

EFFET DES POLITIQUES BUDGETAIRES SUR L'ACTIVITÉ ECONOMIQUE DES PAYS DE LA CEMAC

Les Auteurs

MAO TAKONGMO Charles Olivier
&
KENFACK Merville Estelle

I. INTRODUCTION

La décennie 80 marque le début de la crise économique dans les pays de la CEMAC, principalement due à la mauvaise gestion des finances publiques. Cette crise aura des conséquences néfastes sur leurs activités économiques. En effet, les pays africains vont enregistrer des résultats économiques décevants (croissance faible du revenu par habitant, inflation, difficultés de la balance des paiements, endettement). Par la suite, les politiques de régulation et de restructuration conduites par les Institutions de Bretton Woods (Fonds Monétaire International¹ et Banque Mondiale) et connues sous le nom de Programme d'Ajustement Structurel (PAS) seront mises en œuvre dans la plupart de ces pays, pour restaurer les grands équilibres macroéconomiques (équilibre de la Balance des Paiements, équilibre budgétaire) et maîtriser l'inflation.

De fait, suite à la dévaluation du Fcfa en 1994, on a assisté à partir de 1995 à une amélioration des performances économiques dans la plupart de ces pays, notamment la progression du revenu réel par habitant et l'amélioration du taux de croissance. De plus, récemment, la plupart de ces pays notamment le Cameroun, la République Centrafricaine, le Congo et le Tchad ont été éligibles au point d'achèvement de l'Initiative PPTE ; ce qui signifie l'annulation de l'allègement substantiel de la dette extérieure.

Il serait donc intéressant, au vu du financement supplémentaire dont dispose désormais ces pays, de regarder dans leurs passés et de faire un diagnostic de leurs politiques budgétaires dans le but de mieux orienter leurs politiques macro économiques.

La politique budgétaire est un instrument de politique économique. La théorie keynésienne stipule, qu'elle peut stimuler la demande globale et relancer une économie stagnante. D'autre part, les classiques (néoclassiques) suggèrent qu'une politique budgétaire expansionniste n'a pas d'effet

¹ Le Fonds Monétaire International sera abrégé sous son sigle habituel FMI dans la suite du document.

positif sur l'activité économique : les déficits sont nuisibles et induisent une augmentation des taux d'intérêt. Ainsi, d'après la théorie des anticipations rationnelles, les agents font des anticipations sur les impôts qu'ils devront payer dans le futur, ce qui entraîne une baisse de la demande privée et de l'offre et par suite un ralentissement de l'activité.

Par ailleurs, les études empiriques sur le sujet réalisées dans les années 90 ont remis en cause l'importance du multiplicateur budgétaire keynésien : ces études ont conclu que les politiques budgétaires expansionnistes pouvaient avoir des effets négatifs sur la consommation, l'investissement et les taux d'intérêt.

De façon générale, les travaux sur la modélisation VAR structurelle restent limités : Hénin & N'Diaye² (2001) montrent que dans ces travaux, l'innovation sur la variable budgétaire ne contribue qu'à hauteur de 6 à 20% de la variance de l'erreur de prévision du PIB.

D'autres arguments suggèrent que les interactions entre variables budgétaires et activité macroéconomique peuvent n'être ni symétriques, ni homogènes dans le temps.

Aussi, de tout ce qui précède, n'est-il pas justifié de reformuler les interactions entre le déficit budgétaire et l'activité économique comme dépendant du régime budgétaire et des conditions conjoncturelles ?

Le travail consiste donc à déterminer à l'aide de l'approche Markov-Switching Vector Autorégressive (MS VAR), l'effet des politiques budgétaires sur l'activité économique dans deux pays de la CEMAC à savoir le Cameroun et le Gabon. Le choix de ces deux pays relève essentiellement de l'absence de données sur une longue période pour les autres pays de la sous-région. De fait cette absence de données conduit à des estimateurs non convergents pour ces pays et partant, à des résultats erronés.

Aussi, pour ces deux pays, il s'agit d'identifier si les politiques budgétaires adoptées dans le cadre de ces pays ont un effet classique ou un effet Keynésien. Cette étude sera effectuée à l'aide des données trimestrielles sur la période 1976-2004.

Pour réaliser cet objectif, nous supposons que l'effet des politiques budgétaires sur l'activité économique de ces pays, dépendrait de la conjoncture économique (expansion ou récession) et/ou du régime budgétaire (déficit ou équilibre du solde budgétaire).

L'articulation de notre travail est la suivante : dans la section deux qui suit, nous dressons l'inventaire des contributions théoriques et empiriques présentes dans la littérature. La section trois

² Ces deux auteurs utilisent une méthodologie pas très courante dans la littérature pour mesurer l'effet des politiques budgétaires sur l'activité, à savoir l'approche MS-VAR. Cette méthodologie sera présentée dans le travail.

présente l'évolution économique des pays étudiés à savoir : le Cameroun et le Gabon.. Dans la section quatre, nous présentons le modèle, les stratégies de l'étude empirique, les logiciels statistiques utilisés, puis les données. La cinquième section se consacre aux estimations et aux différents résultats obtenus pour les pays choisis dans le cadre de ce travail. Enfin, dans une sixième section, nous concluons.

II. CADRE THEORIQUE D'ANALYSE DE LA POLITIQUE BUDGETAIRE

II- 1 : théories économiques de la politique budgétaire

La politique budgétaire est l'un des deux instruments traditionnels de la politique économique. Celle-ci consiste à utiliser certains instruments budgétaires notamment les dépenses publiques, les prélèvements fiscaux, l'endettement public...

Selon la théorie keynésienne, elle peut servir à stimuler la demande globale et à relancer une économie stagnante. Cependant, l'idéologie classique (néoclassique) ou anti-keynésienne prône que la politique budgétaire expansionniste n'a aucun effet favorable sur l'activité économique. Mais l'expérience de certains pays³ d'après **Cour & al (1996)** ont conduit à proposer des modèles théoriques intermédiaires entre les deux approches antagonistes. Ainsi, l'examen de la politique budgétaire importe de distinguer au préalable les différents courants de pensée au cœur de l'analyse économique.

II-1-1 Politique Budgétaire et relance de l'économie : les keynésiens et les anti-keynésiens

II-1-1-1 Les Classiques

« il n y a pas de riche qui ne s'efforce de devenir plus riche encore ; laissez-le faire ; il enrichira la nation en s'enrichissant lui-même. »⁴

Le courant de pensée classique a pour impulsion la théorie d' Adam Smith.

De façon générale, pour cette école, l'Etat ne doit pas intervenir sur le marché, afin de ne pas fausser les effets de la main invisible. Adam Smith préconise le « laisser-faire », c'est à dire que le fonctionnement de l'économie doit être libre. Cette théorie de Smith est à la base même du courant de pensée classique selon lequel ce laisser faire est la meilleure façon d'éviter la crise de déséquilibre, car l'économie a tendance à se réguler elle même.

Le libéralisme des autres classiques est présenté par **Montoussé (2002)** qui relève que : « *les autres auteurs classiques poursuivent l'œuvre de Smith et s'attachent aussi à présenter les bienfaits du libéralisme.* » C'est le cas de Malthus qui montre que les aides sociales de l'Etat sont néfastes et ne permettent pas, contrairement à leur objectif, de faire reculer la pauvreté.

³ D'après Philippine Cour et al., il s'agit de l'expérience Danoise des années 1983 à 1986, celle de l'Irlande des années 1986 à 1989, « au cours desquelles, la réduction drastique des déficits publics ne s'est pas traduite par des pertes de croissance. »

⁴ Adam Smith : recherches sur la nature et les causes de la richesse des nations.

II-1-1-2 Les keynésiens

Dans l'approche keynésienne, les pouvoirs publics sont à même de soutenir la demande des agents lorsqu'elle est déprimée et de la freiner. En cas de sous-emploi, l'Etat se doit de mener une politique de relance afin d'augmenter la demande effective. Contrairement à la logique néoclassique les différentes interventions de l'Etat sont perçues à travers les effets de demande. Ces effets de demande sont captés via le multiplicateur keynésien dans une optique de rigidité des prix ou encore de flexibilité des prix.

II-1-1-3 Cadre IS-LM et Mundell-Flemming

Dans les années 60, Mundell et Fleming ont intégré les échanges extérieurs dans le modèle IS-LM. D'après ceux-ci, si les prix sont rigides et s'il existe des capacités de production excédentaires, la demande globale détermine le revenu global. Pour palier aux déficiences du marché, et favoriser la mise en place d'un cercle vertueux de croissance économique, Keynes justifie et décrit l'intervention de l'Etat dans l'économie. Le principe peut être décrit en plusieurs étapes :

- Le niveau de la demande effective anticipé par les agents conditionne le niveau de l'activité économique (effet de demande) ;
- Quand la consommation augmente, la demande adressée aux entreprises augmente ;
- Les entreprises sont poussées à investir pour reconstituer leurs stocks de produits finis suite à un accroissement des ventes ;
- Cette hausse de l'investissement entraîne une hausse des revenus ;
- La hausse des revenus entraîne une hausse de la consommation.

