

# MPRA

Munich Personal RePEc Archive

## **Testing Fiscal sustainability in Cameroon : Approach of Bohn (1998)**

Ngwa Edielle, T. H. Jackson

ISSEA

December 2006

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/9738/>  
MPRA Paper No. 9738, posted 27 Jul 2008 09:01 UTC

# TESTING FISCAL SUSTAINABILITY IN CAMEROON: APPROACH OF BOHN (1998).

Ngwa Edielle Thierry Herve Jackson\*

*DEA en Sciences Economiques*

*Ingénieur Statisticien Economiste*

**Email** : edielle\_jackson@yahoo.fr

## ABSTRACT

In this paper, we test sustainability of Cameroon's fiscal policy using the approach developed by Bohn (1998). We apply non parametric and semi-parametric regressions with time depending coefficients to estimate fiscal policy reaction function in Cameroon between 1975 and 2005. We find out that the response of primary surplus to GDP is a concave positive function of the debt-GDP ratio. Further, our estimates show that fiscal policy reaction coefficient has been significantly positive between 1975 and 2005. However, there is a negative trend in that coefficient which becomes positive after the year 1993.

**Keywords:** Fiscal sustainability, reaction function, non parametric estimation, time varying coefficients.

**JEL N° :**

## RESUME

L'objet de ce papier est de tester la soutenabilité des finances publiques au Cameroun à travers l'approche de Bohn (1998). Les régressions paramétriques et semi-paramétriques avec des coefficients variant en fonction du temps sont utilisées pour estimer la fonction de réaction de la politique fiscale du Cameroun entre 1975 et 2005. Les estimations montrent que la réaction du ratio surplus primaire sur PIB est une fonction croissante concave du ratio dette sur PIB. De plus, le coefficient de réaction de la politique fiscale est significativement positif sur la période considérée. Par contre une tendance négative est observée dans l'évolution du coefficient de réaction jusqu'en 1993, marquant la détérioration profonde des finances publiques.

**Mots clefs :** Soutenabilité fiscale, Estimation à coefficients variants, fonction de réaction, estimation non paramétrique.

**JEL N° :**

---

\* Jackson Ngwa Edielle est PHD Candidate à l'université de Yaoundé II département d'Economie des Ressources Humaines et moniteur des enseignements dirigés. D'autre part, il est cadre statisticien et économiste au ministère de l'Economie du Cameroun. Ce travail non publié a été réalisé à la Caisse Autonome d'amortissement du Cameroun (CAA) en collaboration avec l'Institut Supérieur de la Statistique et d'Economie Appliquée (ISSEA) au lendemain de l'atteinte du point d'achèvement de l'IPTE par le Cameroun.

## I. INTRODUCTION

Le problème des déficits publics et de l'endettement massif de l'Etat est apparu dans les économies modernes depuis les années 70 (Semmler et al., 2005). La crise de l'endettement à partir du milieu des années 70 a gagné les pays en développement, notamment les pays d'Amérique latine. L'un des cas les plus cités est celui du Mexique qui annonçait en Août 1982 qu'il suspendait le paiement des intérêts qu'il devait au compte du service de sa dette<sup>2</sup>. Cette crise va ainsi de propager jusqu'aux pays Africains au début des années 80. Cette crise des finances publiques dans les pays du Sud est considéré comme le résultat d'une politique d'endettement irresponsable aussi bien de la part des gouvernements des pays créanciers que de la part de ceux des pays débiteurs<sup>3</sup>. La conséquence pour les pays pauvres est que le remboursement de la dette les prive ressources nécessaires au financement des secteurs sociaux essentiels

La majorité des analyses de la soutenabilité des finances publiques faites dans les pays émergents, notamment les pays à faible revenu (PFR) est celle développée par le FMI (Debt sustainability Assessment, DSA). Cette approche est fondée sur des simulations déterministes faites sur les indicateurs macro de la dette publique et repose sur grand nombre d'hypothèses.

L'objectif de ce papier est d'évaluer empiriquement la Soutenabilité fiscale dans un PRF notamment le Cameroun à l'aide d'une méthode alternative à celle proposée par le FMI. L'idée principale de montrer qu'au lieu de l'observation de l'évolution des ratios telle que développée par le DSA, il est possible d'adopter une approche probabiliste permettant de tester la Soutenabilité fiscale dans un PFR.

Plusieurs auteurs ont défini un certain nombre d'indicateurs et de test de Soutenabilité.

Les indicateurs de soutenabilité ont tendance à se fonder sur une intuition qui fait la différence entre soutenabilité et non-soutenabilité (Chalk et Hemming, 2000). Buitier (1985) développe un indicateur sous la base que la soutenabilité fiscale est assurée lorsque le ratio de la valeur nette du secteur public sur le PIB est maintenu à son niveau courant. Face à la difficulté qu'il y a de mesurer la valeur nette du secteur public, Blanchard (1990) propose trois indicateurs de soutenabilité de la politique fiscale : le premier est le *gap primaire*  $s - (r - g)b$ <sup>4</sup>, le second est le *gap de moyen terme* (année courante et deux années suivante) et enfin le *gap sur de long terme* (sur 50 ans).

La littérature sur les tests s'est développée séparément de celle sur les indicateurs. Le test classique de base est développé par Hamilton et Flavin (1986) et appliqué au USA. Ils considèrent qu'une condition nécessaire de soutenabilité est la stationnarité de la dette. La soutenabilité ici est assimilée à la valeur actualisée de la contrainte budgétaire de l'Etat. Trehan et Walsh (1988) étendent cette analyse en montrant qu'une condition nécessaire et suffisante de soutenabilité est l'existence d'une relation de cointégration entre la dette et le surplus primaire. Bohn (1998) remarque que la condition de Trehan et Walsh (1988) est nécessaire et suffisante seulement si le coût du financement de la dette est constant. En introduisant l'incertitude dans le coût du financement de la dette, il obtient que la condition nécessaire et suffisante de soutenabilité est une réponse positive du surplus primaire.

La principale limite opposée à l'analyse classique est qu'elle ne donne pas une définition de la soutenabilité fondée sur le respect de la contrainte budgétaire intertemporelle (CBI) de l'Etat. Ce qui conduit trop rapidement au rejet de l'hypothèse de soutenabilité (Greiner et al., 2005). Bohn (2006) montre que les tests de stationnarité et de cointégration

<sup>2</sup> Voir pour un historique des crises d'endettement Toussaint (2001), Millet et Toussaint (2002).

<sup>3</sup> Extrait de Coalition 2005 : plus d'excuses !, *Objectifs du Millénaire pour le Développement : plus d'excuses – Recommandations des organisations de la société civile française pour 2005*, mars 2005.

<sup>4</sup> Surplus primaire moins dette multipliée par la différence taux d'intérêt-taux de croissance de l'économie.

sont incapables de rejeter l'hypothèse de soutenabilité. Une nouvelle approche est proposée par Bohn (1998, 2005) pour tester économétriquement la soutenabilité fiscale. Ce test est fondé sur la forme de la relation fonctionnelle décrite par la fonction de réaction de la politique fiscale. Dans cet article, nous allons étendre cette approche au cas des pays à faible revenu comme le Cameroun. Les procédures économétriques seront celles des modèles additifs généralisés (GAM) introduits par Hastie et Tibshirani (1990).

Cette approche économétrique sera développée en deux étapes. Nous allons d'abord procéder aux estimations non paramétriques afin de déterminer la forme fonctionnelle de la fonction de réaction et ensuite procéder aux estimations de la fonction de réaction en considérant les coefficients variables dans le temps.

Cet article est organisé comme suit. La première partie rappellera les fondements théoriques de la fonction de réaction de la politique fiscale ignorée dans DSA ; la seconde présentera les principes de base des méthodes d'estimations non paramétriques ; enfin la dernière présentera les résultats de nos estimations sur l'économie Camerounaise.

