donné par les équations espace-état (5)-(8).

3 Méthode d'estimation, procédure de test et données utilisées

3.1 Méthode d'estimation du modèle

D'une manière générale, les techniques d'estimation des modèles espace-état de type TVP-SVAR procèdent d'une inférence bayésienne s'appuyant sur une détermination numérique des densités *a posteriori*. Pour cela, Durbin & Koopman (2002) et Primiceri (2005) s'appuient sur un filtre de Kalman, alors que Nakajima & al. (2009), Koop & Korobilis (2010) et Frühwirth-Schnatter & Wagner (2010) utilisent pour leur part un algorithme combinant des chaînes de Markov et des simulations Monte Carlo (MCMC)⁶, même si Durbin & Koopman (2001) avaient antérieurement fourni d'excellentes techniques d'estimation non bayésiennes de modèles à paramètres variables. Plusieurs algorithmes populaires et efficaces d'estimation bayésienne des modèles espace état sont décrits dans Carter & Kohn (1994), Frühwirth-Schnatter (1994), DeJong & Shephard (1995) et Durbin & Koopman (2002) entre autres, cités par Koop & Korobilis (2010).

Dans leurs principes fondamentaux, les techniques d'estimation utilisant un algorithme MCMC consistent à construire un schéma efficace d'échantillonnage pour le modèle sous-jacent, à savoir la densité d'échantillonnage jointe de $y = \{y_t\}_{t=1}^T$ et de $\eta = \{\eta_t\}_{t=s+1}^T$ (et par la suite la densité d'échantillonnage des séries $a = \{a_t\}_{t=s+1}^T$, puis $h = \{h_t\}_{t=s+1}^T$), conditionnée sur le reste des paramètres. Dans le cas particulier du modèle TVP-SVAR retenu dans ce papier, parmi les différentes approches efficaces employant un algorithme MCMC, dont Nakajima & al. (2009), Frühwirth-Schnatter & Wagner (2010), Koop & Korobilis (2010), Chan & Eisenstat (2012) et Nakajima (2013), nous retenons cette dernière par souci de simplicité de l'algorithme MCMC employé et du code d'estimation proposé sous Matlab disponible à l'adresse web <https://sites.google.com/site/jnakajimaweb/tvpvar>, consultée le 25 novembre 2016 à 15 : 04 TU.

Dans sa mise en œuvre, le schéma d'échantillonnage proposé par Nakajima (2013) s'inspire de l'approche développée dans Nakajima & al. (2009). Dans le cas particulier de la volatilité stochastique décrite par le processus h , ces derniers optent pour la technique d'échantillonnage de Shephard & Pitt (1997) et Watanabe & Omori (2004), laquelle a pour principal avantage d'être plus directe à partir de la forme originelle du modèle en comparaison à l'échantillonnage standard. De façon précise, pour l'estimation de l'ensemble des paramètres et les distributions *a posteriori* correspondantes, Nakajima & al. (2009) emploient l'algorithme MCMC en huit étapes. Ainsi, en notant $\omega = (\Sigma_\eta, \Sigma_a, \Sigma_h)$, et $\pi(\omega)$, la densité de probabilité *a priori* pour ω , ils construisent des échantillons à partir de la distribution *a posteriori*, $\pi(\eta, a, h, \omega \mid y)$ en suivant

6. Markov Chain - Monte Carlo Algorithm.

les huit étapes⁷ ci-après :

- | | |
|---|--|
| 1. Initialisation de η, a, h, ω ; | 5. Échantillonnage de $\Sigma_a a$; |
| 2. Échantillonnage de $\eta a, h, \Sigma_\eta, y$; | 6. Échantillonnage de $h \eta, a, \Sigma_h, y$; |
| 3. Échantillonnage de $\Sigma_\eta \eta$; | 7. Échantillonnage de $\Sigma_h h$; |
| 4. Échantillonnage de $a \eta, h, \Sigma_a, y$; | 8. Retour à l'étape 2 et ainsi de suite. |

Pour la mise en œuvre pratique de cet algorithme, il sera fait usage du package **TVP-VAR** développé sur Matlab par Nakajima (2011).

3.2 Procédure de test statistique de la soutenabilité de la dette

Une fois les paramètres du modèle estimés, le test statistique pour la soutenabilité de la dette publique se fonde sur la proposition de Greiner (2011) rappelée précédemment. Celle-ci stipule que “lorsque la limite supérieure du ratio surplus primaires sur PIB n’est pas atteinte, la dette est soutenable, si le ratio des surplus primaires au PIB est une fonction positive du ratio dette sur PIB, dont le coefficient de réaction est en moyenne positif et de somme infinie lorsque l’horizon de projection devient infini”. Ainsi, en considérant l’écriture matricielle du modèle d’intérêt présenté à la page 8, et en retenant la version variable des paramètres de ce modèle, la condition à vérifier s’écrit :

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \int_0^t \kappa_\mu \mathbf{d}\mu = +\infty \quad (15)$$

La vérification sera immédiate si la série estimée a posteriori $\{\kappa_t\}_{t \geq 0}$ est à valeurs strictement positives, c’est-à-dire, $\kappa_t > 0, \forall t \geq 0$.

Enfin, l’analyse prospective pourrait être enrichie en examinant à différentes dates, les profils de réponses de la dette et des surplus primaires, en pourcentage du PIB, à différents chocs stochastiques qui affecteraient l’économie. L’analyse des fonctions impulsions-réponses et la décomposition de la variance totale de l’erreur de prévision à différents horizons temporels participent du même objectif.

3.3 Description des données utilisées

Les séries de données utilisées dans cette étude proviennent de sources diverses et variées, aussi bien camerounaises qu’extérieures. Cet état de fait a nécessité des reconstitutions sérielles pour

7. Davantage de détails pour la description de cet algorithme sont fournis dans Nakajima & al., 2009, pp.20-24.

couvrir une période suffisante de données annuelles, de 1980 à 2015. S’agissant de la série du ratio surplus/déficits primaires sur PIB, elle a été extraite du fichier de Programmation Monétaire de la BEAC (1986-2015), notamment la ligne “*Solde budgétaire, base engagements hors dons en % du PIB*”. Elle a ensuite été complétée pour la période 1980-1985 à partir des statistiques reprises dans le document⁸ “Cameroun : Évolution économique, rétrospective et perspectives macroéconomiques à l’horizon 1995”.

En ce qui concerne le ratio dette sur PIB, ne disposant pas de la série sur la dette publique totale du Cameroun pour la période sous revue, l’option a été prise de considérer la dette extérieure totale. Cette dernière a toujours représentée une part très importante de la dette publique de ce pays. Le ratio dette sur PIB a ainsi été calculé à partir des séries “External debt stocks, total - DOD, current US\$” et “GDP at market prices - current US\$”, extraites toutes deux de la base de la Banque mondiale⁹, avec les codes **DT.DOD.DECT.CD** et **NY.GDP.MKTP.CD** respectivement, pour la période 1970-2014. L’observation pour 2015 de ce ratio a été tirée de la “Note de conjoncture trimestrielle de la dette publique du Cameroun n° 016”, publiée par la Caisse Autonome d’Amortissement en mai 2016, et disponible en ligne à l’adresse www.caa.cm/files/conjoncture_n_016_mars_2016.pdf, consultée le 14 juillet 2016, à 15 :00.

A propos des taux de croissance réelle des économies camerounaise et mondiale, les statistiques ont été obtenues dans la base données de la Banque mondiale sus citée, avec l’identifiant **NY.GDP.MKTP.KD.ZG**, sur la période 1966-2015.