Dans le cas où le marché se trouverait incapable de favoriser le retour de la croissance économique, Keynes préconise l'accroissement des dépenses publiques. La relance publique nécessite la mise en œuvre des politiques budgétaires expansionnistes matérialisées par l'apparition du déficit public. Lorsque l'activité économique ralentit, les dépenses publiques ou politique de relance économique ont tendance à s'accroître tandis que les entrées de recettes ralentissent mécaniquement, ce qui entraîne une détérioration du solde budgétaire. De ce fait, le montant des recettes fiscales diminue et le volume des dépenses publiques augmente. Aussi, la détérioration de l'activité économique provoque un transfert de revenus des administrations publiques vers les ménages et les entreprises, ce qui atténue mécaniquement l'effet du ralentissement économique sur les revenus de ces derniers. C'est le rôle de stabilisateur automatique de la politique budgétaire. Cet effet est également relevé par **Solow (2002)** : « l'effet stabilisateur est apparent dans le fait que la variabilité du revenu agrégé sera plus faible en réponse à une variabilité donnée de la dépense autonome...l'effet stabilisateur est d'autant plus fort que le système d'imposition du revenu est

plus progressif, le progressivité étant mesuré par l'élasticité du taux marginal par rapport au revenu agrégé. »

De fait, Keynes soutient que la relance de l'économie permet d'auto financer dans le temps le déficit budgétaire initial. L'efficacité de la politique budgétaire se mesure donc à l'aide du multiplicateur Keynésien⁵ ; toutefois, lorsque les prix sont rigides, si l'investissement est sensible au taux d'intérêt, le financement des dépenses publiques par l'impôt a un effet nul et ceci est dû à l'effet d'éviction : en effet, la hausse des dépenses publiques va augmenter le taux d'intérêt, par la suite il y aura un découragement de l'investissement ; ce découragement peut être négligeable si l'investissement est fortement sensible à la demande.

II-1-1-4 Modèles keynésiens à prix flexibles

En économie fermée, l'accroissement des dépenses publiques conduit à une inflation qui accroît l'éviction. Mais, en économie ouverte, **Montoussé (2002)** relève que d'après la règle de Mundell en régime de change fixe, la politique budgétaire est efficace. En effet, la hausse des prix va baisser le solde courant à travers une appréciation du taux de change réel ; ce qui va conduire à un effet d'éviction plus important qu'avec des prix fixes.

II-1-1-5 Les néoclassiques

Pour les néoclassiques, l'activité économique est entièrement déterminée par l'offre, de sorte que les déficits publics n'ont aucun effet sur l'activité. Ainsi d'après ces théoriciens, l'Etat est un facilitateur du marché qui doit créer des conditions propices à la concurrence pure et parfaite et veiller au respect de celles-ci.

De façon générale, cette théorie est soutenue par les effets d'offre. Ces effets présentés par **Delaigue (en ligne)⁶** sont au demeurant des effets à long terme. Mais l'anticipation de ces effets par les agents économiques peut induire des réactions de l'activité à court terme. De fait, une variation des impôts peut avoir un impact sur l'offre de travail ou sur l'épargne et l'investissement. La localisation internationale du capital et du travail peut aussi être affectée. En effet, l'organisation du marché du travail peut influencer l'effet de la politique budgétaire. Par exemple, lorsque les syndicats sont forts et la concurrence imparfaite, une hausse des impôts peut conduire à une hausse

⁵ le multiplicateur keynésien est un mécanisme macroéconomique mis en évidence par Keynes qui se définit comme le rapport entre la variation des dépenses publiques et la variation correspondante du revenu global ou en d'autres termes la variation du solde budgétaire et du revenu global. Ainsi, ce multiplicateur permet de compenser la faiblesse des dépenses privées par un accroissement des dépenses publiques.

⁶ www.éconoclaste.org

des salaires. Mais une concertation peut atténuer l'effet d'une politique budgétaire restrictive et conduire à une baisse du multiplicateur.

Dans les modèles de la nouvelle économie classique, la proposition d'inefficacité de la politique économique (Lucas, Sargent & Wallace) avance que lorsque les agents économiques formulent des anticipations rationnelles dans un modèle néoclassique, les politiques budgétaires sont pleinement anticipées et ne conduisent pas à modifier la consommation et l'investissement. Seule une politique surprenant les agents aura un effet, et seulement par le biais de mécanismes d'offre

Du point de vue de l'économie politique, **Alesina et Perotti (1995)** pensent qu'il peut exister un biais en faveur du déficit budgétaire. En effet, les agents privés peuvent entre autres ne pas percevoir la contrainte budgétaire de l'Etat stipulant qu'un déficit soit comblé ultérieurement ; les électeurs peuvent délibérément souhaiter transférer le poids de la dette publique sur les futures générations ; ou encore percevoir que les gouvernements peuvent se livrer à une utilisation stratégique des dépenses publiques, en engageant les gouvernements futurs sur des dépenses correspondant à leurs propres préférences ; de plus, lorsque le déficit devient persistant, la prise en compte de cet élément par le public joue sur la crédibilité : même ce qui est annoncé comme temporaire sera considéré comme permanent.

Une autre analyse en terme d'offre revient à considérer le niveau de développement. Dans les pays en développement, la propension marginale à consommer est plus élevée que dans les pays riches et le multiplicateur est plus élevé ce qui est contraire aux effets attendus. De fait, l'accès limité aux marchés de capitaux de ces pays peut être source d'éviction et limiter la valeur du multiplicateur.

II-1-1-6 les autres effets non keynésiens

« La proposition de Barro est qu'il n'y a, d'un point de vue macroéconomique, pas de différence entre un financement par l'emprunt d'un montant donné de dépenses publiques. »⁷

Il s'agit essentiellement des nouveaux économistes classiques qui conseillent l'abandon de la politique conjoncturelle et donc budgétaires. La principale théorie mise en évidence est celle de l'"équivalence ricardienne". En effet, selon ce principe repris par Barro (1981), le déficit budgétaire n'a pas d'effet attendu sur la demande, les individus anticipant une hausse future des impôts. En d'autres termes, pour être à mesure de payer les impôts futurs, les agents compensent la baisse de

⁷ Solow (2002)

l'épargne publique financée par la dette publique par une hausse équivalente de l'épargne privée. Le multiplicateur keynésien reste donc unitaire ; la politique budgétaire dans ce cas n'aura aucun effet. Ainsi, les agents réduisent leur consommation et augmentent leur épargne pour pouvoir payer les impôts futurs. Ces dépenses compensées réduisent le revenu permanent du fait des anticipations rationnelles des agents, ce qui réduit la demande et implique un multiplicateur fiscal négatif. Par conséquent « *les effets de l'augmentation des dépenses publiques sont les mêmes qu'elle soit financé par la hausse des impôts ou par le déficit budgétaire* » (**Montoussé, 2002**)

Une autre approche mise en relief par **Delaigue & al** (en ligne) est la prime de risque et crédibilité

De fait, le taux d'intérêt augmente en fonction du risque de défaut sur la dette publique ou en cas de hausse de l'inflation. Un effet d'éviction apparaît. Ici, un changement de politique budgétaire annoncé comme temporaire sera mieux perçu et la crédibilité du gouvernement est alors cruciale. Si le caractère temporaire du changement est accepté par les agents, l'effet d'éviction sera réduit.

II-2 les faits stylisés

Il s'agit dans cette section de mettre en évidence les principaux résultats empiriques obtenus de l'effet des politiques budgétaires sur l'activité.

Depuis l'article fondateur de **Giavazzi et Pagano (1990)**, mettant en évidence les effets anti-keynésiens de la politique budgétaire sur le niveau d'activité, de nombreux articles y ont fait suite ; aussi plusieurs articles arrivent à des conclusions opposées.

La première approche présentée dans ce travail inspiré de l'article de **Phaneuf et Wasmer (2005)** concerne l'étude de **Barro (1981)**. Cette étude se limite à des équations de forme réduites du PIB sur les composantes transitoires et permanentes des dépenses publiques. A cet effet, l'objectif est de percevoir les réactions de l'activité économique dans un pays après l'apparition d'évènements accidentels (guerres, catastrophes,...). Cette approche est également incluse les travaux de **Rotemberg et Woodford (1992)**. Contrairement à Barro, ces derniers estiment l'effet des politiques budgétaires par des systèmes vecteurs-autorégressifs univariés du PIB.

La deuxième approche présentée est celle de Phaneuf et Wasmer. Celle-ci dans le cas de l'économie québécoise utilise une approche de type vecteur auto-régressif qualifiée de « semi structurel ». Ces approches ont une motivation fondamentale commune , soit de produire des mesures de variations des dépenses publiques et des taxes qui ne sont pas sujettes au problème de

rétroaction simultanée⁸ entre les variables fiscales et l'activité économique, soit d'évaluer les effets des mesures fiscales.

D'autres travaux montrent que les effets des politiques budgétaires ne sont pas toujours linéaires. Ainsi **Tanimoune, Combe et Plane (2005)** dans leurs travaux sur l'union économique et Monétaire Ouest africaine présente la non linéarité des effets de la politique budgétaire. Les résultats de cette étude sont d'autant plus intéressants que les pays de l'échantillon sont des pays africains, dont assez proches dans leurs caractéristiques des pays de notre étude.

Comparativement à toutes ces méthodes, il s'agit enfin de voir la particularité ou encore la valeur ajoutée de la méthodologie MS-VAR après avoir présenté les résultats de l'approche VAR structurel.

II-2-1 Impact des dépenses publiques temporaires contre permanentes

Cette procédure a hautement influencée les premiers travaux de l'estimation des effets macroéconomiques sur l'activité. La procédure postule que les changements transitoires devraient avoir un impact productif plus élevé que les changements permanents. Pour cela, Barro (1981) estime une équation de forme réduite du PIB réel. La forme générale de cette équation est la suivante :

$$\text{Log}(Y_t) = \beta_0 + \beta_1 \left[\left((G - G^*) / Y \right) \right]_t + \beta_2 G^* / Y$$

où $(G - G^*) / Y$ représente la composante transitoire des dépenses publiques relativement au PIB réel et G^* / Y la composante permanente.