## II. FONDEMENTS THEORIQUES DE LA FONCTION DE REACTION DE LA POLITIQUE FISCALE

Il est important pour analyser la soutenabilité fiscale de se poser deux questions : quelle politique fiscale est soutenable ? Et que peut on dire de la soutenabilité d'une politique qui a été mise en œuvre ? La plupart des analyses ont négligé la première question pour se concentrer sur les conséquences empiriques d'une définition ad hoc de la soutenabilité (bohn, 2005). Habituellement, on postule que le gouvernement doit respecter une contrainte budgétaire intertemporelle. Dans cette section, nous allons présenter une revue critique de la littérature sur la définition et le test de la soutenabilité fiscale avant de présenter la proposition de Bohn (1998).

### II.1. SOUTENABILITE FISCALE : DEFINITION ET TEST.

Nous allons dans ce paragraphe discuter d'une définition de la soutenabilité fiscale qui donne lieu à un test empirique.

**DEFINITION. [Soutenabilité Ad Hoc] :** *Une politique fiscale satisfait à la soutenabilité ad hoc si elle est sur la trajectoire qui assure que l'espérance mathématique de la valeur actualisée des surplus primaires futures est égale au stock initial de la dette.*

Pour se référer à la condition donnée dans cette définition on parle souvent de condition de *jeu non-Ponzi*. La définition de la soutenabilité ad hoc peut donc s'écrire :

$$B(0) = \int_0^{\infty} e^{-r\tau} E[S(\tau)] d\tau \quad [\text{ad hoc CBI}] \quad (3.01)$$

$r$  le taux d'intérêt supposé constant,  $B(0)$  la dette publique à la période initiale et  $S$  le surplus primaire. Une condition équivalente à l'équation (3.01) est :

$$\lim_{t \rightarrow \infty} e^{-rt} B(t) = 0 \quad [\text{ad hoc CT}] \quad (3.02)$$

L'équation (3.01) est souvent appelée contrainte budgétaire intertemporelle (ad hoc CBI) et l'équation (3.02) la condition de transversalité (ad hoc CT). En fait la littérature ne donne pas d'arguments économiques qui garantissent que les agents privés prêtent attention aux conditions (*ad hoc CBI*) et (*ad hoc CT*) [Bohn, 2005].

Dans la littérature économique, plusieurs auteurs ont essayé de tester directement la condition (*ad hoc CBI*) en examinant les propriétés de racine unitaire et de cointégration des données sur la fiscalité. Hamilton et Flavin (1986) testent la présence d'une bulle spéculative dans la série temporelle de la dette publique aux Etats Unis. Ils montrent ainsi qu'il n'y a eu aucune bulle spéculative de la dette publique des E.U entre 1960 et 1984. Wilcox (1989) propose de tester si la série temporelle non actualisée de la dette est d'espérance mathématique nulle parce que la CBI nécessite que la dette actualisée converge vers zéro. Trehan et Walsh (1988) propose de tester l'existence d'une racine unitaire pour les séries revenu, dépense et dette publique. Trehan et Walsh (1991) généralisent cette approche dans deux directions : Pour un taux d'intérêt variable, la CBI est vérifiée si la dette est une série DS (difference stationary) et le taux d'intérêt est strictement positif et borné ; Alternativement, dans le cas où la série n'est pas DS, la CBI est vérifiée si la quasi-différence  $B(t) - \lambda B(t-1)$  de la dette est stationnaire, avec  $0 \leq \lambda < 1 + r(t)$ .

Un aspect de ces tests sujet à des critiques est que l'approche fondée sur la soutenabilité *ad hoc* semble déconnectée de la pratique en matière de politique économique. Alors que les débats de politique économique sur la soutenabilité sont plus focalisés sur les niveaux seuils des ratios dette/PIB et surplus/PIB, la majeure partie de la littérature académique traite des séries fiscales réelles et néglige les ratios (Bohn, 2005). De plus l'utilisation des ratios évite les hypothèses fortes formulées sur le taux d'intérêt (Greiner et al. 2005). Ainsi, si le ratio dette/PIB est constant, la CBI est toujours vérifiée pour une économie efficiente. Considérons  $b = B/Y$  avec  $Y$  le PIB, la condition (*ad hoc CT*) devient  $\lim_{t \rightarrow \infty} b Y_0 e^{(g-r)t} = 0$ , avec  $Y_0$  le PIB initial. Bohn (2005) fait une analyse comparée entre les séries brutes et les séries ramenées en ratios du PIB aux Etats Unis. Il obtient les résultats suivants : Les séries ramenées en ratios du PIB présentent des informations plus crédibles que les données brutes ; Il n'y a aucune évidence sur les données américaines que la relation entre la dette et les déficits entraîne une racine unitaire.

## II.2. APPROCHE DE BOHN : DEFINITION ET TEST.

Revenons à la première question conceptuelle que nous avons posé dès le départ : quelles politiques fiscales sont soutenable ? Un principe de base de l'économie est que la possibilité pour un agent d'emprunter est limitée par la volonté des autres agents de prêter. Cette question revient donc à un problème d'équilibre général tel que développé dans DSA. Quels sont donc les bailleurs du gouvernement et qu'est ce qui détermine leur comportement. Selon les hypothèses que l'on se fixera, plusieurs conclusions sur la soutenabilité fiscale peuvent être tirées.

Si nous supposons que les prêteurs potentiels du gouvernement sont des agents rationnels dont la durée de vie est infinie<sup>5</sup> et que les marchés financiers sont complets<sup>6</sup>, on obtient :

$$\liminf_{n \rightarrow \infty} E[u(t,n) \cdot b(t+n)] \leq 0 \quad (\text{Condition générale de jeu Non-Ponzi}) \quad (3.03)$$

Où  $u(t,n)$  est le prix d'équilibre pour la demande contingente de la période  $t+n$  (Bohn, 1995). Si cette condition n'est pas vérifiée, aucun agent rationnel n'achèterait une telle dette. Pour limiter l'étendue de notre analyse, nous supposons que la dette est non négative. Ainsi (3.03) devient :

<sup>5</sup> Le comportement de tels agents vérifie la condition de transversalité.

<sup>6</sup> Les agents appliquent le prix de marché pour déterminer la valeur de leur portefeuille.

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E[u(t, n) \cdot b(t + n)] = 0 \quad (\text{Condition simple de jeu Non-Ponzi}) \quad (3.04)$$

On peut donc reformuler la CBI et obtenir la relation suivante :

$$b(0) = \int_0^{\infty} E_t[u(t, n) \cdot s(t + n)] dn \quad (\text{CBI}) \quad (3.05)$$

La différence avec (ad hoc CBI) est que le taux d'escompte des surplus futurs dépend de la distribution des surplus primaires futur à travers l'état de la nature<sup>7</sup> et du comportement optimisateur des prêteurs.

Nous allons maintenant chercher savoir comment tester si une politique fiscale observée est sur une trajectoire vérifiant (3.04) et (3.05). Tester une hypothèse nécessite la maîtrise d'une alternative adéquate. Ainsi la question est de savoir comment identifier une politique qui ne vérifie pas (3.04) et/ou (3.05). Trois interprétations sont possibles. Premièrement une politique fiscale peut fonctionner dans une économie où (3.04) n'est pas vérifiée. C'est le cas des économies à générations imbriquées dans lesquels les prêteurs ont un horizon de planification fini, et n'impose donc pas la condition de transversalité. Cette condition n'est pas applicable lorsque les marchés sont incomplets avec l'influence de la liquidité sur le prix des titres (Bohn, 1999). Deuxièmement, la politique fiscale peut vérifier (3.04), mais les mesures observées sur toutes les périodes ne vérifient pas (3.05) du fait des surplus trop faible. C'est ce que Bohn (2005) appelle une politique non soutenable. Si les investisseurs rationnels achètent les titres publics, ils doivent s'attendre à observer des changements dans la politique qui supporte la dette<sup>8</sup>. Troisièmement, une violation empirique de (3.04) et (3.05) due à un niveau de surplus primaire très faible peut être un signal que le gouvernement va avoir un défaut de paiement de sa dette. Si dans ce cas les titres publics sont vendus alors, il se pose un problème de rationalité des agents privés. Or si la dette publique est mesurée à sa valeur faciale, ceci n'est pas plausible. En résumé, il faut dire que la violation de la soutenabilité empirique est mieux interprétée comme un indicateur d'un mouvement futur de la politique fiscale ou de l'environnement économique dans lequel la politique fiscale est contrainte par la condition Non-Ponzi. Pour toutes ces raisons, nous pouvons énoncer la proposition suivante.