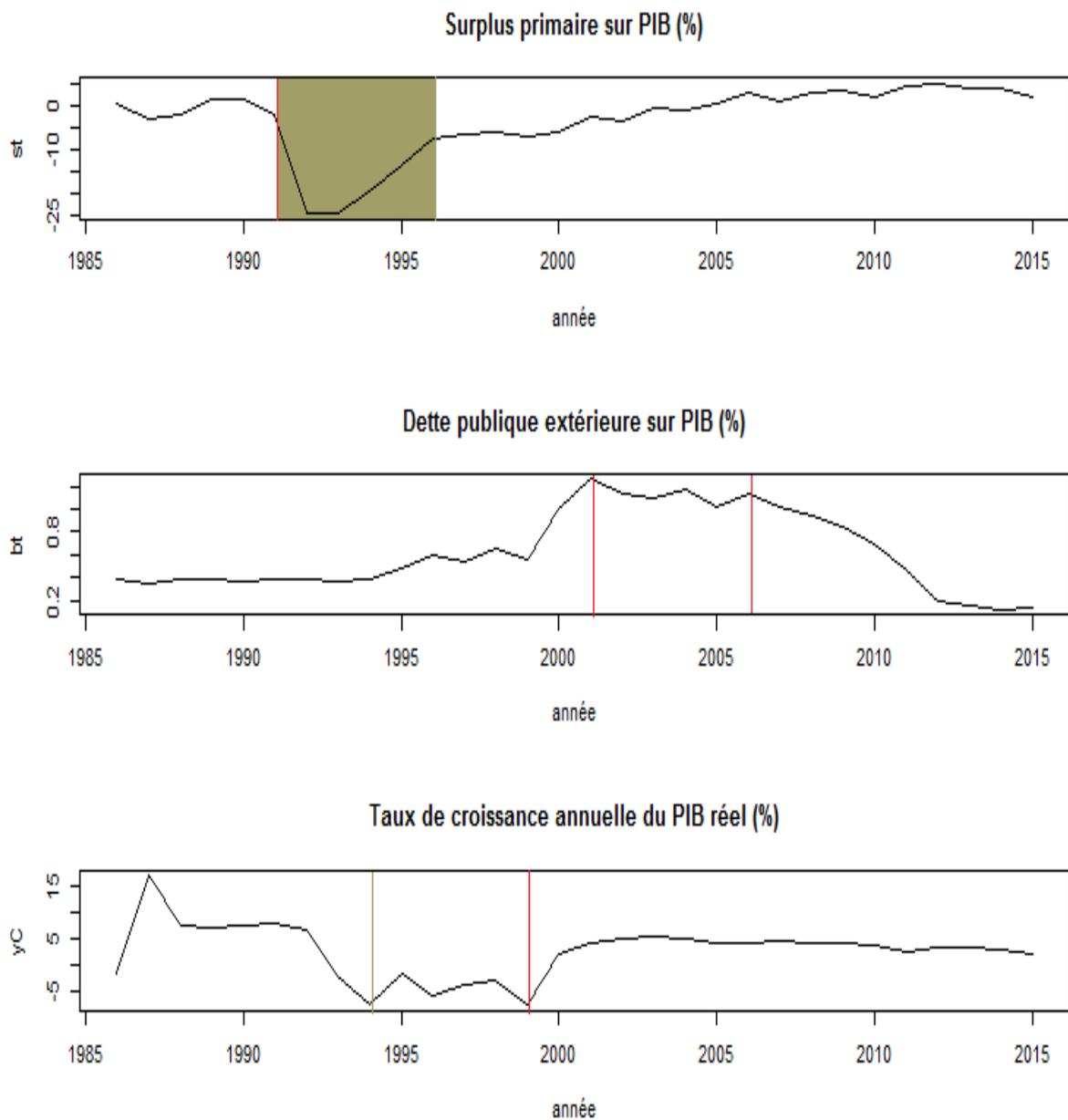
Pour ce qui est de l’indice de taux de change effectif réel du Franc CFA, il a été calculé comme une moyenne géométrique des indices des taux de change réels du Franc CFA par rapport aux principales devises composant la dette extérieure du Cameroun à partir de 1980, pondérés par la composition normalisée de ladite dette fournie par les séries “Currency composition of PPG debt (**DT.CUR.XXXX.ZS**)”. Elles ont été extraites des statistiques camerounaises sur le site de la Banque mondiale ; avec $XXXX \in \{DMAK, FFRC, JYEN, UKPS, SWFR, USDL\}$. Les taux de change nominaux historiques des différentes monnaies, à savoir le Deutsche Mark, le dollar US, la Livre Sterling, le Franc Français, le Franc Suisse et le Yen ont été collectés sur le portail fxtop.com.fr/historique-taux-de-change.php, consulté le 1^{er} juillet 2016, à 13 :39. Enfin, pour le niveau général des prix, les déflateurs du PIB des pays aux monnaies listées supra ont été extraits de la base de la Banque mondiale à la rubrique **NY.GDP.DEFL.ZS**.

8. Ce document est disponible en ligne, à l’adresse horizon.documentation.ird.fr/exl-doc/pleins_textes/divers10-09/010006191.pdf, consultée le 13 juillet 2016, à 10 :46.

9. Disponible à l’adresse databank.worldbank.org/data/reports.aspx?source=2&country=CMR ; laquelle a été consultée le 23 juin 2016.

Pour finir, l'indicateur du cycle des affaires a été obtenu comme la composante cyclique issue du double lissage, à l'aide du filtre de Hodrick-Prescott, de la série du PIB à prix constants de 2005 du Cameroun, tirée de la base de données de la Banque mondiale sur la période 1960-2014, à la rubrique **NY.GDP.MKTP.KD**. Elle a été complétée au moyen de l'estimation pour 2015, et des prévisions de croissance réelle du PIB de ce pays faites par la BEAC dans le cadre de l'exercice de Programmation Monétaire, sur la période 2016-2018, afin de résoudre les problèmes de queue d'échantillon inhérents à ce filtre.

FIGURE 1 – Représentation graphique des profils temporels des variables d'intérêt (τ_t , b_t , s_t) de 1986 à 2015



La représentation graphique des trois variables endogènes de notre analyse met en exergue les faits saillants ci-après. Le taux de croissance de l'économie camerounaise a connu deux plus bas, respectivement en 1994, année de la dévaluation du FCFA, intervenue en réponse notamment à la crise économique de la fin des années 1990, et 1999 avec les conséquences de la crise asiatique sur les exportations camerounaises de matières premières. Néanmoins, de 1986 à 1992, alors que le taux de croissance était structurellement positif, le pays n'a ni accumulé de surplus primaires, ni de déficits budgétaires, et son ratio dette publique extérieure sur PIB est resté stable autour de 40%. A partir de 1993 cependant, avec l'entrée du pays en récession jusqu'en 1999, les déficits primaires se sont fortement creusés et le taux d'endettement s'est considérablement accru, atteignant son plus-haut autour de 100% du PIB en 2001, année à partir de laquelle le pays a accédé à l'initiative PPTE. Cette accession marque aussi le début du retournement de la tendance de l'endettement du Cameroun qui a atteint le point d'achèvement en 2006, puis celui de l'IADM en 2008, lesquels ont eu pour incidence une réduction sensible du ratio dette sur PIB autour de 20% dès 2012. Sur la même période, en liaison avec la réalisation de la stratégie de réduction de la pauvreté et la croissance qui a accompagné les deux initiatives de réduction de la dette bilatérale et multilatérale, le pays a retrouvé un sentier de croissance stable autour de 5% par an et des finances publiques sans déficit à partir de 2001.