De cette équation générale, Barro fait une distinction entre les composantes permanentes et transitoires associées à la défense et celles qui ne sont pas associées à la défense. En effet, il convient de noter que l'estimation de ce modèle repose sur une approche « événementielle » qui met l'accent sur l'exogénéité des guerres comme élément déclencheur des variations du solde budgétaire. Les estimations de Barro effectuées sur les données américaines montrent que les dépenses temporaires (transitoires) rattachées à la défense ont un impact expansionniste très significatif sur le PIB réel ; les dépenses permanentes se rapportant à la défense ont un effet moins élevé. Quant à l'effet des seules dépenses permanentes qui ne sont pas rattachées à la défense, leur effet est imprécis et ne semble pas très important quantitativement.

D'autres études à l'instar de celles de **Rotemberg et Woodford (1992)** pour pallier à la possible endogénéité de certaines variables fiscales (utilisées par Barro) avec les variations de l'activité font une estimation des systèmes autorégressifs visant à expliquer l'évolution des

⁸ par rétroaction simultanée les auteurs entendent la possible confusion au niveau de l'estimation économétrique entre, d'une part, les effets de la politique fiscale discrétionnaire sur les agrégats économiques et, d'autre part l'ajustement endogène des dépenses publiques et des taxes à des variations du revenu.

dépenses militaires. Cette approche essaie donc de contourner la rétroaction simultanée en s'appuyant sur le fait que les événements à l'origine des guerres pourraient être considérés comme imprévisibles. Sur les données américaines, ils obtiennent un effet expansionniste des chocs fiscaux sur la production privée.

Mais, des limites de ces études est leurs considérations des mesures de changements exogènes des dépenses publiques. De plus, elle ne prend pas en compte les ajustements possibles des taxes suite à une hausse des dépenses publiques.

Pour résoudre ce problème, **Phaneuf et Wasmer (2005)** propose une approche vecteur autorégressif semi structurelle

II-2-2 Approche SVAR

Cette approche repose sur l'estimation des systèmes vecteurs-autorégressifs multivariés. Contrairement aux approches précédentes, elle repose sur l'évaluation des impacts des politiques fiscales en période normale et non en période de guerre. D'après les auteurs, « la dimension semi-structurelle du VAR tient au fait que certaines restrictions contemporaines sont imposées afin de réaliser l'identification statistique des chocs fiscaux et d'assurer autant que possible l'exogénéité des chocs considérés ». Aussi l'avantage sur les précédentes méthodes est la prise en compte d'un ajustement concomitant des taxes pouvant avoir un effet distorsif sur les agrégats d'intérêt (notamment le niveau d'activité), en cas d'une hausse des dépenses publiques.

D'après les résultats à base de données canadiennes, il apparaît que dans le court terme, les dépenses publiques génèrent l'activité économique, tandis que les taxes la freinent. Cependant, cette analyse ne situe pas ces résultats dans le cadre des différentes phases du cycle économique. Il est donc difficile via l'approche SVAR d'évaluer voire de faire une analyse explicite de l'évolution de l'activité par rapport au régime budgétaire.

II-2-3 La non-linéarité des effets de la politique budgétaire.

D'après la théorie keynésienne, comme nous l'avons mentionné supra, les pouvoirs publics sont appelés à soutenir l'activité des lors que la demande des agents est déprimée. En effet, la régulation de la croissance économique par l'Etat passe par des actions budgétaires contracycliques⁹. Cependant **Tamoune & al. (2005)** relève qu'entre 1973 et 1982, les finances publiques africaines ont été structurellement déficitaires, en contradiction avec la logique contracyclique d'intervention de l'Etat. En effet, cette contradiction peut s'expliquer par le comportement des Etats africains : *«peu d'Etats africains ont d'ailleurs été capables de lisser la*

⁹ C'est à dire des actions d'atténuation des aléas de la conjoncture économique.

dépense en épargnant dans les moments de boom des matières premières et en désépargnant dans une conjoncture défavorable ». de même, **Feldstein**¹⁰ (1982) observait que les ménages ne sont jamais sûrs du caractère permanent ou temporaire de la politique budgétaire.

La modélisation retenue à cet effet est une modélisation en termes d'effet de seuil à travers la méthodologie du seuil endogène développée par Hansen (1999). Il s'agit de modéliser l'impact de la politique budgétaire conditionnelle au niveau d'activité via l'endettement. Les résultats obtenus sur des données annuelles d'un panel constitué de sept pays de l'UEMOA sur la période 1986-2002 ne rejette pas l'hypothèse de non-linéarité de la politique budgétaire.

Cette variable conditionne aussi l'influence de la politique budgétaire sur le cycle économique. Les coefficients d'impact budgétaires sont en effet statistiquement différents selon que le niveau d'endettement extérieur est inférieur ou supérieur au seuil de 83% du PIB.

Cependant, les modèles à effets de seuil ont la souplesse de la modélisation, mais leurs caractéristiques *ad hoc* en atténuent la portée analytique.

II-2-4. La méthodologie MS-VAR (Modèles à changement de régimes markoviens)

Des arguments particulièrement intéressants suggèrent que les interactions entre variables budgétaires et activité macroéconomique peuvent n'être ni symétriques, ni homogènes dans le temps. Ainsi, les contraintes financières des consommateurs peuvent être plus resserrées en récession, ce qui y renforcerait le jeu des mécanismes keynésiens. Alternativement, l'effet stimulant du déficit sur l'activité pourrait se retourner en cas de déficit excessif ou de dette publique élevée qui induirait des anticipations de hausse des impôts. Il peut être ainsi justifié de reformuler les interactions entre le déficit budgétaire et l'activité comme dépendant de régimes conjoncturels ou budgétaires, et non comme invariantes dans le temps.

L'étude de **Hénin et N'Diaye (2001)** complète l'approche VAR traditionnelle en prenant en compte le caractère asymétrique des réponses de l'activité à une augmentation ou une diminution du déficit public.

Les auteurs estiment pour quatre grands pays (France, Etats-Unis, Royaume-Uni et Canada) un modèle VAR à changements markoviens de régimes, afin d'évaluer dans quelle mesure le multiplicateur budgétaire peut dépendre de la situation conjoncturelle (expansion ou récession).

Les conclusions de l'étude confirment les incertitudes relevées par les études précédentes sur les effets keynésiens de la politique budgétaire. Les auteurs concluent à des effets non keynésiens de la politique budgétaire dans la majorité des cas. Toutefois, ils remarquent qu'un

¹⁰ Cités par Creel, Ducoudré, Mathieu et Sterdyniak.

régime de déficit budgétaire s'accompagne d'une probabilité élevée de poursuite de la croissance ou de reprise économique. En revanche, un régime d'équilibre budgétaire s'accompagne d'une probabilité élevée d'entrer ou de rester en récession.

La présente étude s'inspirera de l'étude de **Hénin et N'Diaye (2001)** pour analyser l'effet de la politique budgétaire sur l'activité économique au Cameroun et au Gabon. On considèrera des estimations d'une équation réduite de l'activité en fonction du solde primaire, et en fonction d'abord de régimes conjoncturels expansion et récession puis de régimes croisés, associant à cette typologie conjoncturelle deux états de la politique budgétaire : «amélioration du solde » ou « détérioration du solde ». Mais avant, on présentera l'évolution succincte de l'économie de ces pays en fonction de leurs politiques budgétaires.

III PRESENTATION DES ECONOMIES CAMEROUNAISE ET GABONAISE

Avant de faire l'étude proprement dite des effets de la politique budgétaire, il convient de présenter l'évolution économique des pays concernés dans cette étude du point de vue des performances macroéconomiques mais aussi des finances publiques.

Le Cameroun et le Gabon sont des pays de la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC). Les performances économiques de l'Afrique subsaharienne en général et de cette sous région en particulier sont meilleures depuis la deuxième moitié de la décennie 1990. D'après la Commission Economique pour l'Afrique (CEA)¹¹, cette performance s'est traduite concrètement par des niveaux d'inflation relativement faibles qui, pour la plupart des pays sont en deçà de la limite des 3% fixée dans le cadre de la surveillance multilatérale des politiques budgétaires. Cependant ces résultats cachent des disparités entre pays de la sous-région. C'est pourquoi, il convient de faire une analyse économique par pays .

III-1 Performances macroéconomiques

III-1-1 Cas du Cameroun

Le Cameroun est l'un des pays ayant contribué de façon négligeable au bilan positif de l'activité économique de la sous-région. En effet dans le **rapport zone franc (2005)**, on note que le taux de croissance réelle du PIB du Cameroun est passé de 3,6 % en 2004 à 2,4 % en 2005. mais, ce ralentissement de la croissance économique, n'a pas affecté la consolidation des grands équilibres macroéconomiques du pays en 2005. En effet, l'excédent budgétaire s'est accru, les pressions inflationnistes ont été contenues et le déficit du compte courant de la balance des

¹¹ Il s'agit du bureau sous-régional en Afrique centrale de la Commission Economique pour l'Afrique dans son rapport annuel : *les économies de l'Afrique centrale*

paiements s'est réduit. Aussi dans ces prévisions le **rapport des économies de l'Afrique centrale (2006)** observe qu'il est attendu que la croissance camerounaise rebondisse à 4,9% en 2006 grâce au dynamisme du secteur non pétrolier.