**PROPOSITION 3.1.** [Bohn (1995, 1998)] : *Supposons que le ratio surplus-primaire /PIB soit une fonction linéaire croissante du niveau initial du ratio dette publique/PIB*

$$S_t = \rho \cdot b_t^* + \mu_t \quad (3.06)$$

*Pour tout t, où  $\rho > 0$  est constant et  $\mu_t$  la composante des autres déterminants. Si  $\mu_t$  est ramené à une proportion du PIB et si la valeur présente du PIB est finie, alors la politique fiscale satisfait les conditions (3.04) et (3.05)<sup>10</sup>.*

L'intuition derrière cette proposition est que si le gouvernement élève le surplus primaire à mesure que le ratio dette s'élève, il prend des mesures correctives qui permettent de stabiliser le ratio dette et de rendre la dette publique viable. On parle de politique fiscale soutenable. Il est donc possible de tester la soutenabilité fiscale en estimant la règle de politique fiscale ou fonction de réaction de la politique fiscale. La faiblesse de cette proposition est qu'elle ne dit rien dans le cas de la non linéarité. Dans le cas de la non

<sup>7</sup>  $E_t[u(t, n) \cdot \prod_{k=0}^{n-1} (1+r(t+k))] = 1 \quad \forall (t, n)$

<sup>8</sup> Ces changements peuvent être une augmentation des taxes, une baisse des dépenses ou une augmentation de la dépendance au seigneurage.

<sup>9</sup>  $b_t^* = \lim_{n \rightarrow \infty} E_t[u(t, n) \cdot b(t+n)]$

<sup>10</sup> Cette proposition est énoncée dans Bohn (1998) et la preuve disponible à l'adresse suivante : <http://econ.ucsb.edu/~bohn>. Une première version avec preuve est publiée dans Bohn (1995). Canzoneri et al. (2001) présente une proposition équivalente avec le coefficient de réaction variable dans le temps.

linéarité, si pour une fonction de réaction  $S_t = \rho \cdot f(b_t^*) + \mu_t$  on a  $f$  convexe, alors la politique fiscale est soutenable (Bohn, 1999). On peut ainsi étendre cette proposition à un coefficient de réaction variable. Pour une fonction de réaction linéaire à coefficient variable  $S_t = \rho_t \cdot b_t^* + \mu_t$  si on a  $\rho_t > 0 \forall t$  alors la politique fiscale est soutenable (Canzoneri et al., 2001).

### III. PROCEDURES ECONOMETRIQUES : ESTIMATIONS DES COURBES LISSES.

Deux éléments importants doivent rester à esprit lorsqu'on veut appliquer économétriquement la méthode de Bohn (1998) : rechercher la forme fonctionnelle de la fonction de réaction de la politique fiscale et la dynamique du coefficient de réaction dans le cas hypothétique de la non linéarité. Contrairement à Bohn (1998), nous n'allons pas procéder à des estimations paramétriques linéaires mais plutôt supposer que la forme fonctionnelle de la relation est inconnue. Nous procéderons donc à des estimations non paramétriques et semi-paramétriques<sup>11</sup>. Dans cette partie, nous allons dans un premier temps présenter les deux principales méthodes d'estimation qui vont être utilisées : estimations non paramétriques et estimations semi-paramétriques. Ensuite nous analyserons les données que nous allons utiliser dans le cadre du Cameroun.

#### III.1. METHODES D'ESTIMATION DES MODELES NON PARAMETRIQUES ET SEMI-PARAMETRIQUES.

Nous allons faire une présentation sommaire des méthodes d'estimation non paramétriques et des méthodes semi-paramétriques. Les modèles non paramétriques ont été introduit par Hastie et Tibshirani (1990)<sup>12</sup>. Cette idée de modèle flexible a été étendue dans les estimations des modèles à coefficient variant dans le temps par Hastie et Tibshirani (1993).

##### III.1.1. ESTIMATIONS NON PARAMETRIQUES.

Les méthodes retenues ici sont celles des modèles GAM<sup>13</sup> qui supposent que les relations non linéaires qui existent entre la variable expliquée et chacune des variables explicatives sont sous forme additionnelle.

$$y_i = \alpha_0 + f_1(x_{1i}) + \dots + f_k(x_{ki}) + \varepsilon_i \quad (3.07)$$

Où  $y_i$  est la variable endogène,  $x_{li}$ ,  $l = 1..k$  les variables exogènes et  $f_l(\cdot)$  des fonctions lisses inconnues. On supposera que le terme d'erreur  $\varepsilon_i \stackrel{iid}{\square} N(0, \sigma_\varepsilon^2)$  et non corrélé<sup>14</sup>. On veut estimer les fonctions  $f(x)$  pour chaque point  $x$ . La pente,  $(f(x), \beta(x)) = \nabla f(x)$  est le gradient

<sup>11</sup> Grâce aux développements des logiciels statistiques, Plusieurs auteurs ont adopté de façon satisfaisante des approches non paramétriques et semi-paramétriques : Greiner (2004) ; Greiner et Kauermann (2005) ; Greiner et al. (2005) etc.

<sup>12</sup> Leur implémentation a été rendue possible grâce aux développements de logiciels tels Splus, R ou Gauss...

<sup>13</sup> General Additive Models

<sup>14</sup> iid est l'abréviation d'indépendantes et identiquement distribuées.

de  $f$  dans le cas multidimensionnel.  $\beta(x)$  est la pente de la tangente de  $f$  en  $x$  et varie en fonction de la valeur de  $x$ . Les estimations des noyaux de densité de  $f_l(\cdot)$  sont obtenues en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires local (MCOL). On l'obtient en minimisant sous la contrainte que chaque point est borné, la somme carrée des erreurs<sup>15</sup> :

$$\sum_{i=1}^n \left( y_i - \sum_{l=1}^k f_l(x_{i_l}) \right)^2 + \sum_{j=1}^k \lambda_j \int_a^b \left( \frac{d^2 f_l(x_l)}{dx_l^2} \right)^2 dx_l \quad (3.08)$$

Henderson et Ullah (2004) montrent que dans le cas où les erreurs sont autocorrélées, il est possible de tenir compte de l'information contenue dans la matrice de variance covariance des erreurs en appliquant les moindres carrés ordinaires local pondérés (MCOLP). Pour simplifier on peut supposer que les variables sont ordonnées et écrire les contraintes de la façon suivante  $a < x_{i_1} < \dots < x_{i_n} < b$ .  $\lambda$  le multiplicateur de Lagrange est le paramètre de lissage et son choix joue un rôle très important<sup>16</sup>. Une petite valeur pour  $\lambda$  réduit la variance de l'ajustement mais élève le biais. On parle de substitution biais-variance (Hasti et Tibshirani, 1990). Une façon de déterminer le paramètre de lissage  $\lambda$  est de recourir au critère GCV<sup>17</sup> (Hasti et Tibshirani, 1990, chap 3). D'après ce critère,  $\lambda$  est choisi de façon à ce que

$$GCV(\lambda) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left( \frac{y_i - \hat{\beta}_\lambda(x_i)}{1 - tr(S)/n} \right)^2 \quad (3.09)$$

soit minimal.  $S$  est une matrice appelée le lisseur et  $\hat{\beta}_\lambda(x_i)$  est l'ajustement au point  $x_i$ . Ce critère fonctionne comme le critère Ordinary Cross Validation (OCV) : le modèle est ajusté aux données avec une observation en moins. Ensuite, on mesure la différence carrée entre la valeur du point ignorée et la prévision de ce point par le modèle. Le processus est répété pour chacune des observations. On calcule la différence moyenne entre le modèle (ajuster pour toutes les observations à l'exception d'une observation) et les points ignorées. Enfin on cherche à minimiser cette différence moyenne. L'idée est que si le modèle est un peu trop lissé ou très peu lissé, il ne pourra pas faire une bonne prédiction de l'observation ignorée dans le processus d'ajustement. La différence entre OCV et GCV est que le critère GCV remplace les éléments de la diagonale du lisseur par leur valeur moyenne,  $tr(S)/n$  qui est plus facile à calculer (Greiner et al., 2005).