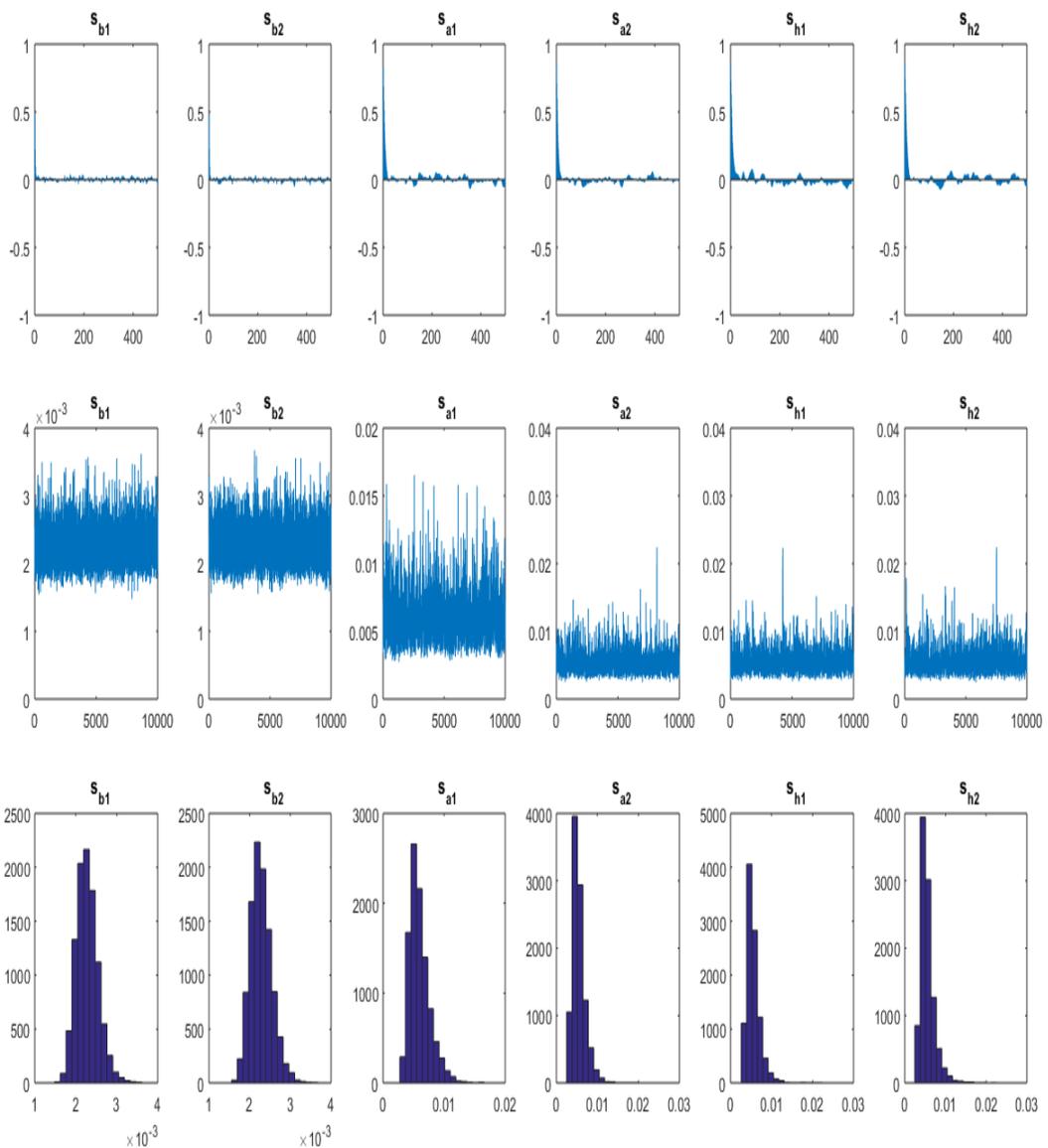
4 Résultats d'estimation et test de soutenabilité de la dette

L'estimation du modèle SVAR à paramètres variables proposé dans le cadre méthodologique, à l'aide du package **"TVP-VAR"** de Nakajima (2013), a nécessité quelques restrictions, eu égard à la profusion des paramètres face à un échantillon de très faible taille (seulement 35 observations par série). Ainsi, la matrice A_t des effets contemporains dans le VAR structurel a été choisie triangulaire inférieure pour le vecteur des endogènes $(\tau_t, b_t, s_t)'$. De plus, l'effet des variables exogènes décrivant le cycle des affaires (Λ_t), le taux de croissance de l'économie mondiale (τ_t^*) et le taux de change effectif réel (q_t) n'a pu être estimé pour les mêmes raisons sur le nombre important de paramètres en présence d'un petit échantillon. Toujours dans la préservation des degrés de liberté, le vecteur des constantes a également été ôté du modèle et les matrices de variance-covariance des paramètres ont été supposées diagonales.

Compte tenu de toutes les restrictions opérées précédemment, il a été estimé un modèle VAR structurel (SVAR) à un retard et paramètres variables, avec volatilité stochastique, pour le vecteur de variables endogènes comprenant le taux de croissance réelle (τ_t) et les ratios dette sur PIB (b_t) et surplus primaires sur PIB (s_t).

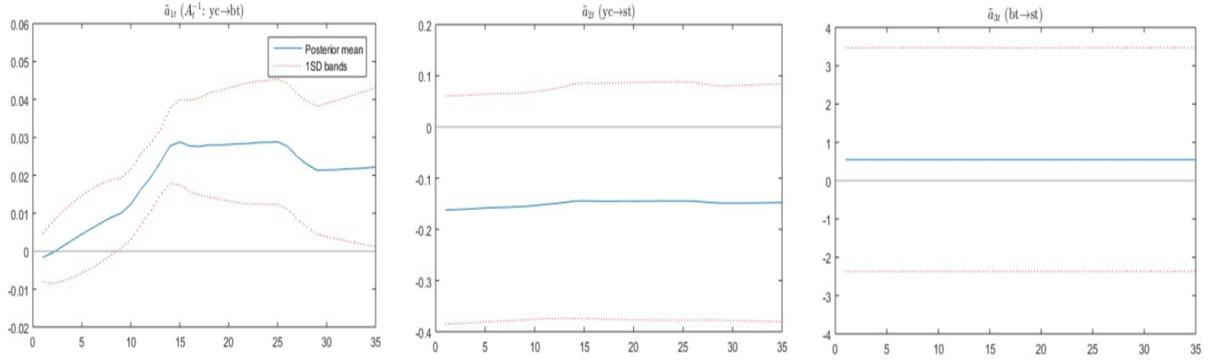
La figure 2 ci-dessous exhibe les fonctions d'autocorrélation, les trajectoires échantillonnées et les densités a posteriori des paramètres de volatilité stochastique du modèle. Il ressort de l'examen de celles-ci que les autocorrélations chutent très rapidement. Cela traduirait une quasi-absence d'autocorrélation des erreurs. De plus, les trajectoires échantillonnées paraissent très stables autour de valeurs moyennes constantes respectivement. Cela augurerait de la non significativité de la volatilité stochastique des résidus du modèle.

FIGURE 2 – Résultats d'estimation des paramètres de volatilité stochastique du modèle



Note : autocorrélations d'échantillonnage (haut), trajectoires échantillonnées (milieu), densités a posteriori (bas).

FIGURE 4 – Moyennes a posteriori et intervalles de crédibilité à un écart-type de a_t



La figure 4 décrit les trajectoires estimées des moyennes a posteriori des trois éléments¹¹ non nuls dans la matrice A_t^{-1} , notés \tilde{a}_{it} , lesquels, basés sur une identification récursive ainsi que le précise Nakajima (2011), indiquent l’amplitude des effets contemporains d’un choc structurel unitaire sur les différentes variables. Ainsi, la réaction du ratio dette sur PIB suite à un choc structurel unitaire sur le taux de croissance ($\tau \rightarrow b$), décrite par \tilde{a}_{1t} , de négative en tout début de période d’observation, devient très rapidement positive dès 1982. Elle est fortement croissante jusqu’en 1994, année de la dévaluation nominale du franc CFA, avant de se stabiliser autour de 3% entre 1995 et 2005, puis à 2% de 2010 à 2015. D’un point de vue théorique, cette évolution traduirait le fait qu’en relation avec un accroissement de ses revenus réels, l’autorité budgétaire dont la qualité de signature s’améliore a eu tendance à augmenter son endettement.