III-1-2 Cas du Gabon

Le développement du secteur pétrolier dans ce pays a pallié en partie au déclin de la production pétrolière. En effet, le PIB réel du Gabon a progressé de +1,6% en 2004. Cependant l'amélioration du cours du pétrole en 2005 a permis une amélioration des indicateurs macroéconomiques. En effet, dans son rapport 2005, la zone franc observe que cette croissance a été relativement soutenue (+3%) grâce à la bonne activité des secteurs miniers, secondaires et tertiaires. De plus, il y a eu baisse des prix à la consommation imputable à la baisse des prix d'un certain nombre de produits locaux. Cette baisse de 0,2% en moyenne annuelle contrastait avec une hausse de 0,4% l'année précédente

Il convient de le noter : dans ce pays, on relève un certain nombre de secteur en expansion. C'est le cas du secteur minier avec une augmentation de la production minière grâce à de nouveaux investissements dans le secteur du manganèse. C'est le cas également du secteur des télécommunications en expansion du fait de la progression de la téléphonie mobile.

III-2 Finances publiques

De façon générale, on note un assainissement budgétaire dans les économies pétrolières de la CEMAC. Ainsi pour l'année 2005, on a le bilan suivant pour l'ensemble des économies de l'Afrique Centrale (2006):

- ✓ une augmentation de 18,8% des recettes budgétaires sous l'effet principalement d'une progression des recettes pétrolières compte tenu de la hausse des cours du pétrole ;
- ✓ une augmentation de 1,9% des dépenses budgétaires qui ont représenté 16,2% du PIB en 2005, contre 18% en 2004 due à une augmentation des dépenses en capital, en relation avec la poursuite des efforts de mobilisation des ressources extérieures destinées à financer les projets de réhabilitation des infrastructures et de lutte contre la pauvreté ;
- ✓ Une amélioration de l'excédent du solde primaire qui est située à 9,4% du PIB en 2005, contre 7,2% en 2004 ;
- ✓ Une progression de l'excédent budgétaire, base engagement, hors dons qui est passé de 3,5% du PIB en 2004 à 6,3% en 2005.

III-2 1 Cas du Cameroun,

Les objectifs de la politique budgétaire sont restés dominés par la réalisation du point d'achèvement de l'initiative pays pauvres très endettés (PPTTE). La stratégie dans cette perspective a consisté dans un premier temps à l'amélioration des recettes non pétrolières afin de pallier la baisse des revenus pétroliers consécutifs à la chute de la production et dans un second temps à contrôler les dépenses courantes (économies de l'Afrique centrale, 2006). L'année 2005 est donc marquée par une nette consolidation des finances publiques. Cette consolidation s'est d'ailleurs traduite par l'atteinte du point d'achèvement en avril 2006.

III-2 -2 Cas du Gabon

L'économie gabonaise reste très dépendante des recettes pétrolières (51% du PIB, 81% des exportations et 61% des recettes budgétaires en 2005). Ainsi les revenus pétroliers continuent d'être la majeure source de financement de l'Etat. Cette amélioration du budget de l'Etat a permis une augmentation des dépenses qui s'élevaient d'après le rapport de la zone Franc à 15,2% du budget en 2005. Il a d'ailleurs été largement excédentaire, (contrairement à l'année précédente où le solde global était déficitaire) ce qui a permis au pays de rembourser sa dette à hauteur de Fcfa 136,8 milliards. Cette fluctuation drastique du solde a appelé à quelques recommandations de la communauté financière internationale. Aussi les économies d'Afrique centrale relève que le FMI recommande particulièrement une amélioration de l'administration fiscale en vue d'augmenter les recettes non pétrolières. Cette recommandation est d'autant plus judicieuse qu'il a été prévu un déclin du solde budgétaire en 2006 avec la baisse des cours du pétrole si elle se réalise.

Les développements précédents nous ont permis de constater une nette évolution des indicateurs macroéconomiques, de la sous-région et en particulier du Cameroun et du Gabon. Cette amélioration est le résultat d'un certain nombre de réformes des administrations, notamment la réforme des administrations fiscales. A cet effet, nous nous proposons de mesurer les effets des politiques budgétaires et leur contribution à ces résultats, en considérant les différentes phases du cycle économique au cours d'une année. Aussi, une meilleure appréhension de ces effets passe par l'application de la méthodologie MS-VAR (modèles à changement de régime markovien) et fera l'objet de la section suivante.

IV METHODOLOGIE, DONNEES DE L'ETUDE ET STATIONNARITE DES SERIES

Il convient de le rappeler, l'objectif de ce travail est d'évaluer dans quelle mesure les effets de la politique budgétaire sur l'activité dépendent de la phase conjoncturelle considérée (expansion ou récession) et/ou du régime budgétaire en terme d'équilibre ou de déficit.

Ainsi, on introduira d'abord les spécifications MS-VAR retenues pour la présente étude. On présentera ensuite la stratégie de l'étude empirique et enfin la stationnarité des séries.

IV-1 Présentation du modèle

Les modèles MS-VAR, Markov-Switching Vector Autorégressive, introduit par Hamilton (1989) sont utilisés pour modéliser les séries chronologiques soumises à des changements discrets et occasionnels de régime. Les différents régimes, de nature discrète, sont stochastiques et inobservables. Ils permettent ainsi la mise en œuvre des modèles dynamiques non linéaires complexes.

La spécification retenue est donc celle proposée par Hamilton (1988, 1989) où la transition entre les régimes suit un processus markovien.

Ainsi, si y_t mesure l'écart conjoncturel de l'activité, b_t le solde budgétaire primaire, le modèle représente l'économie par l'équation suivante :

$$y_t = \mu_{s(t)} + \sum_{i=1}^k \varphi_{i,s(t)} y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \lambda_{i,s(t)} b_{t-i} + \sigma_{s(t)} \varepsilon_t \quad (1)$$

On suppose que les perturbations ε_t sont indépendantes, identiquement distribués et suivent la loi Normale centre réduite. Toutefois les régimes sont hétéroscédastiques, le terme constant dépend de l'état du régime. Il existe un changement dans la composante auto régressive de l'écart conjoncturelle, l'impact du solde budgétaire sur l'activité dépend de la phase du cycle.

s_t Étant l'état de l'économie représentant l'expansion ou la récession ($s_t = \{0, 1\}$), les hypothèses ci-dessus permettent de spécifier les paramètres $\mu_{s(t)}$, $\varphi_{i,s(t)}$, $\lambda_{i,s(t)}$ et $\sigma_{s(t)}$ de la façon suivante :

$$\mu_{s(t)} = \alpha_0 + \alpha_1 s_t$$

$$\varphi_{i,s(t)} = \varphi_{i,0} + \varphi_{i,1} s_t$$

$\lambda_{i,s(t)} = \lambda_{i,0} + \lambda_{i,1} s_t$ avec $\lambda_i <$ dans le cas keynésien : une réduction du solde exerce un effet de stimulation sur la demande et $\lambda_i >$ dans le cas classique.

$$\sigma_{s(t)} = \sigma_0 + \sigma_1 s_t$$

On admet que la suite $s(t)$ suis un processus markovien du premier ordre.

$$\text{Prob}(s_t / s_{t-1}, s_{t-2}, \dots) = \text{Prob}(s_t / s_{t-1})$$

$$\text{Prob}(s_t = 1 / s_{t-1} = 1) = p$$

$$\text{Prob}(s_t = 0 / s_{t-1} = 1) = 1 - p$$

$$\text{Prob}(s_t = 0 / s_{t-1} = 0) = q$$

$$\text{Prob}(s_t = 1 / s_{t-1} = 0) = 1 - q$$

La matrice P des probabilités de transition s'écrit alors

$$P = \begin{bmatrix} p & (1-q) \\ (1-p) & q \end{bmatrix}$$

La probabilité de quitter le régime '1' est constante et égale à $1 - p$. La durée de vie moyenne de ce régime est donc $1/(1 - p)$. La durée moyenne du régime '0' est $1/(1 - q)$. L'état de symétrie est donné par la condition $p = q$; les deux régimes dans ce cas sont alors persistants.

L'effet des conditions initiales sur l'état du système s'estompe avec le temps.

La probabilité d'observer le régime '1', indépendamment des états intermédiaires, tend vers une constante π , égale à la probabilité d'être précédemment dans ce régime et d'y rester ($p\pi$) plus la probabilité d'être antérieurement en '0' et d'en sortir $[(1 - q)(1 - \pi)]$ d'où $\pi = (1 - q)(2 - p - q)$ interprétable aussi comme la probabilité inconditionnelle du régime '1'.

on a:

$$\begin{pmatrix} \pi \\ 1 - \pi \end{pmatrix} = P \begin{pmatrix} \pi \\ 1 - \pi \end{pmatrix}$$

L'estimation du modèle repose sur la probabilité de réalisation d'un régime conditionnellement aux états précédents du système. s_t N'étant pas observable, cette probabilité doit être exprimée conditionnellement à l'observation des réalisations passées de la variable y_t ; ceci nécessite le recours a un algorithme de filtrage.

L'estimation du modèle s'effectue par la maximisation de la vraisemblance des observations, l'état du système constituant une variable latente dont la valeur est prédite par le filtre Baum-Lindgren-Hamilton-Kim. (BLHK) présenté en annexe 2 du document.