Il faut enfin noter que pour un grand nombre d'observations, les estimateurs MCOLP sont asymptotiquement sans biais et de variance minimale (Lin et Carroll, 2000).

### III.1.2. ESTIMATIONS SEMI-PARAMETRIQUES.

Les modèles GAM développés au paragraphe précédent ont été étendus aux estimations des modèles à coefficients variant dans le temps<sup>18</sup>. La différence ici est que se sont les coefficients qui deviennent une fonction du temps. De façon générale on peut réécrire (3.07) en considérant  $k$  coefficients variant dans le temps.

$$y_i = x_{i1}\beta_1(t_{i1}) + x_{i2}\beta_2(t_{i2}) + \dots + x_{ik}\beta_k(t_{ik}) + \varepsilon_i \quad (3.10)$$

<sup>15</sup> Voir Ryan (1997).

<sup>16</sup> Voir Fan et Gijbels (1992) et Pagan et Ullah (1999) pour des détails.

<sup>17</sup> Generalized cross validation.

<sup>18</sup> Voir Kauermann (2005).

$y_i$  la variable endogène,  $x_{li}$ ,  $\beta_l$ ,  $t_{li}$   $l=1...k$  respectivement les variables explicatives, les coefficients variables et les variables temps. L'ajustement de ce modèle se fait en minimisant la somme carrée des erreurs. Soit ainsi :

$$\text{Min}_{\beta_l} \sum_{i=1}^n \left( y_i - \sum_{l=1}^k x_{li} \beta_l(t_l) \right)^2 + \sum_{l=1}^k \lambda_l \int_a^b \left( \frac{d^2 \beta_l(t_l)}{dt_l^2} \right)^2 dt_l \quad (3.11)$$

Toujours par simplification on supposera que  $a < t_{l1} < t_{l2} < \dots < t_{lm} < b$  et  $\lambda$  est le paramètre de lissage qui peut être choisi comme au paragraphe précédent par le critère GCV. Cette méthode permet d'estimer une valeur moyenne pour chaque paramètre  $\beta_l$  et de donner la relation fonctionnelle qui exprime la déviation de chaque coefficient par rapport à la moyenne à travers le temps.

### III.2. DONNEES ET VARIABLES DU MODELE.

Pour mettre en œuvre le test de soutenabilité fiscale au Cameroun tel que développé à la première section, nous allons estimer selon les deux approches présentées l'équation suivante :

$$s_t = \rho b_t + \gamma X_t + \varepsilon_t \quad (3.12)$$

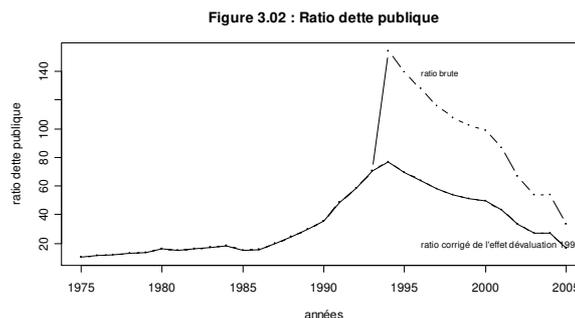
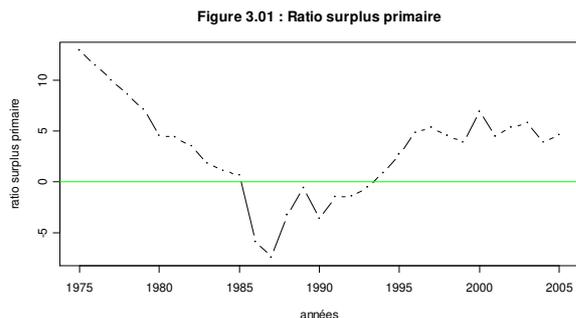
$s_t$  et  $b_t$  sont respectivement les ratios surplus primaire et de dette publique sur PIB,  $X_t$  est une matrice de toutes les autres variables qui ont une influence considérable sur le surplus primaire et  $\varepsilon_t$  le terme d'erreur *iid* selon une loi normale  $N(0, \sigma^2)$ .

Les variables que nous retiendrons pour la matrice  $X_t$ , et qui sont supposées influencer considérablement le surplus primaire sont : *YVAR* qui représente le cycle des affaires et *GVAR* les dépenses publiques. Il aurait été souhaitable de considérer comme Greiner et al. (2005) le surplus social qui permettrait de percevoir l'effet du système de sécurité sociale sur la santé financière de l'Etat. Malheureusement ces informations ne sont pas disponibles. En fait, le surplus étant la différence entre recettes et dépenses, comme Bohn (1998) et Greiner et Kauermann (2005) les variables *GVAR* et *YVAR* sont les principales composantes de  $X_t$ . Pour un niveau inchangé du taux d'imposition les recettes fiscales varient avec *YVAR* et pour un niveau fixé des recettes, le surplus varie avec *GVAR*.

#### ***Le ratio surplus primaire/PIB : $s_t$***

Nous avons reconstitué cette série à partir des tableaux des opérations financières de l'Etat (TOFE) disponibles au MINEFI<sup>19</sup>. Une structure stable de ces tableaux mois par mois existe depuis 1989. Il est donc facile pour cette période de ramener les années budgétaires Juillet-Juin aux années civiles Janvier-December. Pour la période 1980-1988, les informations sur le TOFE sont annuelles et en année budgétaire Juillet-Juin. Pour les ramener en année civile Janvier-December, nous avons évalué les proportions moyennes sur la période 1989-2005 que nous avons appliqué à la période 1980-1988. De plus, 26 points d'observation sont insuffisants pour procéder aux *spline regressions* du fait de la matrice  $S$ , le lisseur. Pour cela nous avons projeté, en intégrant l'effet choc pétrolier des années 70, la série sur la période 1975-1979. La *Figure 3.01* montre l'évolution du ratio surplus primaire entre 1975 et 2005.

<sup>19</sup> Ministère de l'économie et des finances.

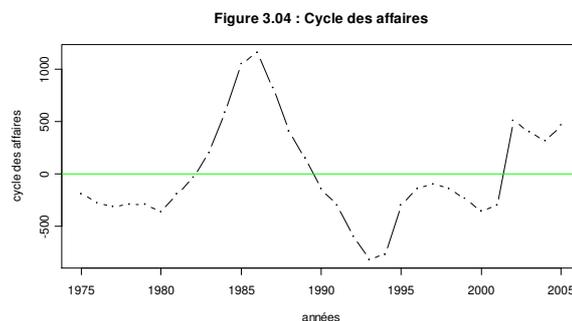
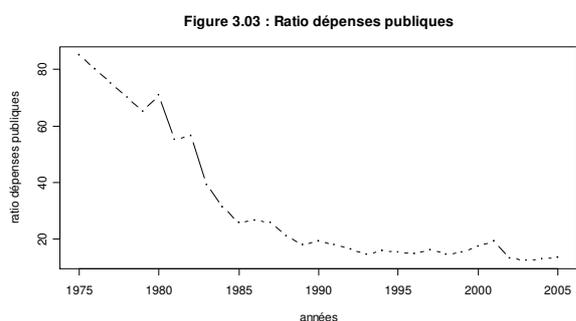


Le surplus primaire est resté négatif entre 1985 et 1993. Cette période est marquée par la chute des cours des matières premières suite à la dépréciation du Dollar Américain qui va considérablement réduire les ressources de l'Etat Camerounais. La chute de ce ratio depuis 1975 va prendre fin en 1987. On va observer un retournement du mouvement dès 1988 qui correspond au premier passage du Cameroun au *Club de Paris*. Le retour à une valeur non négative va être observé à partir de 1994. Ceci peut être apprécié par la décision audacieuse que l'Etat camerounais a pris en réduisant deux fois de suite les salaires à la fonction publique en 1993 et la dévaluation de Fcfa de Janvier 1994. A partir de 1997, ce ratio va se stabiliser autour de 5% du PIB.