Suite à ce même choc structurel unitaire cependant, la réaction contemporaine du ratio surplus primaires sur PIB ($\tau \rightarrow s$), matérialisée par \tilde{a}_{2t} , quoique légèrement croissante, demeure cependant négative entre -0.2 et -0.1 sur toute la période d’observation. Cela signifierait que l’autorité budgétaire camerounaise n’aurait pas généré suffisamment de surplus primaires du fait d’un accroissement plus que proportionnel de ses dépenses publiques comparativement au recouvrement de ses recettes entre 1980 et 2015.

S’agissant enfin de la réaction contemporaine du ratio surplus primaires sur PIB suite à un choc structurel sur le ratio dette publique sur PIB ($b \rightarrow s$), traduite par \tilde{a}_{3t} , elle reste positive et

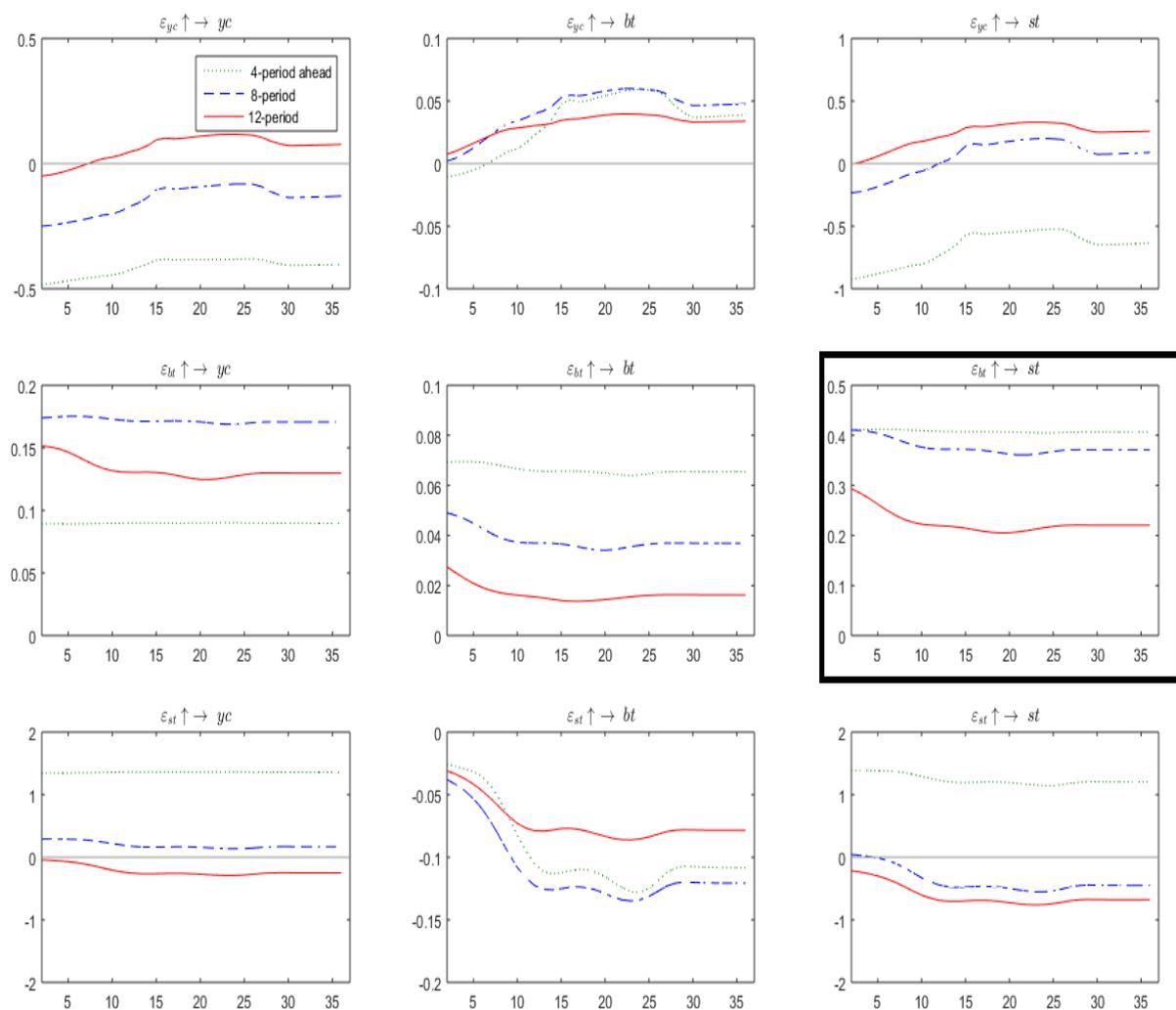
11. En liaison avec les restrictions imposées au modèle d’intérêt dont les résultats d’estimation sont présentés dans cette section, il convient de rappeler que celui-ci s’écrit explicitement tel que :

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a_{1t} & 1 & 0 \\ a_{2t} & a_{3t} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \tau_t \\ b_t \\ s_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_{11}^t & c_{12}^t & c_{13}^t \\ c_{21}^t & c_{22}^t & c_{32}^t \\ c_{31}^t & c_{32}^t & c_{33}^t \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \tau_{t-1} \\ b_{t-1} \\ s_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_t^s \\ u_t^b \\ u_t^\tau \end{pmatrix} \quad (16)$$

Cette présentation permet de voir rapidement la correspondance des paramètres avec les notations utilisées dans les estimations, notamment pour les éléments de la matrice A_t .

constante sur la période d'observation, quoique très faible, avec \tilde{a}_{3t} entre 0 et 1. Cette évolution caractériserait une dette publique extérieure soutenable pour l'Etat du Cameroun, en référence au critère de Bohn (1998). En ce qui nous concerne dans ce papier, le fait que la moyenne a posteriori estimée de la réaction du ratio surplus primaires sur PIB à un accroissement du ratio dette sur PIB soit constante et positive a principalement pour implication la satisfaction de la condition (13) de soutenabilité de la dette publique extérieure fournie par Greiner (2011). En effet, $\lim_{t \rightarrow \infty} \int_0^t \kappa_\mu d\mu = \lim_{\mu \rightarrow \infty} \int_0^\mu \tilde{a}_{3t} dt = cte \times \lim_{t \rightarrow \infty} \int_0^t dt = +\infty$. Il peut alors en être déduit que les observations faites sur la période 1980-2015 ne suffisent pas pour rejeter l'hypothèse nulle de soutenabilité de la dette publique du Cameroun. En d'autres termes, la dette publique du Cameroun serait soutenable si la dynamique actuellement observée dans son évolution se maintenait dans le futur.

FIGURE 5 – Représentation des impulsions-réponses moyennes estimées a posteriori à partir du modèle TVP-SVAR pour le jeu de variables endogènes (τ_t, b_t, s_t) respectivement aux horizons 4, 8 et 12 ans



Dans une démarche cette fois prospective hors-échantillon, les résultats d'estimation des impulsions-réponses moyennes a posteriori, temporellement variables, aux horizons de 4, 8 et 12 ans, confirment la conclusion de la soutenabilité à moyen et long terme de la dette publique extérieure du Cameroun. Ce constat est illustré sur la figure 5 ci-dessus, notamment le sous-graphique « $\varepsilon_{bt} \uparrow \rightarrow s_t$ ».