On peut par la suite considérer une dynamique multivariée d'une variable d'intérêt. On peut donc associer au modèle précédent l'équation du solde budgétaire b_t :

$$b_t = v_{s(t)} + \sum_{i=1}^k \psi_{i,s(t)} y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \xi_{i,s(t)} b_{t-i} + \sigma_{gs(t)} \eta_t \quad (2)$$

Dans le contexte de la présente étude, le modèle (1) conditionnant l'impact du solde sur l'activité par la phase conjoncturelle peut ainsi être étendu à l'hypothèse d'un double conditionnement des coefficients λ_i , d'une part, par la situation conjoncturelle (E ou R, pour expansion ou récession) et, d'autre part, la situation budgétaire existante caractérisée par l'opposition entre équilibre budgétaire (eb) et déficit budgétaire (db).

On désignera ainsi les quatre régimes de ce modèle généralisé par (Ebe, Edb, Rbe, Rbd)¹² du régime 'Ebe' expansion de l'activité et budget équilibré au régime 'Rbd' combinant récession et déficit budgétaire. L'identification en ces termes des régimes résulte de l'application empirique de l'algorithme Espérance-Maximisation (E.M)¹³.

IV-2 Stratégie de l'étude empirique

la stratégie d'exploration empirique adoptée pour l'étude comme chez Hénin et N'Diaye (2001) consiste à estimer successivement, pour chacun des deux pays considérés, trois variantes de l'équation (1) spécifié dans le cadre d'un VAR bivarié. Concrètement, il s'agit d'estimer :

- Un modèle linéaire, à régime unique sur l'ensemble de l'échantillon disponible;
- Un modèle à changement de régime markovien à 2 régimes conjoncturels (expansion et récession, notés E et R);
- Un modèle dans le cadre d'un MS-VAR de la dynamique jointe de l'écart conjoncturel (1) et du solde (2) avec les quatre régimes conjoncturels (Ebe, Edb, Rbe, Rbd).
- Le critère d'identification à postériorité¹⁴ (P Henin et N'Diaye 2001) est retenu pour identifier les régimes.

Les estimations sont faites à l'aide du logiciel statistique OX développé par KROLZIG, H-M. (1998).

¹² P Hénin et P N'

¹³ Voir filtre Baum-Lindgren-Kim. (BLHK) en Annexe 2

¹⁴ L'identification des régimes résultant de l'algorithme de Hamilton repose sur le critère suivant:
 $E(Ec_t / s=1, 2) > E(Ec_t / s=3, 4)$ et $E(Sb_t / s=1, 3) > E(Sb_t / s=2, 4)$

IV-3 Les données de l'étude

Dans notre analyse économétrique, nous utilisons des données trimestrielles du PIB et du solde primaire (en pourcentage du PIB). Ces données s'étalent sur la période 1976 à 2004.

Elles proviennent de la Banque de Etats de l'Afrique Centrale (BEAC), de la Banque Mondiale (BM), de la Commission Economique pour l'Afrique (CEA), ainsi que du site de la zone franc.

La variable d'activité retenue est une mesure de l'écart conjoncturel, soit la différence entre le logarithme du PIB et la composante stationnaire du logarithme du PIB résultant de l'application du filtre de Hodrick-Prescott avec le coefficient de pondération $\lambda = 1600$ habituel au pas trimestriel. Ces données annuelles ont été trimestrialisées par la méthode Goldenstein et Khan (1976) (voir Annexe 1)

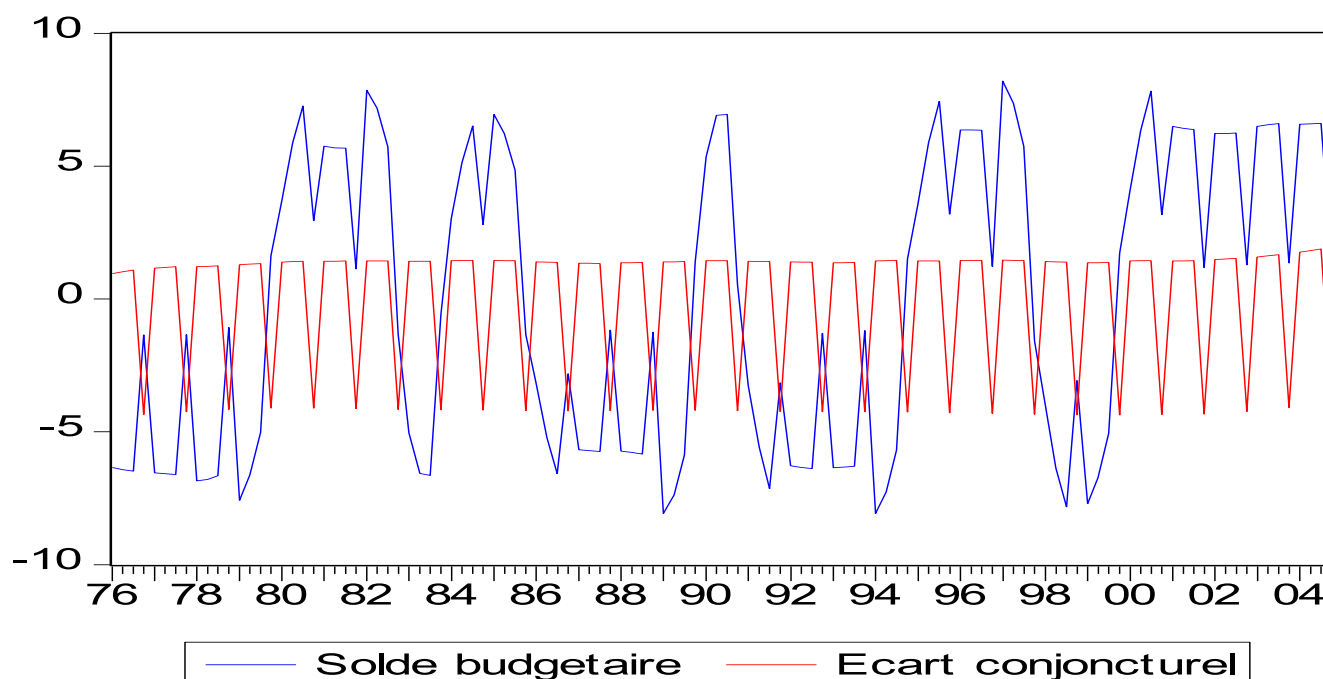
En dehors du Gabon et du Cameroun, les données concernant les autres pays de la CEMAC ne sont pas suffisamment longues pour en faire une analyse MS-VAR : ainsi notre étude se limitera au Gabon et au Cameroun.

IV-3-1 Analyse de la stationnarité des séries

IV-3-1-1 l'Ecart conjoncturel et du solde budgétaire au Gabon.

La représentation graphique des deux séries nous indique qu'elles ont de fortes chances d'être stationnaires à niveau.

Graphique 1 : évolution de l'Ecart conjoncturel et du solde budgétaire au Gabon entre 1976 et 2004



Source : Auteurs

Le test de racine unitaire de Dickey Fuller permet de confirmer cette appréhension ; en effet

Concernant l'Ecart conjoncturel, la statistique ADF=-92,6 est inférieure aux valeurs critiques pour tous les seuils considérés comme on peut le remarquer au tableau 1.

Tableau 1 : Test de Dickey Fuller sur la série des écarts conjoncturels du Gabon

ADF Test Statistic	-92.60252	1% Critical Value*	-2.5839	
		5% Critical Value	-1.9428	
		10% Critical Value	-1.6172	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(EC)				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1976:4 2004:4				
Included observations: 113 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EC(-1)	-3.949555	0.042651	-92.60252	0.0000
D(EC(-1))	1.971461	0.030282	65.10434	0.0000
D(EC(-2))	0.988272	0.017576	56.22970	0.0000

Source : Auteurs

Concernant le Solde budgétaire, la statistique ADF=-4,019 est aussi inférieure aux valeurs critiques pour tous les seuils considérés (Tableau 2).

Tableau 2 Test de Dickey Fuller sur la série du solde budgétaire au Gabon

ADF Test Statistic	-4.019593	1% Critical Value*	-2.5839	
		5% Critical Value	-1.9428	
		10% Critical Value	-1.6172	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(SB)				
Method: Least Squares				
Included observations: 113 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SB(-1)	-0.261416	0.065035	-4.019593	0.0001
D(SB(-1))	0.024199	0.096733	0.250162	0.8029
D(SB(-2))	0.187342	0.094162	1.989568	0.0491

Source : Auteurs

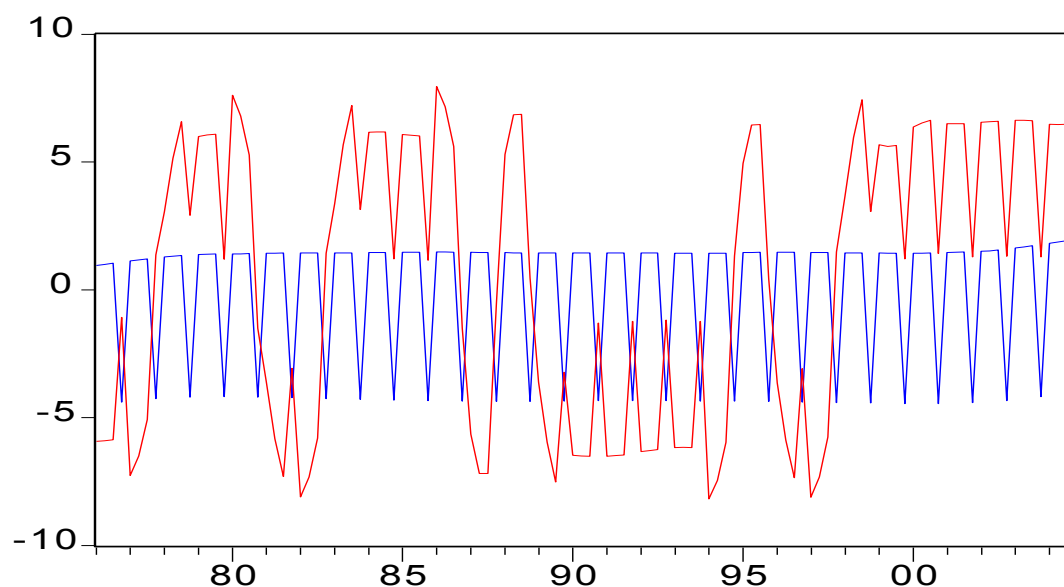
IV-3-1-2 l'Ecart conjoncturel et du solde budgétaire au Cameroun.