### Le ratio dette publique/PIB : $b_t$

Les données sur le ratio dette publique ont été calculées sur la base des données disponibles à la Caisse Autonome d'Amortissement (CAA) sur la période 1984-2005. Les observations sur la période 1975-1983 ont été obtenues en réconciliant les données du IMF-IFS-CDROM et de l'INS-Cameroun.

La Figure 3.02 montre l'évolution de ce ratio entre 1975 et 2005. La courbe en interrompu long indique l'évolution brute de ce ratio au Cameroun tandis celle en continu représente l'évolution du ratio corrigé de l'effet dévaluation de 1994. On observe que le ratio dette est resté faible et très stable entre 1975 et 1986. Entre 1987 et 1994, ce ratio s'est fortement et rapidement accru du fait du financement extérieur de l'Etat camerounais en proie à des difficultés de sa finance publique. On peut voir sur les deux courbes de la Figure 3.02 que le ratio dette diminue jusqu'à atteindre environ 35% en 2005.



### Le ratio dépenses publiques/PIB : $GVAR_t$

La Figure 3.03 montrent que les dépenses publiques de l'Etat représentent une très forte proportion du PIB entre 1975 et 1985, sans doute à cause de la politique interventionniste qu'elle a mené pendant cette période en participant au système de

production marchand. On observe toute fois une décroissance du ratio dépenses publiques au cours de cette période. Cette baisse ne peut pour autant pas être attribuée à une politique volontariste de désengagement de l'Etat, ceci du fait que les dépenses publiques en valeur courante (CFA courant) ont augmenté en moyenne de 0,5% contre une augmentation de la production en valeur nominale (CFA courant) de plus de 10%. Entre 1986 et 1994 les dépenses publiques baissent plus rapidement que la production, soit -5,6% et -1,16% respectivement. Entre 1995 et 2005, les dépenses publiques augmentent moins rapidement que la production, soit 8,2% contre 9% respectivement. On peut donc en général penser que la baisse observée depuis la fin des années 80 décrit mieux une politique volontariste de désengagement du gouvernement camerounais.

### ***Le Cycle des affaires : YVAR<sub>t</sub>***

Bien que important pour analyser les effets marginaux de la dette publique, déterminer un indicateur du cycle des affaires n'est pas toujours évident (Bohn, 1998). On peut toute fois se dire que les agents économiques sont capables de distinguer les tendances des cycles dans la production et se faire ainsi une idée sur le climat des affaires (Bohn, 2005). On peut donc considérer le cycle des affaires comme la composante cyclique de la série PIB. L'importance du cycle des affaires pour la politique économique a été mise en exergue par Lucas (1977) qui développe le concept de cycle des affaires international. C'est un concept d'un grand intérêt pour la politique économique notamment la politique monétaire et fiscale (Marcet et Ravn, 2003). Nous avons déterminé cet indicateur en utilisant le filtre de Hodrick-Prescott<sup>20</sup>. Supposons que la série originelle  $Y$  est composée d'une tendance  $Y_{trend}$  et d'un cycle  $YVAR$ , c'est-à-dire :  $Y_t = Y_{trend}_t + YVAR_t$  avec  $t = 1 \dots T$ . Hodrick et Prescott (1997) propose un moyen d'isoler ces deux composantes en résolvant le problème de minimisation suivant :

$$\text{Min}_{\{Y_{trend}_t\}_{t=1}^T} \left[ \sum_{t=1}^T (Y_t - Y_{trend}_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} (\nabla^2 Y_{trend}_{t+1})^2 \right]$$

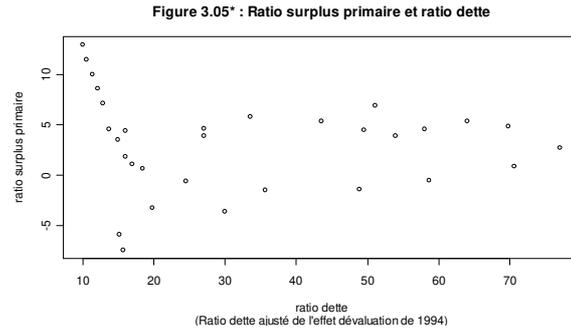
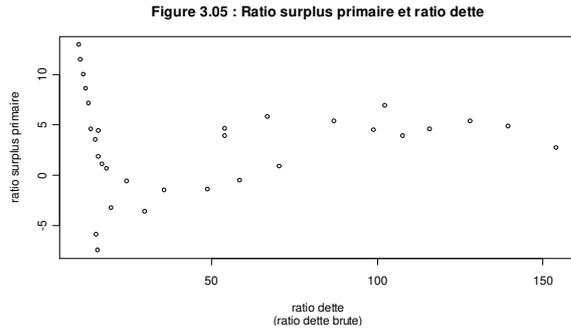
$\lambda$  le multiplicateur de Lagrange est le paramètre de lissage. Hodrick et Prescott (1997) suggèrent  $\lambda = 100$  pour des données annuelles. Nous avons dans cette analyse appliquer deux fois le filtre HP et déduit la série  $YVAR$ .

La *Figure 3.04* montre l'évolution de cette série entre 1975 et 2005. On observe un cycle des affaires stable au cours des périodes 1975-1980, 1995-2001 et un effet de relance après le point de décision atteint en 2000. A partir de 1982, on observe une amélioration considérable du cycle des affaires, permettant à la production nationale de passer au dessus du niveau du PIB potentiel. Cette amélioration va se poursuivre jusqu'en 1987 avant de subir une détérioration qui va prendre fin uniquement en 1994.

### ***La relation ratio surplus primaire/PIB - ratio dette publique/PIB.***

Les *Figures 3.05* et *3.05\** mettent en relation les ratios surplus primaire et dette publique. On peut constater qu'en corrigeant le ratio dette de l'effet dévaluation de 1994, on ne modifie pas la forme fonctionnelle du nuage de points.

<sup>20</sup> Filtre HP



## IV. ANALYSE ET INTERPRETATION DES RESULTATS DES ESTIMATIONS AU CAMEROUN.

Dans cette section, nous allons présenter les principaux résultats de nos estimations. Dans un premier temps, nous allons tester la non linéarité de relation existante entre les ratios surplus primaire et dette publique au Cameroun. Ensuite nous allons estimer des fonctions semi paramétrique en considérant des relations linéaires dans lesquelles les coefficients sont des fonctions non linéaires du temps.

### IV.1. MODELE NON PARAMETRIQUE.

L'équation à estimer dans cette approche est :

$$s_t = \alpha_0 + f_1(b_{t-1}) + f_2(YVAR_t) + f_3(GVAR_t) + \varepsilon_t \quad (3.13)$$

Dans un premier temps, nous avons estimé l'équation (3.13) avec le ratio dette non corrigé. On obtient ainsi une valeur  $edf = 1,01$ <sup>21</sup> pour la variable  $GVAR$  indiquant une relation linéaire entre les ratios surplus primaire et dépenses publiques (voir *Tableau 3.04* en annexe). Sans aucune perte sur la qualité des résultats, nous avons retenu l'estimation de (3.13) en considérant  $GVAR$  linéaire. Les résultats obtenus sont reportés au *Tableau 3.01*. Ils indiquent que la réaction du ratio surplus primaire sur PIB au Cameroun suite à l'accroissement du ratio dette publique sur PIB est statistiquement non linéaire et croissante. Les *Figures 3.06* et *3.07* indiquent les relations fonctionnelles entre les ratios surplus primaire et dette sur PIB d'une part et le cycle des affaires d'autre part.