Au stade actuel de la réflexion, et dans la mesure où le modèle TVP-SVAR a délivré comme principal résultat la constance de la moyenne a posteriori de l'effet simultané de b_t sur s_t , il a été procédé à l'estimation du modèle SVAR de type "A-model". La présentation de ce modèle repose sur la spécification de Kumar & Paradiso (2011), entre autres. Bien qu'elle paraisse restrictive, cette démarche vise notamment à challenger les résultats précédents lorsque l'hypothèse de variabilité temporelle des paramètres est levée. Pour ce faire, compte tenu de la faiblesse des degrés de liberté, les co-variables exogènes ont été une fois encore ignorées. Les résultats obtenus de l'estimation de ce modèle sur *JMulti 4* sont résumés dans la table 2 reprise en annexe, pour le vecteur de variables endogènes (τ , b , s).

Sans surprise, les résultats d'estimation de ce modèle à paramètres constants sans volatilité stochastique des résidus confirment la positivité de la réaction contemporaine du ratio surplus primaires sur PIB, de l'ordre de 0.6159 (c'est l'opposé du terme a_{23} dans la matrice A estimée), à une variation soudaine du ratio dette sur PIB. Les fonctions impulsions-réponses et les multiplicateurs dynamiques cumulés illustrent cette positivité sur un horizon de plus de 25 ans. En effet, d'après la fonction impulsion-réponse du ratio surplus primaires sur PIB suite à un choc unitaire non anticipé sur le ratio dette sur PIB, telle que représentée sur la figure 6 (sous-graphique « 32 »), cette première variable réagit positivement, de l'ordre de 0.2 la première année, avant de sur-réagir progressivement pour atteindre une amplitude maximale d'environ 1.4 à la 10^{ème} année, puis de revenir progressivement vers son niveau d'équilibre au bout de 30 ans.

Au regard du multiplicateur dynamique cumulé correspondant, repris graphiquement sur la figure 7, la réaction totale du ratio surplus primaires sur PIB à ce choc unitaire s'élève graduellement pour plafonner autour de 20 à très long terme (au-delà de 25 ans). En définitive, les estimations faites à partir du modèle VAR structurel de type "A-model" sur la période 1980-2015, à l'instar des résultats du modèle à paramètres variables TVP-SVAR précédent, ne suffisent pas pour rejeter l'hypothèse de soutenabilité à long terme de la dette publique extérieure actuelle du Cameroun, au sens aussi bien de Bohn (1998) que de Greiner (2011).

FIGURE 6 – Représentation des impulsions-réponses estimées à partir du SVAR de type “A-model” pour le jeu de variables endogènes (τ_t, b_t, s_t)

JMulti Wed Aug 10 09:39:48 2016

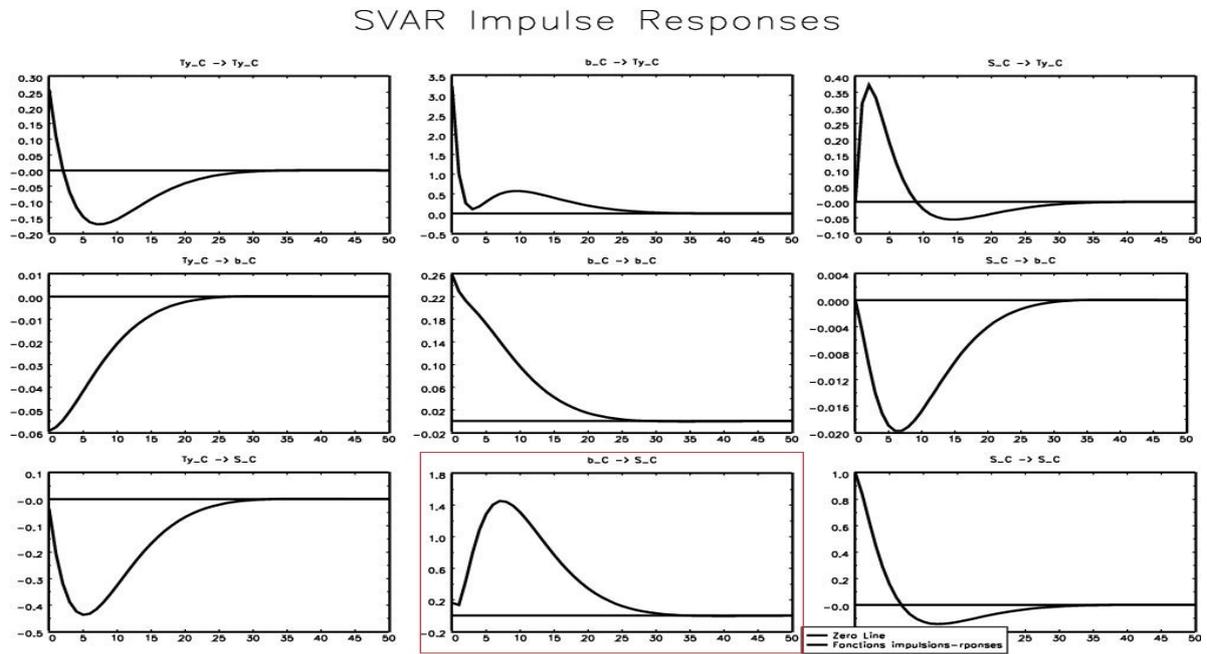
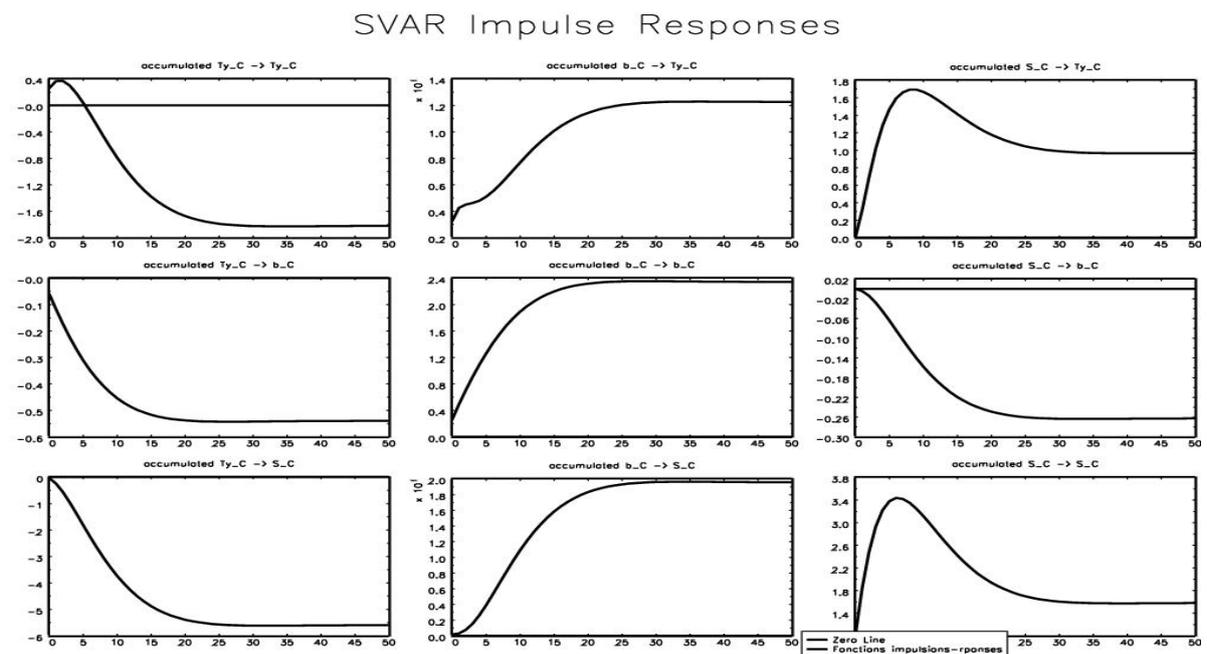