La représentation graphique de l'évolution de l'écart conjoncturel et du solde budgétaire au Cameroun permet de remarquer qu'elles sont stationnarité à niveau. Ce constat est confirmé par le Test de Dickey Fuller aux tableaux 3 et 4 : en effet

Concernant l'Ecart conjoncturel, la statistique ADF=-94,047 est inférieure aux valeurs critiques pour tous les seuils considérés (Tableau 3).

S'agissant du solde budgétaire, la statistique ADF=-4,0883 est inférieure aux valeurs critiques pour tous les seuils considérés (Tableau 4).

Graphique 2 évolution de l'Ecart conjoncturel et du solde budgétaire au Cameroun entre 1976 et 2004



— Ecart conjoncturel du Cameroun — Solde budgétaire du Cameroun

Source : Auteurs

Tableau 3 : Test de Dickey Fuller sur la série des écarts conjoncturels du Cameroun

ADF Test Statistic	-94.04747	1% Critical Value*	-2.5839	
		5% Critical Value	-1.9428	
		10% Critical Value	-1.6172	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(EC)				
Method: Least Squares				
Included observations: 113 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
EC(-1)	-3.952541	0.042027	-94.04747	0.0000
D(EC(-1))	1.973747	0.029839	66.14561	0.0000
D(EC(-2))	0.989581	0.017318	57.14088	0.0000

Source : Auteurs

Tableau 4 : Test de Dickey Fuller sur la série du solde budgétaire du Cameroun

ADF Test Statistic	-4.088389	1% Critical Value*	-2.5839	
		5% Critical Value	-1.9428	
		10% Critical Value	-1.6172	
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(SB)				
Included observations: 113 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SB(-1)	-0.268599	0.065698	-4.088389	0.0001
D(SB(-1))	0.042790	0.096541	0.443237	0.6585
D(SB(-2))	0.185899	0.094228	1.972872	0.0510

Source : Auteurs

En somme, d'après le test de racine unitaire de Dickey Fuller, toutes les séries de notre étude sont stationnaires à niveau.

IV-4 Détermination du retard optimale du VAR

On peut considérer au plus ($p = 2$) retards; il est généralement suffisant ; étant donné le nombre élevé de paramètres à estimer et la problématique du modèle MS-VAR¹⁵ . Hénin et N'Diaye (2001) ont systématiquement fixé à deux retards la dimension autorégressive des modèles dans leur étude.

Pour retenir le retard optimal du VAR, nous avons estimé deux modèles ; le premier à un retard et le second à deux retards. Pour chaque modèle, nous avons calculé les critères d'Akaike (AIC), de Schwarz (SC) ainsi que la log vraisemblance (LV). Le tableau suivant reporte les résultats obtenus.

Gabon

Nombre de retards	LV	AIC	SC
P=1	-456.2156	8.2820	8.7594
P=2	-428.9826*	8.0172*	8.6893*

Cameroun

Nombre de retards	LV	AIC	SC
P=1	-432.8461	7.8756	8.3530
P=2	-401.9866*	7.5436*	8.2157*

(*) indice l'ordre p à retenir selon le critère utilisé

Les trois critères utilisés nous conduisent à retenir un processus VAR(2) ; la log vraisemblance y est plus grande et les statistiques AIC et SC sont plus petites par rapport au processus vectoriel auto régressif d'ordre 1 tant pour le Gabon que pour le Cameroun.

¹⁵ Hénin et N'Diaye (2001)

V- RESULTATS DE L'ETUDE

L'étude présente les résultats suivants :

V-1 Cas du Gabon

Les résultats empiriques sur les données du Gabon sont présentés au tableau 5. La première colonne rapporte l'estimation MCO du modèle sur l'ensemble des données : du premier trimestre 1976 au quatrième trimestre 2004 soit un ensemble de 144 observations. Ses observations sont classées dans un régime unique. D'après les valeurs lues sur le tableau ($t_{\text{student}}=0,17$ pour SB-1 ; $t_{\text{student}}=0,13$ pour SB-2), le test de student permet de dire que l'on ne peut pas rejeter l'hypothèse selon laquelle les coefficients du solde primaire retardé de un et de deux trimestres sont nuls. L'écart conjoncturel suit alors un processus autoregressif d'ordre 2 AR (2)

La seconde colonne du tableau présente les résultats du modèle MS-Var à deux régimes conjoncturels. Le régime 1 est identifié comme le régime de récession et le régime 2 est identifié comme celui d'expansion¹⁶ En récession, l'activité est en moyenne inférieure ((1,33-(-1,18)) soit 2,5 points de PIB) à son niveau d'expansion.

52 points (45% des observations) sont classés en expansion et 62 points (55% des observations) sont classés en récession

La matrice de probabilité de transition montre que la probabilité de sortir d'un régime à un autre est très faible (8% environ dans les deux cas) et la probabilité de persister dans un état est de 92%.. Les durées dans chaque régime sont approximativement les mêmes (12 trimestres).

L'analyse des coefficients estimés par régime laisse apparaître qu'en période de récession (1), Le coefficient de solde est maintenant significatif à un retard ; il est négatif et appréhende donc un effet positif ; une détérioration du solde est favorable à l'activité ; cette situation décrit une nature keynésienne¹⁷. La considération de la phase conjoncturelle permet de mettre en lumière un effet budgétaire (effet keynésien). La troisième colonne du tableau présente les résultats des régimes croisés (4 régimes latents). L'identification des différents régimes est la suivante :

- on a $E(Y_t/s=2, 3) > E(Y_t/s=1,4)$ donc expansion et équilibre budgétaire (Ebe) et expansion et déficit budgétaire (Edb) appartiennent à {2,3}
- Récession et budget équilibré (Rbe) et Récession et déficit budgétaire (Rdb) appartiennent à {1,4}
- De plus l'espérance du solde budgétaire est plus grand en budget équilibré qu'en déficit budgétaire soit $E(G_t/s=3, 4) > E(G_t/s=1, 2)$ donc
- L'expansion en budget équilibré (Ebe) et Récession en budget équilibré (Rbe) appartiennent à {3,4}

¹⁶ La constante relative au régime 1 est inférieure à la constante relative au régime 2 de plus elle sont significativement différentes de 0

¹⁷ Le déficit budgétaire permet de relancer l'activité économique

- L'expansion et déficit budgétaire (Edb) et la récession et déficit budgétaire (Rdb) appartiennent à {1,2}.
- On en déduit aisément que :

1- représente la récession et le déficit budgétaire (1=Rdb)

2- représente donc l'expansion et le déficit budgétaire (2= Edb)

3- représente l'expansion et budget équilibré (3=Ebe)

4 -représente Récession et déficit budgétaire (4=Rdb)

La réduction de l'AIC de ce modèle par rapport à celui à deux changements de régimes markovien montre que cette spécification n'est pas surparamétrisé

En situation de récession et budget équilibré, le coefficient relatif au solde budgétaire un retard significativement différent de 0 au seuil de 10% de plus, il est maintenant positif ; l'amélioration du solde budgétaire améliore l'activité économique. C'est la nature classique¹⁸ selon la terminologie de l'étude.

Le nombre d'observations en régime d'expansion et régime équilibré (8 observations) est relativement bas contrairement aux autres régimes (plus de 32 observations).