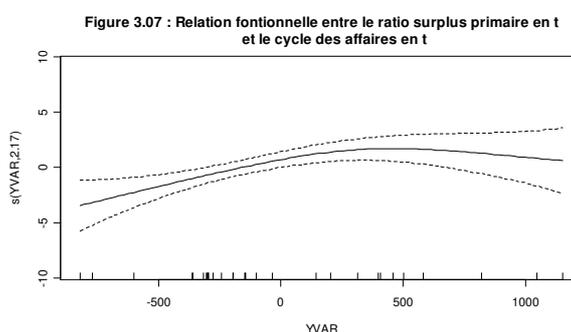
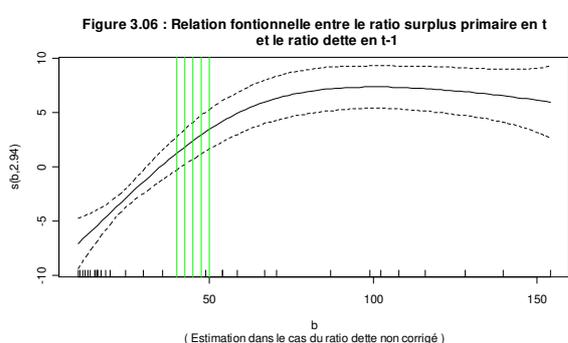
**Tableau 3.01**<sup>22</sup> : Estimation de l'équation (3.13),  
ratio dette non corrigé

<sup>21</sup> La valeur  $edf$  indique la trace de la matrice de lissage pour chaque fonction et donne le niveau de complexité de chaque terme. Si cette valeur est proche de un alors la relation est linéaire et si elle est assez élevée par rapport à 1 la relation est statistiquement non linéaire.

<sup>22</sup> \*\*\*, \*\*, \* indiquent la significativité à 0%, 0.1%, et 1% respectivement.

	Coef	Ecart type	t-stat	Pr(> t-stat )
Constante	-6.70996	0.95218	-7.047	2.83e-07 ***
$GVAR_t$	0.30600	0.02793	10.954	8.49e-11 ***
$f_1(b_{t-1})$	edf : 2.936	F-stat : 13.553	p-valeur : 1.15e-06 ***	
$f_2(YVAR_t)$	edf : 2.170	F-stat : 3.837	p-valeur : 0.0108 *	
Ecart xpliqué				88.1%
R <sup>2</sup> (ajusté)				0.85
GVC score				4.3197

On constate sur la *Figure 3.06* que la fonction de réaction de la politique fiscale est croissante et concave. La croissance du ratio surplus primaire sur PIB ralenti à mesure que le ratio dette publique sur PIB s'élève. A partir d'un niveau supérieur à 50% du PIB, la réaction du ratio surplus primaire devient très faible.



La *Figure 3.07* montre que le surplus primaire est une fonction croissante du cycle des affaires. Un climat des affaires favorable améliore la situation financière de l'Etat.

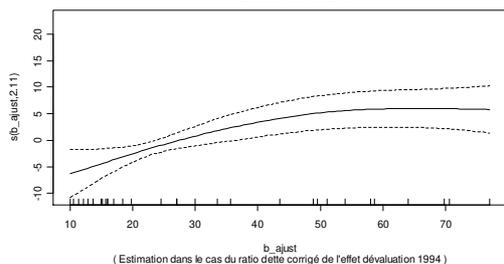
Dans un second temps, nous avons estimé l'équation (3.13) avec la variable ratio dette publique corrigée de l'effet dévaluation de 1994. On obtient des résultats presque identiques au cas précédent à la différence que le R<sup>2</sup> est plus petit et le GCV est plus élevé (voir *Tableau 3.02*).

**Tableau 3.02 :** Estimation de l'équation (3.13), ratio dette Corrigé de l'effet dévaluation 1994

	Coef	Ecart type	t-stat	Pr(> t-stat )
Constante	3.0832	0.4117	7.489	1.45e-07 ***
$f_1(b\_ajust_{t-1})$	edf : 2.109	F-stat : 3.662	p-valeur : 0.0142 *	
$f_2(YVAR_t)$	edf : 2.9	F-stat : 3.941	p-valeur : 0.0102 *	
$f_3(GVAR_t)$	edf : 1.03	F-stat : 9.752	p-valeur : 1.42e-05 ***	
Ecart xpliqué				82.2%
R <sup>2</sup> (ajusté)				0.764
GVC score				7.1968

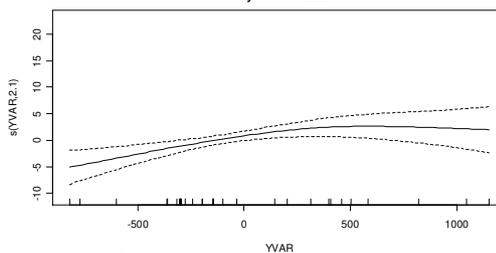
Les *Figures 3.08, 3.09* et *3.10* montrent les relations fonctionnelles de l'équation (3.13) avec le ratio dette corrigé. Dans ce cas le surplus primaire demeure une fonction croissante concave du ratio dette publique mais une fonction non linéaire du ratio dépenses publiques.

Figure 3.08 : Relation fonctionnelle entre le ratio surplus primaire en t et le ratio dette en t-1



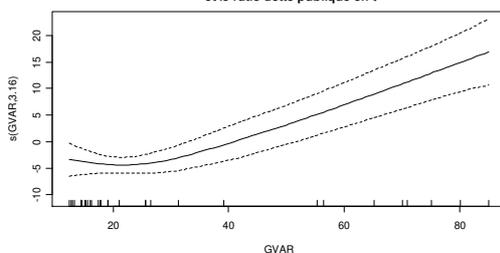
(Estimation dans le cas du ratio dette corrigé de l'effet dévaluation 1994)

Figure 3.09 : Relation fonctionnelle entre le ratio surplus primaire en t et le cycle des affaires en t



(Estimation dans le cas du ratio dette corrigé de l'effet dévaluation 1994)

Figure 3.10 : Relation fonctionnelle entre le ratio surplus primaire en t et le ratio dette publique en t



(Estimation dans le cas du ratio dette corrigé de l'effet dévaluation 1994)

A la lumière des résultats ainsi présentés, il n'est pas possible de conclure que la politique fiscale au Cameroun entre 1975 et 2005 est soutenable au sens de Bohn (1998). Ceci est dû à l'absence de linéarité entre les ratios surplus primaire et dette publique sur PIB. Toutefois on constate que l'Etat réagit positivement à l'accroissement du ratio dette publique sur PIB avec une vitesse de réaction faible pour des ratios dette élevés. Si on considère uniquement les niveaux de ratio dette publique sur PIB inférieur à la zone [40%, 50%], on constate que l'hypothèse de linéarité est vérifiée (voir Figure 3.06). On peut ainsi garantir que la politique fiscale au Cameroun était soutenable au cours des périodes où le ratio dette publique sur PIB était inférieur à 50%. Ainsi, si l'on fixe l'évolution de l'économie Camerounaise telle que observée entre 1975 et 2005, alors pour des niveaux de ratio dette publique sur PIB inférieur à 50%, le gouvernement respecte sa contrainte budgétaire intertemporelle, donc la soutenabilité fiscale au sens de Bohn (1998).