FIGURE 7 – Représentation des multiplicateurs dynamiques cumulés des réponses impulsionnelles estimées à partir du SVAR de type “A-model” pour les variables (τ_t, b_t, s_t)

JMulti Wed Aug 10 09:41:08 2016



L'analyse à terme de la décomposition de la variance totale de l'erreur de prévision (FEVD) pour les variables endogènes, suite à différents types de chocs affectant l'économie camerounaise, fournit également des enseignements sur la soutenabilité de la dette publique extérieure du Gouvernement. Ainsi, d'après les résultats d'estimation repris dans la table 3 en annexe, 99% de la variabilité du taux de croissance du Cameroun à court terme serait imputable à des chocs sur sa dette publique extérieure. Celle-ci décroît très faiblement pour s'établir à 95% dès la sixième année, et ce jusqu'à très long terme, contre seulement 2% pour les chocs de croissance et 3% pour ceux sur les surplus primaires. Ce résultat traduirait une très forte dépendance de la croissance économique de ce pays à l'endettement extérieur ; un résultat assez vraisemblable au regard de ses besoins structurels d'investissement élevés que l'épargne domestique ne peut totalement couvrir.

En ce qui concerne la variance totale de l'erreur de prévision à terme du ratio dette extérieure sur PIB, 94% de celle-ci serait liée à des chocs propres sur la dette extérieure, contre 5% à des chocs sur la croissance économique et 1% aux chocs sur les surplus primaires. Ce résultat indiquerait que la variabilité de la dette publique extérieure du Cameroun est essentiellement due aux perspectives et plan d'endettement extérieur du pays.

S'agissant enfin de la variance totale de l'erreur de prévision des surplus primaires, 97% de celle-ci serait imputable à des chocs propres sur les surplus primaires à très court terme. Cette part se réduit rapidement autour de 85% à moyen terme, puis s'établit à 11% à très long terme (à partir de la 15^{ème} année). En revanche, la contribution de la dette publique extérieure à cette variance totale évolue en sens inverse ; de 2% à court terme, elle progresse très rapidement à moyen terme autour de 9%, avant de se stabiliser à 82% à long terme, dès la 17^{ème} année. La part résiduelle de la variance totale de l'erreur de prévision de ces surplus primaires, soit 7%, serait le fait des chocs sur la croissance économique. Il ressort de cette dernière analyse que la soutenabilité de la dette publique extérieure du Cameroun, matérialisée par la relation fonctionnelle positive entre les surplus primaires et la dette extérieure, serait fortement tributaire du désir du Gouvernement de lisser l'évolution de sa dette, mais très faiblement de ses performances économiques ; l'essentiel de la richesse générée dans l'économie étant consacrée au remboursement des engagements au titre de la dette extérieure. Cela soulève ainsi des questions sur l'efficacité des investissements publics financés par des emprunts extérieurs, en termes de retombées macroéconomiques, ou en d'autres termes, des insuffisances plausibles en matière de sélection des investissements par rapport à leur rentabilité supposée. L'analyse des fonctions de réponses impulsionnelles de la figure 6 a d'ailleurs illustré effectivement la très faible contribution des chocs positifs sur la dette publique extérieure à la croissance économique au Cameroun, dont l'effet cumulé à long terme ne

dépasse pas 1.2 de croissance, en réponse à un choc unitaire d'endettement public extérieur. Cette évolution, si elle n'est pas inversée pourrait accroître les risques de surendettement extérieur du pays, malgré les résultats actuels plutôt positifs sur le caractère soutenable de la dette actuelle.

Conclusion

Dans un contexte économique national marqué par la chute brutale et durable des cours des matières premières exportées, l'effondrement des cours internationaux du pétrole et les perturbations sécuritaires dans sa partie septentrionale, le Cameroun a enregistré une baisse drastique de ses ressources budgétaires. Dans le même temps, son gouvernement est engagé dans de vastes chantiers d'infrastructures, en vue de « l'émergence économique » en 2035. Face à ses projets d'envergure et à une épargne domestique insuffisante, la dette publique extérieure du pays s'est fortement accrue, tout en demeurant suffisamment dans des proportions éloignées du seuil de 70% du PIB prescrit dans le dispositif rénové de la Surveillance multilatérale. Néanmoins, l'accélération récente du taux d'endettement du pays (de 23.4% à 25.6% du PIB entre juin et décembre 2015) couplée à des perspectives pas trop reluisantes, a suscité des inquiétudes au FMI. Celui-ci a d'ailleurs réévalué le risque de viabilité de la dette camerounaise, qui est passé de « *faible* » à *modéré* », depuis le 31 décembre 2015.

Dans la mesure où la politique budgétaire de la plus grande économie de l'Union Monétaire de l'Afrique Centrale (UMAC) exerce des externalités certaines sur la conduite de la politique monétaire commune par la BEAC, notre objectif dans ce papier était de procéder à une analyse empirique de la soutenabilité à terme de la dette publique extérieure du Cameroun. Pour ce faire, il a été retenu l'approche proposée par Greiner (2011), qui s'appuie sur l'existence d'une fonction de réaction positive du ratio surplus primaires sur PIB par rapport au ratio dette sur PIB. L'hypothèse de soutenabilité de la dette formulée par Greiner stipule que, *lorsque la limite supérieure du ratio surplus primaires sur PIB n'est pas atteinte, la dette est soutenable, si le ratio des surplus primaires au PIB est une fonction positive du ratio dette sur PIB, dont le coefficient est en moyenne positif et de somme infinie quand l'horizon de projection devient infini*. A partir d'un modèle vectoriel autorégressif structurel à paramètres temporellement variables (TVP-SVAR) inspiré d'une version à paramètres constants spécifiée par Kumar & Paradiso (2011), nous avons bâti une stratégie de test visant à vérifier la validité de cette hypothèse. Les données utilisées à cette fin ont été celles des séries camerounaises des ratios dette sur PIB et surplus primaires sur PIB et du taux de croissance de l'économie, sur la période 1980-2015.

Sur la base des estimations faites à l'aide de l'algorithme et du code Matlab correspondant fournis par Nakajima (2013), il est ressorti que les observations faites ne suffisent pas pour ne pas rejeter l'hypothèse nulle d'absence de soutenabilité de la dette publique extérieure du Cameroun à très long terme, aussi bien au sens de Greiner (2011), qu'au sens de Bohn (1998). En effet, les résultats d'estimation des modèles « TVP-SVAR » et « SVAR » de type *A-model* (estimé à la suite du précédent compte tenu de l'absence de volatilité stochastique des résidus de la constance des principaux paramètres estimés de modèle) ont délivré le verdict selon lequel les surplus primaires, en pourcentage du PIB, dépendent positivement du ratio dette sur PIB au Cameroun, et que cette relation devrait se perpétuer à très long terme. Ce résultat, également confirmé par les analyses des fonctions impulsions-réponses et de décomposition de la variance totale de l'erreur de prévision des variables d'intérêt sur des horizons futurs lointains (plus de 20 ans), devrait quelque peu tempérer les inquiétudes quant au risque de surendettement extérieur imminent du Cameroun.

A ce propos, la fonction de réaction budgétaire du Gouvernement estimée dans ce papier servirait d'outil d'analyse pour déterminer le niveau prévisionnel des surplus primaires compatibles avec un accroissement soutenable de la dette publique extérieure du pays. C'est en ce sens qu'il doit néanmoins être souligné que la soutenabilité de la dette publique extérieure n'est pas définitivement acquise pour autant, et le gouvernement du Cameroun se doit de veiller continuellement à la validité de cette fonction de réaction budgétaire à chaque instant, de façon à s'en assurer avant tout nouvel endettement aussi bien intérieur qu'extérieur, en fonction de sa capacité à générer des surplus primaires nécessaires.