¹⁸ Selon les Classique, Le financement de l'activité par le déficit budgétaire a un effet négatif sur l'activité économique

Tableau5 : Résultats Gabon							
Modèle équation	Linéaire échantillon complet	Régimes conjoncturels		Régimes croisés			
		1 (R)	2 (E)	1(Rbe)	2(Edb)	3(Ebe)	4(Edb)
Variable							
Const	0.006660	-1.183865*	1.339212	-1.475928*	1.255163*	1.383350*	1.064932
Standart Error	(0.19309)	0.4363	1.4221	0.1327	0.5890	0.5794	1.0603
T statistic	(0.03449)	(-2.7137)	0.9417	-11.1212	2.1311	2.3875	1.0044
EC_1	-0.496123*	-0.693589*	-0.242870	-0.961307*	-0.038648	-0.045355	-0.150496
Standart Error	(0.08393)	0.1233	0.2569	0.0981	0.1093	0.1631	0.1962
T statistic	(-5.91137)	-5.6263	-0.9453	-9.7990	-0.3535	-0.2781	-0.7671
EC_2	-0.498338*	-0.482446*	-0.392531*	-1.002547*	-0.035282	-0.061812	-0.148356
Standart Error	(0.08407)	0.1311	0.1283	0.0165	0.0607	0.1503	0.1298
T statistic	(-5.92776)	-3.6787	-3.0584	-60.6295	-0.5809	-0.4113	-1.1432
SB_1	0.009895	-0.249367*	-0.203767	0.025484	-0.001066	-0.019714	0.005375
Standart Error	(0.05635)	0.1242	0.2902	0.0172	0.1187	0.1450	0.2246
T statistic	(0.17559)	-2.0078	-0.7022	1.6784**	-0.0090	-0.1360	0.0239
SB_2	0.007598	0.046020	0.010049	-0.008738	0.009956	0.004068	-0.001305
Standart Error	(0.05643)	0.0902	0.0865	0.0181	0.0358	0.0994	0.0647
T statistic	(0.13464)	0.5104	0.1162	-0.4829	0.2781	0.0409	-0.0202
Probabilité inconditionnelle		0,54474	0,455263158	0.2785	0.3364	0.0482	0.3370
Nombre d'observations	114	62,1	51,9	34.4	38.8	8.7	32.1
Durée de régime		12,38	12.06	1.02	2.26	1.42	2.92
Probabilité de transition		R1	R2		R1	R2	R3
	Regime 1	0,9192	0,0829	Regime 1	0,01907	0,4409	0,4618
	Regime 2	0,0808	0,9171	Regime 2	0,5325	0,557	0,01098
				Regime 3	0,07457	0,00167	0,294
				Regime 4	0,3739	0,0004034	0,2333
Log vraisemblance	-544.1527	-428.9826		-261.2273			
AIC	9.7746	8.0172		5.7057			

(*) Le coefficient est significativement différent de zéro au seuil de 5%

(**)Le coefficient est significativement différent de zéro au seuil de 10%

Source : Logiciel OX

V-2 Cas du Cameroun

Les résultats concernant les données camerounaises sont structurés de la même façon et présentés au tableau 6: comme dans le cas du Gabon, les séries utilisées ont été trimestrialisées par la méthode de Goldenstein et Khan et vont de 1976 à 2004. L'estimation MCO du modèle sur l'ensemble des données (144 observations).permettent de voir que les coefficients relatif au solde budgétaire ne sont pas significativement différents de zéro au seuil de 5% : le modèle est donc assimilable à un AR(2) et ne permet par conséquent pas d'identifier l'impact du solde budgétaire sur l'activité économique. Comme nous l'avons fait dans le cadre du Gabon, nous avons considéré l'existence des régimes suivant une chaîne de Markov et non observable ; les résultats obtenus sont présentés dans le même tableau aux colonnes suivantes.

Lorsque l'on considère le modèle à deux changements de régime Markovien, on constate que les constantes deviennent significatives dans les deux régimes et la comparaison des valeurs de cette constante nous permet de voir que le régime 1 correspond à l'état de récession et le régime 2 correspond à l'état de d'expansion,

Les coefficients relatifs au retard d'ordre un et deux de l'écart conjoncturel restent fortement significativement différents de zéro au seuil de 5%. D'autre part, on observe que les coefficients relatifs au solde budgétaire à un retard sont tous significativement non nuls et de signe contraire. C'est dire que l'impact du solde budgétaire sur l'activité économique dépend impérativement du régime où l'on se trouve. : En période de recension, le coefficient est négatif ; c'est dire qu'une amélioration du solde budgétaire a un effet négatif sur l'activité économique ; ou encore une détérioration du solde budgétaire a un impact positif sur l'activité économique ; en période de récession, le financement de l'économie par un déficit budgétaire a un effet positif sur l'activité économique. Ceci traduit un effet Keynésien.

Un autre constat est de voir qu'en période d'expansions, le coefficient relatif au solde budgétaire est positif, significativement différent de zéro au seuil de 5% ; dans ce cas, le financement de l'économie par un déficit n'a pas un effet positif sur l'activité économique.

Dans le cas du Cameroun, en période de récession, le financement de l'économie par un déficit budgétaire a un effet positif sur l'activité économique ; l'impact est négatif en période d'expansion.

Il apparaît donc important d'étudier l'apparition des cycles conjoncturels dans ce cadre.

Il est plus facile de quitter l'état de récession à celui d'expansion : la probabilité de quitter de l'état d'expansion à celui de récession est nettement plus faible (de l'ordre de 0,06 contre 0,1) ; de plus en récession, l'activité est en moyenne inférieure de $(-1,002409 - (-1,019933))$, soit de 0,0175. La durée moyenne en récession est environ de 10 trimestres contre 15 en période d'expansion.

Concernant le régime croisé du Cameroun, l'augmentation de l'indicateur AIC et la réduction de la log Vraisemblance permet de conclure que cette représentation est sur paramétrée. Le modèle permettant la meilleure illustration du fonctionnement du Cameroun en matière de politique budgétaire est donc celui qui viens d'être commenté.

Tableau 6 Résultats du Cameroun

Modèle équation	Linéaire échantillon complet	Régimes conjoncturels	
		1(R)	2 (E)
Variable			
Const	0,000794	-1,019933*	-1,002409*
Standart Error	(0,19862)	0,4398	0,3990
T statistic	(0,00400)	-2,3189	-2,5124
EC_1	-0,496196*	-0,617403*	-0,636013*
Standart Error	(0,08403)	0,1249	0,1113
T statistic	(-5,90525)	-4,9434	-5,7151
EC_2	-0,498819*	-0,413803*	-0,459153*
Standart Error	(0,08418)	0,1360	0,1156
T statistic	(-5,92549)	-3,0431	-3,9726
SB_1	0,003196	-0,249378*	0,246251*
Standart Error	(0,05734)	0,1265	0,1142
T statistic	(0,05574)	-1,9708	2,1555
SB_2	0,006674	0,010061	0,002558
Standart Error	(0,05728)	0,0948	0,0829
T statistic	(0,11652)	0,1061	0,0309
Probabilité inconditionnelle		0,3909	0,6091
Nombre d'observations	114	49,1	64,9
Durée de régime		9,85	15,35
Probabilité de transition		0,1015	0,0651
Log vraisemblance	-547.6787	-401,9866	
AIC	9.8365	7,5436	

(*) Le coefficient est significativement différent de zéro au seuil de 5%

(**)Le coefficient est significativement différent de zéro au seuil de 10%

Source: Nos travaux dans le logiciel OX

CONCLUSION

L'objet de cette étude était de montrer que l'effet des politiques budgétaires sur l'activité des pays de la CEMAC dépend de la situation conjoncturelle et/ou du régime budgétaire. La méthodologie utilisée est celle des modèles à changement de régimes markoviens (MS-VAR)..

Les résultats concernant le Gabon montrent qu'en période de récession, le coefficient du solde est significatif à un retard ; contrairement au même coefficient lorsque l'on applique une régression linéaire sur le modèle ; il est négatif et prône à la conclusion suivante : une amélioration du solde est défavorable à l'activité ; cette situation décrit donc une nature keynésienne¹⁹. La considération de la phase conjoncturelle permet de mettre en lumière un effet keynésien. Toujours concernant le Gabon, En situation de récession et budget équilibré, le coefficient relatif au solde budgétaire à un retard est significativement différent de 0 et devient positif : l'amélioration du solde budgétaire améliore l'activité économique. C'est la nature classique²⁰ selon la terminologie de l'étude.

Concernant le Cameroun, en période de récession, le financement de l'économie par un déficit budgétaire a un effet positif sur l'activité économique ; l'impact est négatif en période d'expansion.

Ce travail illustre l'apport du modèle à changement de régime markoviens et permet de rendre compte des formes variées d'effets dépendants du régime. Que ce soit le Gabon ou le Cameroun, la méthodologie MS-VAR a permis de mettre en lumière des effets spécifiques qui ne ressortaient pas lorsqu'on appliquait la régression linéaire à notre modèle

La méthodologie MS-VAR présente aussi des limites, en particulier lorsqu'elle est appliquée des échantillons macroéconomiques de tailles courtes.

¹⁹ Le déficit budgétaire permet de relancer l'activité économique

²⁰ Selon les Classique, Le financement de l'activité par le déficit budgétaire a un effet négatif sur l'activité économique

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

1. **Alesia. Et Perotti (1995)**. Fiscal expansions and adjustments in OECD countries. *Economic policy*. 21, 207-247.
2. **Barro, R. (1981)**. Output effects of government purchase. *Journal of political economy*.
3. **Blanchard, O.J. et Perotti, R. (1999)**. An empirical characterization of the dynamic of change in government spending and taxes outputs. *NBER, WP 7269*.
4. **Bourbonnais. R (2003)**. Econométrie. 5ieme édition, *Dunod*.
5. **Commission Economique pour l'Afrique Bureau Afrique Centrale (2006)**. Les économies de l'Afrique Centrale. *Maisonneuve et Larose*. 27-51.
6. **Cour.p., Dubois.E., Mahfouz.S et Pisani-Ferry, J. (1996)**. Quel est le coût des ajustements structurels ? *Actualité de CEPii n°68 1996-4*.
7. **Creel, J., Ducoudré, B., Mathieu, C. et Sterdyniak, H. (2005)**. Doit-on oublier la politique budgétaire ? une analyse critique de la nouvelle théorie anti-keynésienne des finances publiques. *Revue de l'OFCE*.
8. **Gali, J., Lopez, J.D. et Vallés, J. (2004)**. Understanding the effect of government spending on consumption. *ECB working paper series, n°339*.
9. **Giavazzi. F. et Pagana. M. (1990)**. Can severe fiscal contractions be expansionary ? Tales of two small European countries. *NBER Macroeconomics Annual 1990*, pp 75-111.
10. **Gourieroux et Monford (1996)**. Statistique et modèles économétriques. 2ème edition, *économica*. Tome2.
11. **Hamilton, J.D. (1989)**. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57, pp. 357-384.
12. **Henin, P. Et N'Diaye, P. (2001)**. l'effet des politiques budgétaires sur l'activité : une fonction des conditions conjoncturelles et du regime budgétaire. *Economie et prévision n°147 2001*.
13. **Krolzig, H-M. (1998)**. Econometric modelling of Markov Switching Vector Autoregressions using MSVAR for OX. *Institute of Economics and Statistics and Nuffield college, Oxford*
14. **Montoussé M. (2002)**. théories économiques. *Bréal*
15. **Phaneuf, L. et wasmer, E. (2005)**. Une étude économétrique de l'impact des dépenses publiques et des prélèvements fiscaux sur l'activité au Québec et au Canada. *Centre universitaire de recherche en analyse des organisations*.
16. **Perotti R. (2004)**. Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries. *Moeo*.
17. **Rotemberg, J. Et Woodfort, M. (1992)**. Oligopoly pricing and the effect of agregate demand on economic activity. *Journal of political economy*. 100, 1153-1207

18. **Solow.R. (2002)**. peut-on recourir à la politique budgétaire ? est ce souhaitable ? revue de l'OFCE. 83.