Contrairement aux résultats de Greiner et al. (2005) qui montre dans le cas de l'Allemagne que le gouvernement réagit négativement pour des ratios faibles et positivement pour des ratios élevés, le gouvernement Camerounais a toujours réagi positivement mais très faiblement pour des ratios élevés. Nous allons essayer de vérifier ces résultats en vérifiant la stabilité du coefficient de réaction entre 1975 et 2005.

#### IV.2. VARIATION DU COEFFICIENT DE REACTION DANS LE TEMPS.

Soit  $\rho(t)$  le coefficient de réaction de la politique fiscale, si  $\rho(t) > 0 \forall t$  alors la politique fiscale est soutenable au sens de Bohn (1998). Pour le vérifier, nous allons estimer la relation suivante :

$$s_t = \alpha + \rho(t) \cdot b_{t-1} + \beta_1 YVAR_t + \beta_2 GVAR_t + \varepsilon_t \quad (3.14)$$

$\rho(t)$ , le coefficient de réaction est une fonction du temps. Il est en principe possible d'admettre la variation de tous les coefficients de la relation. Mais dans ce cas, les résultats des estimations ne sont pas significatifs (Voir Tableau 3.05 en annexe).

L'estimation de l'équation (3.14) avec la variable ratio dette publique sur PIB non corrigé de l'effet dévaluation de 1994 donne les résultats suivants.

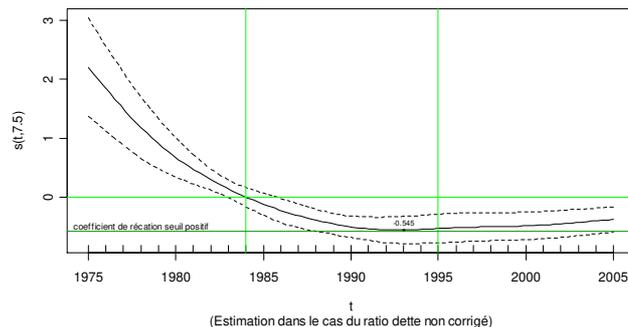
Tableau 3.03 : Estimation de l'équation (3.14),  
ratio dette non corrigé

	Coef	Ecart type	t-stat	Pr(> t-stat )
Constante	1.781711	3.010383	-0.592	0.560746
$b_{t-1}$	0.567877	0.128190	4.430	0.000272 ***
$YVAR_t$	0.003456	0.001123	-3.079	0.006042 **
$GVAR_t$	0.168053	0.071755	-2.342	0.029920 *
$sm(t)$	edf : 7.496	F-stat : 12.78	p-valeur : 2.06e-06	***
Ecart xpliqué				94.9%
$R^2$ (ajusté)				0.922
GVC score				2.7607

Le coefficient de réaction de l'équation (3.14) est  $\rho(t) = \bar{\rho} + sm(t)$  avec  $\bar{\rho}$  la valeur moyenne du coefficient de réaction sur la période 1975-2005, et  $sm(t)$  la déviation dans le temps du coefficient de réaction de sa valeur moyenne.

Le Tableau 3.03 montre que la valeur moyenne du coefficient de réaction  $\bar{\rho} = 0,567$  est positive et très fortement significative. La déviation dans le temps du coefficient de réaction de sa valeur moyenne  $sm(t)$  est elle aussi très significative. La Figure 3.11 montre l'évolution de la fonction  $sm(t)$  au cours des différentes périodes. On constate que le coefficient de réaction est caractérisé par une tendance négative, soit une baisse de la réaction du surplus primaire dans le temps. Toutefois, le coefficient de réaction  $\rho(t)$  est resté positif tout au long de la période 1975-2005 avec pour valeur minimale 0,022 en 1993. Ceci indique de façon grossière que la politique fiscale au Cameroun a été soutenable entre 1975-2005.

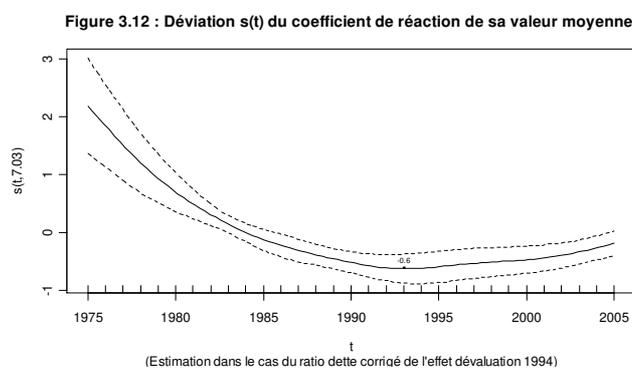
Figure 3.11 : Déviation  $s(t)$  du coefficient de réaction de sa valeur moyenne



Ce résultat moyen ne reflète malheureusement pas la réalité de la dette publique au cours des différentes sous périodes. Avant 1985, on observe une déviation du coefficient de réaction par rapport à la moyenne positive, indiquant une bonne réaction de la politique fiscale au Cameroun. Il faut ainsi noter qu'il s'agit de la période au cours de laquelle le ratio dette était inférieur à 40%. Ceci confirme le résultat précédent sur la croissance et la linéarité de la fonction de réaction pour des niveaux de ratio dette inférieur à la zone [40% 50%]. Entre 1985 et 1994 on observe une détérioration de la politique fiscale, caractérisée par une déviation négative du coefficient de réaction par rapport à sa valeur moyenne. Notons qu'au cours des années 1992-1994, ce coefficient est resté très proche de zéro. Si on se réfère à la borne inférieure de l'intervalle de confiance, on peut dire il y a un risque que ce coefficient ait été négatif. Bien qu'on observe depuis 1995 une croissance de la déviation, soit une croissance du coefficient, il faut noter que cette croissance demeure très faible. Ce résultat indique que des efforts ont été fait depuis 1995, pour améliorer la soutenabilité de la dette publique au Cameroun. Ces efforts ont sans doute été appuyés par le retour de la croissance depuis les années 1997. Toutefois des mesures restent à envisager si on veut améliorer le coefficient de réaction de la politique fiscale. En fait son niveau en 2005 demeure proche zéro et tout choc sur l'économie peut faire basculer la finance publique dans une situation d'insoutenabilité. Mais si la tendance que suit le coefficient de réaction depuis 1993 est maintenue et renforcée,

au cours des années à venir, on peut dire que la politique fiscale du Cameroun sera soutenable de long terme.

En estimant l'équation 3.14 en considérant la variable ratio dette publique corrigée de l'effet dévaluation de 1994, on obtient de façon générale les mêmes résultats. Le coefficient de réaction est une fonction décroissante convexe avec la valeur minimale en 1993 (Voir figure (3.12))



## V. CONCLUSION.

L'objectif de ce papier était de tester empiriquement la soutenabilité fiscale au Cameroun à l'aide d'une méthode alternative à celle du FMI. Nous avons pour cela adopté l'approche de Bohn (1998) qui analyse la linéarité de la fonction de réaction de la politique fiscale. Notre analyse s'est fondée sur les observations macroéconomiques de la période 1975-2005. Les estimations non paramétriques de la fonction de réaction de la politique fiscale ont montré que le ratio surplus primaire sur PIB est une fonction croissante concave du ratio dette publique sur PIB. Cette relation ne garantit pas la soutenabilité fiscale au sens de Bohn (1998). Par contre les estimations semi paramétriques de la fonction de réaction montre que le coefficient de réaction de la politique fiscale est une fonction décroissante convexe admettant un minimum en 1993. Nous avons ainsi observé que ce coefficient est resté strictement positif entre 1975 et 2005, exprimant une soutenabilité fiscale moyenne au Cameroun pendant cette période.

De nos résultats, nous avons pu dégager que la politique fiscale au Cameroun réagit fortement à des niveaux faibles du ratio dette et moins bien à des niveaux très élevés (au delà de l'intervalle [40% 50%]). D'une façon générale, on a montré que la politique fiscale au Cameroun a été soutenable entre 1975-2005 du fait de la valeur positive du coefficient de réaction tout au long de cette période. Mais il faut noter que malgré l'amélioration observée depuis 1994, cette soutenabilité reste très fragile et susceptible de basculer au moindre choc sur l'économie.