En dernière analyse, il convient de souligner que compte tenu de la faible taille de l'échantillon utilisé dans ce papier, il ne nous a pas été possible d'estimer le modèle TVP-SVAR avec les covariables exogènes, à savoir le taux de croissance réelle de l'économie mondiale, le taux de change effectif réel du FCFA et un indicateur du cycle des affaires, ainsi que formulé dans le cadre théorique. Par conséquent, en prenant appui sur le résultat enregistré de l'absence de volatilité stochastique et de variabilité temporelle des principaux paramètres de ce modèle, nous retenons comme piste future de recherche, l'analyse de la soutenabilité de la dette extérieure du Cameroun à l'aide d'un modèle SVAR-X, en reprenant la même base de données. Cette spécification permettra de rendre notamment compte de l'effet éventuel de la prise en compte de ces facteurs sur le pronostic de soutenabilité de la dette publique extérieure du Cameroun. Enfin, pour une analyse complète de la soutenabilité de la dette publique totale du Cameroun, l'évolution et le niveau de la dette publique intérieure mériteraient aussi d'être abordés. Cela n'a pas été possible dans ce papier eu égard au manque de données sur la dette intérieure.-

Références

- Afonso, A. (2005). Fiscal Sustainability : The Unpleasant European Case. *FinanzArchiv, Public Finance Analysis* 61(1), 19–44.
- Amani, H. K. R. (2004). *Long-term debt sustainability in low-income countries : The HIPC initiative Revisited*, Chapter 2- Long-term debt sustainability in developing countries, pp. 11–24. Commonwealth Secretariat, London.
- Amisano, G. & C. Giannini (1997). *Topics in Structural VAR Econometrics*. Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 181 pages.
- Andrews, R. L. (1994). Forecasting performance of structural time series. *Journal of Business and Economic Statistics* 12, 129–133.
- Bai, J. & P. Perron (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics* 18(1), 1–22.
- Bajo-Rubio, O., C. Diaz-Roldan, & V. Esteve (2008). Us deficit sustainability revisited : A multiple structural change approach. *Applied Economics, Taylor & Francis Journals* 40(12), 1609–1613.
- Beveridge, S. & C. R. Nelson (1981). A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of 'business cycle'. *Journal of Monetary Economics* 7, 151–174, North–Holland Publishing Company.
- Bhargava, A. (1986). On the theory of testing for unit root in observed time series. *Review of Economic Studies* 53, 369–384.
- Bohn, H. (1995). The sustainability of budget deficits in a stochastic economy. *Journal of Money, Credit, and Banking* 27(1), 257–271, February.
- Bohn, H. (1998). The behavior of u.s. public debt and deficits. *The Quarterly Journal of Economics* 113(3), 949–963, August.
- Bohn, H. (2008). The sustainability of fiscal policy in the united states. In R. Neck & J.-E. Sturm (Eds.), *Sustainability of public debt*, CESifo Seminar Series. The MIT Press, Cambridge Massachussets.
- Box, G. E. & G. M. Jenkins (1976). *Time Series Analysis : Forecasting and Control*. Revised edition, San Francisco : Holden-Day, 575 pages.
- Caliari, A. (2006). Le nouveau cadre de viabilité de la dette de la banque mondiale et du fmi : une évaluation à la lumière des impératifs de développement humain. *Document de travail de la CIDSE*.
- Canzoneri, M., R. E. Cumby, & B. Diba (2001). Is the price level determined by the needs of fiscal solvency? *American Economic Review* 91, 1221–1238.
- Carter, C. & R. Kohn (1994). On gibbs sampling for state space models. *Biometrika* 81, 541–553.

- Casadio, P., A. Paradiso, & B. B. Rao (2011). The dynamics of italian public debt : Alternative path for fiscal consolidation. *Applied Economics Letters, Taylor & Francis Journal* 19(7), 635–639, May.
- CAVD (2016). Rapport final de l’analyse de viabilité de la dette extérieure et publique du cameroun au 31 décembre 2015. Technical report, Ministère des Finances (MINFI), Comité d’Analyse de Viabilité de la Dette.
- Chan, J. C. & E. Eisenstat (2012). Marginal likelihood estimation with the cross-entropy method. *CAMA Working Paper No. 18/2012*.
- CNDP (2016). Document de stratégie d’endettement public et de gestion de la dette publique 2017 : Stratégie d’endettement à moyen terme 2017-2019. Loi de finances 2017, Ministère des Finances (MINFI), Comité National de la dette publique.
- DeJong, P. & N. Shephard (1995). The simulation smoother for time series models. *Biometrika* 82, 339–350.
- Dickey, D. A. & W. A. Fuller (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. *Journal of the American Statistical Association* (74), 427–431, june.
- Djoufelkit-Cottenet, H. & M. Raffinot (2008). Viabilité de la dette des pays à faible revenu dans une perspective de réendettement post-allègements de dette. *Document de travail* (75), Agence Française de Développement, décembre.
- Downes, A. & H. Leon (1987). Testing for unit root : An empirical investigation. *Economics Letters* 24, 231–235.
- Durbin, J. & S. Koopman (2001). *Time Series Analysis by State Space Methods*. Oxford University Press.
- Durbin, J. & S. Koopman (2002). A simple and efficient simulation smoother for state space time series analysis. *Biometrika* 89, 603–616.
- Favero, C. A. & M. Marcellino (2005). Model and forecasting fiscal variables for the euro area. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 67, 755–783.
- Flood, R. P. & P. M. Garber (1980). Market fundamentals versus price level bubbles : The first tests. *Journal of Political Economy* (88), 745–770, August.
- Frühwirth-Schnatter, S. & H. Wagner (2010). Stochastic model specification search for gaussian and partial non-gaussian state space models. *Journal of Econometrics* 154, 85–100.
- Fruehwirth-Schnatter, S. (1994). Data augmentation and dynamic linear models. *Journal of Time Series Analysis* 15, 183–202.
- Gabriel, V. J. & P. Sangduan (2011). Assessing fiscal sustainability subject to policy change : A markov switching cointegration approach. *Empirical Economics*, 1–15.

- Geweke, J. (1992). Evaluating the accuracy of sampling-based approaches to the calculation of posterior moments. In J. M. B. . al. (Ed.), *Bayesian statistics*, Number 4, pp. 169–188. New York ; Oxford University Press.
- Greiner, A. (2011). Sustainability of public debt. some theoretical considerations. *Economics Bulletin* 31, 3311–3319.
- Greiner, A., U. Köller, & W. Semmler (2007). Debt sustainability in the european monetary union : Theory and empirical evidence for selected countries. *Oxford Economic Papers* 59, 194–218.
- Hakkio, C. G. & M. Rush (1991). Is the budget deficit too big? *Economic Inquiry* XXIX, 429–445, July.
- Hamilton, J. D. & M. A. Flavin (1986). On the limitations of government borrowing : A framework for empirical testing. *The American Economic Review* 76(4), 808–819, September.
- Hasko, H. (2007). Public debt dynamics in selected oecd countries : The role of fiscal stabilization and monetary policy. In S. sponsored by the Bank of Italy (Ed.), *Fiscal Policy : Current issues and challenges*.
- Haug, A. A. (1991). Cointegration and government borrowing constraints : Evidence for the united states. *Journal of Business and Economic Statistics* 9(1), 97–101, January.
- Keynes, J. M. (1923). A tract on monetary reform. In . Macmillan (Ed.), *The Collected Writings of John Maynard Keynes*, Volume IV. Keynes J. (Ed).
- Koop, G. (2011). Forecasting with medium and large bayesian vars. *Journal of Applied Econometrics*, first published online 2011.
- Koop, G. & D. Korobilis (2010). Bayesian multivariate time series methods for empirical macroeconomics. *Department of Economics*, University of Strathclyde.
- Kraay, A. & V. Nehru (2006). When is external debt sustainable? *World Bank Economic Review* 20(3), 341–365, August.
- Kremers, J. M. (1988). Long-run limits on the u.s. federal debt. *Economic Letters*, 259–262.
- Kumar, S. & A. Paradiso (2011). Assessing sustainability of the irish public debt. *MPRA Paper No. 35295*, Munic Personal RePEc Archive, December 5.
- Mathar, N. (2012). Analyse critique de la méthode classique d'évaluation de la soutenabilité de la dette extérieure dans les pays pauvres. *Document de travail*, Direction Générale des Etudes et des Relations Internationales, Décembre.
- Nakajima, J. (2011). Time-varying parameter var model with stochastic volatility : An overview of methodology and empirical applications. *Monetary and Economic Studies* 29, 107–142.
- Nakajima, J. (2013). Time-varying parameter var model using tvp-var package. *Package*, September 1.