Au delà de ces estimations, quelques questions se dégagent. La croissance du coefficient de réaction au delà de la période 1994 est-elle une conséquence des réformes économiques que le Cameroun mène depuis le début des années 90 ou de l'initiative PPTE ? il faut plutôt dire qu'il s'agit de la combinaison de plusieurs facteurs, notamment la prise de conscience par les autorités des problèmes de la finance publique, l'assistance considérable des bailleurs de fond à travers plusieurs programmes de désendettement et de la croissance économique observée au Cameroun depuis près de 10 ans.

Il serait peut être important pour répondre de façon rigoureuse à cette question d'évaluer statistiquement les effets des réformes de l'économiques sur le coefficient de réaction de la politique fiscale. Juger de la soutenabilité fiscale au Cameroun au delà de

l'horizon 2008 va dépendre fortement de la manière avec laquelle le gouvernement va orienter sa politique de nouveau emprunt et la résistance de l'économie aux chocs exogènes.

## REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES.

1. Blanchard O.(1990), « Suggestions for a New Set of Fiscal Indicators », *OECD Working Paper* N°79.
2. Bohn H. (1998) « The Behaviour of U.S. Public Debt and Deficits », *Quarterly Journal of Economics*, 113, 949-963.
3. Bohn, H (1995), « The Sustainability of Budget Deficits in a Stochastic Economy », *Journal of Money, Credit, and Banking* 27, February, 257-271.
4. Bohn, H. (1999), « Fiscal Policy and the Mehra-Prescott Puzzle: On the Welfare Implications of Budget Deficits when Real Interest Rates are Low », *Journal of Money, Credit, and Banking* 31, February , 1-13.
5. Bohn, H. (2005), « The Sustainability of Fiscal Policy in the United States », *CESifo Working paper*, Juin.
6. Bohn, H. (2006), « Are Stationnarity and Cointegration Restrictions Really Necessary For the Intertemporal Budget Constraint? » *CESifo Working paper*, March.
7. Buiters W.(1985) « Guide to Public Sector Debt and Deficits », *Economic Policy*, vol.1, 13-79
8. Canzonerie, M.B., Cumby, R.E et. Diba, B.T. (2001), « Is the price level determined by the needs of fiscal solvency? », *American Economic Review*, Vol. 91: 1221-38.
9. Chalk N. and R.Hemming(2000) « Assessing Fiscal Sustainability in Theory and Practice » " ", *IMF Working Paper* 00/81
10. Fan, J., and I. Gijbels (1992), « Variable Bandwidth and Local Linear Regression Smoothers », *Annals of Statistics*, 20, 2008-36.
11. Greiner (2004), « Debt sustainability in the Euro-area: Evidence for Germany and Italy using smoothing spline regressions », *CEM Working Paper*, No. 80, Bielefeld University.
12. Greiner, A. et Kauermann, G. (2005), « Sustainability of US public debt: Estimating smoothing spline regressions. », *CEM, Working Paper*, No. 83, Bielefeld University, [http://www.wiwi.uni-bielefeld.de/\\_cem/](http://www.wiwi.uni-bielefeld.de/_cem/).
13. Greiner, A., Köller, U., Semmler, W. (2005), « Testing Sustainability Of German Fiscal Policy : Evidence for the period 1960 – 2003 », *CESifo Working Paper* No. 1386.
14. Hamilton J.D. and M.A. Flavin (1986), « On the Limitations on Government Borrowing: a framework for empirical testing », *American Economic Review*, 76, 809-819
15. Hasti, T.J. and R.J. Tibshirani (1990) *Generalized Additive Models*. Chapman and Hall, London.
16. Hastie, T.J. and R.J. Tibshirani (1993) « Varying coefficient Models. » *Journal of the Royal Statistical Society*, Series B, Vol. 55: 757-796
17. Henderson, D. et Ullah, A. (2004), « A Nonparametric Random Effects Estimator », mimeo, State University of New York.
18. Hodrick, Robert, et Edward C. Prescott (1997), « Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation », *Journal of Money, Credit, and Banking*.
19. Kauermann, G. (2005), « Non-and Semiparametric Models and their estimation », *Allgemeines Statistisches Archiv* 0, 0{12
20. Lin, X., and R. J. Carroll (2000). « Nonparametric Function Estimation for Clustered Data when the Predictor is Measured Without/With Error », *Journal of the American Statistical Association*, 95, 520-34.

21. Lucas, R. E. , (1977), « Understanding Business Cycles », in Karl Brunner and Allan Meltzer (eds.), *Stabilization of the Domestic and International Economy*, Amsterdam: North Holland
22. Marcet, A. et Ravn, M. O. (2003), « The HP-Filter in cross-country Comparisons », mimeo university of Pompeu Fabra.
23. Millet, D., Toussaint, E. (2002), « 50 questions / 50 réponses sur la dette, le FMI et la Banque mondiale », Paris, Syllepse.
24. Pagan, A., and A. Ullah (1999), *Nonparametric Econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge.
25. Ryan, T.P. (1997), *Modern Regression Methods*, J. Wiley & Sons, New York.
26. Semmler, W., Greiner, A. et Zhang, W, (2005), Monetary and fiscal policies in the Euro-Area –Macro Modeling, Learning and Empirics-, *CEM Bielefeld University*, Germany.
27. Toussaint, E. 2001, « Crise de la dette du tiers-monde : mise en perspective », in Husson, M., Johsua, I., Toussaint, E., Zerbato, M. (eds.), *Crises structurelles et financières du capitalisme au 20ème siècle*, Paris, Syllepse.
28. Trehan, B. and C.E. Walsh (1988), « Common Trends, the Government's Budget Constraint and Revenue Smoothing », *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol.12 pp.425-44.
29. Trehan, B. et Walsh, C. E. (1991), « Testing intertemporal budget constraints: theory and applications to US Federal budget and current account deficits » *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 23: 206-223.
30. Wilcox, D. (1989), « The Sustainability of Government Deficit: Implications of the Present-Value Borrowing Constraint. », *Journal of Money, Credit, and Banking* 21(3): 291-306.

## ANNEXE.

**Tableau 3.04** : Estimation de l'équation (3.13)  
toutes les variables non paramétriques.

Parametric coefficients:	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	3.0832	0.3277	9.409	1.66e-09 ***
Signif. codes:	0 '***'	0.001 '**'	0.01 '*'	0.05 '.' 0.1 ''
Approximate significance of smooth terms:				
	edf	Est.rank	F	p-value
s(b)	2.930	6.000	13.541	1.16e-06 ***
s(YVAR)	2.171	5.000	3.835	0.0108 *
s(GVAR)	1.012	3.000	40.297	1.67e-09 ***
R-sq.(adj)	= 0.85	Deviance explained	= 88.1%	
GCV score	= 4.3197	Scale est.	= 3.3286	n = 31

**Tableau 3.05** : Estimation de l'équation (3.14)  
avec tous les coefficients variables

Parametric coefficients:	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
(Intercept)	7.187289	3.167442	2.269	0.0360 *
sur1SB_1	0.004745	0.026225	0.181	0.8585
sur1SYVAR	0.001606	0.001638	0.981	0.3400
sur1SGVAR	-0.320405	0.149694	-2.140	0.0465 *
Signif. codes:	0 '***'	0.001 '**'	0.01 '*'	0.05 '.' 0.1 ''
Approximate significance of smooth terms:				
	edf	Est.rank	F	p-value
s(t):sur1SB_1	1.000	1.000	1.374	0.25669
s(t):sur1SYVAR	4.203	9.000	2.577	0.04250 **
s(t):sur1SGVAR	4.100	9.000	5.360	0.00130 **
R-sq.(adj) = 0.943	Deviance explained	= 96.6%		
GCV score = 2.223	Scale est.	= 1.2691	n = 31	