- Nakajima, J., M. Kasuya, & T. Watanabe (2009). Bayesian analysis of time-varying parameter vector autoregressive model for Japanese economy and monetary policy. *Discussion Paper No. 2009-E-13*, IMES Discussion Paper Series.
- Ngwa-Edielle, J. T. (2006). Testing fiscal sustainability in Cameroon : Approach of Bohn (1998). *MPRA Paper No. 9738*, December.
- Patillo, C., H. Poirson, & L. A. Ricci (2002). External debt and growth. *Finance and Development* 39(2), April.
- Patillo, C., H. Poirson, & L. A. Ricci (2004). What are the channels through which external debt affects growth? *IMF Working Paper*, January.
- Perron, P. (1990). Testing for a unit root in a time series with a changing mean. *Journal of Business & Economic Statistics, American Statistical Association* 8(2), 153–162, April.
- Primiceri, G. (2005). Time-varying structural vector autoregressions and monetary policy. *Review of Economic Studies* 72, 821–852.
- Quintos, C. E. (1995). Sustainability of the deficit process with structural shifts. *Journal of Business & Economic Statistics* 13(4), 409–417, October.
- Quintos, C. E. (1997). Stability test in error-correction models. *Journal of Econometrics* 82, 289–315.
- Shephard, N. & M. K. Pitt (1997). Likelihood analysis of non-gaussian measurement time series. *Biometrika* 84(3), 653–667, September.
- Smith, G. W. & S. E. Zin (1988, May). Testing a government present-value borrowing constraint. Queen's University.
- Sungwon, C. (2012). Optimal level of sovereign debt and optimal structure of firms. *KCMI Capital Market Opinion*, March.
- Tanner, E. & P. Liu (1994). Is the budget deficit “too large”? some further evidence. *Economic Inquiry* 32(3), 511–518.
- Trehan, B. & C. E. Walsh (1991). Testing intertemporal budget constraints : Theory and applications to U.S. federal budget and current account deficits. *Journal of Money, Credit, and Banking* 23(2), 206–223, May.
- Velinov, A. (2014). Assessing the sustainability of government debt - on the different states of the debt/gdp process. *Discussion Papers 1359*, DIW Berlin, January.
- Watanabe, T. & Y. Omori (2004). A multi-move sample for estimating non-gaussian time series models : Comment on Shephard and Pitt (1997). *Biometrika* 91(1), 246–248, March.

Wilcox, D. (1989). The sustainability of government deficits : Implications of the present-value borrowing constraint. *Journal Journal of Money, Credit and Banking* 21(3), 291–306, August.

Zivot, E. & D. W. K. Andrews (1992). Further evidence on the great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics* 10(10), 251–270.

Annexes

TABLE 2 – Résultats d’estimation du “A-model” VAR structurel sous JMULTi 4

```

*** Mon, 29 Aug 2016 09 :06 :00 ***

This is a A-model

Step 1 :
Obtaining starting values from decomposition of correlation matrix...
Iterations needed for correlation matrix decomposition : 29.0000
Vector of rescaled starting values :
0.0000
-2.3079
-0.1385

Step 2 :
Structural VAR Estimation Results
ML Estimation, Scoring Algorithm (see Amisano & Giannini (1997))
Convergence after 96 iterations
Log Likelihood : -5.1393
Structural VAR is over-identified with 3.0000 degrees of freedom
LR Test :  $\chi^2(3.0000)$  : -139.2645          Prob : -1.0000

Estimated A matrix :
1.0000          -12.5008          0.0000
0.2296           1.0000          0.0000
0.0000          -0.6159          1.0000

Estimated standard errors for A matrix :
0.0000           0.6230          0.0000
0.0370           0.0000          0.0000
0.0000           0.6375          0.0000

A-1B
0.2584           3.2305          0.0000
-0.0593          0.2584          0.0000
-0.0365          0.1592          1.0000

Σu × 100
1050.2707        81.9493          50.4716
81.9493           7.0301          4.3298
50.4716           4.3298         102.6666

end of ML estimation

```

TABLE 3 – Décomposition de la variance totale de l’erreur de prévision des variables d’intérêt du modèle

*** Wed, 7 Sep2016 09 :03 :43 ***

SVAR Forecast Error Variance Decomposition

Proportions of forecast error in “ τ_t ”
accounted for by :

| Forecast horizon | τ_t | b_t | s_t |
|------------------|----------|-------|-------|
| 1 | 0.01 | 0.99 | 0.00 |
| 2 | 0.01 | 0.98 | 0.01 |
| 3 | 0.01 | 0.97 | 0.02 |
| 4 | 0.01 | 0.96 | 0.03 |
| 5 | 0.01 | 0.95 | 0.03 |
| 6 | 0.01 | 0.95 | 0.04 |
| 7 | 0.01 | 0.95 | 0.04 |
| 8 | 0.01 | 0.95 | 0.04 |
| 9 | 0.01 | 0.95 | 0.04 |
| 10 | 0.02 | 0.95 | 0.04 |
| 20 | 0.02 | 0.95 | 0.03 |
| ∞ | 0.02 | 0.95 | 0.03 |

Proportions of forecast error in “ b_t ”
accounted for by :

| Forecast horizon | τ_t | b_t | s_t |
|------------------|----------|-------|-------|
| 1 | 0.05 | 0.95 | 0.00 |
| 2 | 0.05 | 0.95 | 0.00 |
| 3 | 0.06 | 0.94 | 0.00 |
| 4 | 0.06 | 0.94 | 0.00 |
| 5 | 0.06 | 0.94 | 0.00 |
| 6 | 0.06 | 0.94 | 0.00 |
| 7 | 0.06 | 0.94 | 0.00 |
| 8 | 0.06 | 0.94 | 0.01 |
| 9 | 0.06 | 0.94 | 0.01 |
| 10 | 0.06 | 0.94 | 0.01 |
| 20 | 0.05 | 0.94 | 0.01 |
| ∞ | 0.05 | 0.94 | 0.01 |

Proportions of forecast error in “ s_t ”
accounted for by :

| Forecast horizon | τ_t | b_t | s_t |
|------------------|----------|-------|-------|
| 1 | 0.00 | 0.02 | 0.97 |
| 2 | 0.02 | 0.02 | 0.95 |
| 3 | 0.06 | 0.09 | 0.85 |
| 4 | 0.09 | 0.25 | 0.67 |
| 5 | 0.10 | 0.41 | 0.49 |
| 6 | 0.10 | 0.54 | 0.36 |
| 7 | 0.10 | 0.63 | 0.27 |
| 8 | 0.09 | 0.69 | 0.22 |
| 9 | 0.09 | 0.73 | 0.18 |
| 10 | 0.08 | 0.76 | 0.16 |
| 20 | 0.07 | 0.82 | 0.11 |
| ∞ | 0.07 | 0.82 | 0.11 |