19. **Tamimoune, N., Combes, J.L. et plane, P. (2005)**. Les effets non linéaires de la politique budgétaire : le cas de l'Union Economique et monétaire Ouest Africain. *Centre d'études et de recherche sur le développement (CERDI)*.

Sites Internet :

www.beac.int

www.banque-de-France.fr/fr/eurosys/zonefr/

www.econoclaste.org

www.worldbank.org

ANNEXE

ANNEXE 1 : Méthode de trimestrialisation Goldenstein et Khan

La trimestrialisation consiste à partir des agrégats annuels déjà existants pour reproduire l'information trimestrielle. Parmi les différentes méthodes existantes dans la littérature, nous utiliserons la méthode proposée par Goldenstein et Khan (1976). De fait, cette méthode présente l'avantage

De façon pratique, cette méthode consiste à approcher par interpolation des données trimestrielles d'une année t selon l'évolution de la variable au cours de la période allant de t-1 à t+1. En effet, soient x_{t-1} , x_t et x_{t+1} les valeurs consécutives prises par la variable pendant les instants t-1, t et t+1. Considérons une variable de flux $x(s)$ sous forme quadratique ($x(s) = as^2 + bs + c$) passant par les trois points x_{t-1} , x_t et x_{t+1} . Pour cas précis du PIB, $x(s)$ peut être vu comme la fonction de production en fonction de l'instant s. Supposons que s varie de 0 à 1, 1 à 2 et de 2 à 3 respectivement pour les années t-1, t et t+1, alors on a :

$$\int_0^1 (as^2 + bs + c) ds = x_{t-1}$$

$$\int_1^2 (as^2 + bs + c) ds = x_t$$

$$\int_2^3 (as^2 + bs + c) ds = x_{t+1}$$

En résolvant ce système d'équations en a, b et c, on obtient :

$$a = \frac{1}{2}x_{t-1} - x_t + \frac{1}{2}x_{t+1}$$

$$b = -2x_{t-1} + 3x_t - x_{t+1}$$

$$c = \frac{11}{6}x_{t-1} - \frac{7}{6}x_t + \frac{1}{3}x_{t+1}$$

Considérant la fonction de flux $x(s)$ ainsi trouvée, nous pouvons l'interpoler entre les instants 1 à 2 correspondant à l'année t, pour trouver les valeurs trimestrielles de la variable. Les résultats obtenus sont les suivants :

$$x_t^1 = \int_1^{1,25} x(s)ds = \frac{7}{128}x_{t-1} + \frac{15}{64}x_t - \frac{5}{128}x_{t+1} \approx 0,0547x_{t-1} + 0,2344x_t - 0,0391x_{t+1}$$

$$x_t^2 = \int_{1,25}^{1,5} x(s)ds = \frac{1}{128}x_{t-1} + \frac{17}{64}x_t - \frac{3}{128}x_{t+1} \approx 0,0078x_{t-1} + 0,2656x_t - 0,0234x_{t+1}$$

$$x_t^3 = \int_{1,5}^{1,75} x(s)ds = -\frac{3}{128}x_{t-1} + \frac{17}{64}x_t + \frac{1}{128}x_{t+1} \approx -0,0234x_{t-1} + 0,2656x_t + 0,0078x_{t+1}$$

$$x_t^4 = \int_{1,75}^2 x(s)ds = -\frac{5}{128}x_{t-1} + \frac{15}{64}x_t + \frac{7}{128}x_{t+1} \approx -0,0391x_{t-1} + 0,2344x_t + 0,0547x_{t+1}$$

Où $x_t^i, i=1,2,3,4$ désigne la valeur interpolée de la variable au trimestre de l'année t.

Annexe 2 Le filtre Baum-Lindgren-Hamilton-Kim. (BLHK)

Le filtre introduit par Hamilton (1989) est un algorithme itératif permettant le calcul optimal de la prévision des ξ_{t+1} sur la base de l'information disponible à la date t à partir des observations de y_t , nommées $Y_t = (y_t, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p})$.

Le filtre considéré ici est une version discrète du filtre de Kalman, où la représentation espace état est :

$$y_t = X_t B \xi_t + u_t$$

$$\xi_{t+1} = F_t \xi_t + v_{t+1}$$

L'algorithme d'état discret présente la distribution de probabilités conditionnelle du vecteur état ξ_{t+1} ainsi

$$\xi_{t+1/t} = E(\xi_{t+1} / Y_t) = \begin{bmatrix} \text{prob}(\xi_t = i_1 / Y_t) \\ \dots \\ \text{prob}(\xi_t = i_N / Y_t) \end{bmatrix}$$

De même, la prévision par le filtre de l'état courant du vecteur $\xi_{t/t}$ est :

$$\xi_{t/t} = E(\xi_t / Y_t) = \begin{bmatrix} \text{prob}(\xi_t = i_1 / Y_t) \\ \dots \\ \text{prob}(\xi_t = i_N / Y_t) \end{bmatrix}$$

Cet algorithme calcule $\xi_{t/t}$ en dérivant la densité de probabilité jointe de $\xi_{t/t}$ et y_t , conditionnée par Y_t .

les probabilités a posteriori $\Pr(\xi_t / y_t, Y_{t-1})$ sont données par:

$$\Pr(\xi_t / Y_t) \equiv \Pr(\xi_t / y_t, Y_{t-1}) = \frac{\Pr(y_t / \xi_t, Y_{t-1}) \Pr(\xi_t / Y_{t-1})}{\Pr(y_t / Y_{t-1})}$$

les probabilités a priori $\Pr(\xi_t / Y_{t-1}) = \sum_{\xi_{t-1}} \Pr(\xi_t / \xi_{t-1}) \Pr(\xi_{t-1} / Y_{t-1})$

la densité $\Pr(y_t / Y_{t-1}) = \sum_{\xi_t} \Pr(y_t, \xi_t / Y_{t-1}) = \sum_{\xi_t} \Pr(\xi_t / Y_{t-1}) \Pr(y_t / \xi_t, Y_{t-1})$.

Soit η_t le vecteur de densité de y_t conditionnée par ξ_t et Y_{t-1} , on a :

$$\eta_t = \begin{bmatrix} \text{prob}(y_t / \theta_1, Y_{t-1}) \\ \dots \\ \text{prob}(y_t / \theta_N, Y_{t-1}) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \text{prob}(y_t / \xi_t = i_1, Y_{t-1}) \\ \dots \\ \text{prob}(y_t / \xi_t = i_N, Y_{t-1}) \end{bmatrix}$$

θ est définie par cette égalité si bien que la densité de y_t conditionnée par Y_{t-1} est donnée

$$\text{par : } \text{prob}(y_t / Y_{t-1}) = \eta_t' \xi_{t/t-1} = \mathbf{1}'_N (\eta_t \square \dots)$$

les prévisions de ξ_t sachant l'information disponible à t sont données par la matrice

$$\xi_{t/t} = \frac{\eta_t \square \dots}{\mathbf{1}'_N (\eta_t \square \dots)} \quad (1)$$

le vecteur $\xi_{t+1/t}$ des probabilités de prédiction est fonction linéaire des probabilités filtrées $\xi_{t/t}$:

$$\xi_{t+1/t} = F_t \xi_{t/t} \quad (2)$$

Les séquences $\left\{ \xi_{t/t-1} \right\}_{t=1}^T$ sont générées par itération des équations (1) et (2) et résumé par $\xi_{t+1/t} = \frac{F(\eta_t \square \dots)}{\mathbf{1}'_N (\eta_t \square \dots)} \quad (3)$

Les équations (1) et (3) présentent un algorithme de filtrage des probabilités du régime. Il est facile d'obtenir une forme finale de $\xi_{t/t}$ qui ne dépend que des observations Y_t . et du vecteur de paramètres λ . La transformation désirée de l'équation (1) donne:

$$\xi_{t/t} = \frac{\text{diag}(\eta_t) F \xi_{t-1/t-1}}{\mathbf{1}'_N \text{diag}(\eta_t) F \xi_{t-1/t-1}} \quad (4)$$

Posons $K_t = \text{diag}(\eta_t) F$ on a $\xi_{t/t} = \frac{K_t \xi_{t-1/t-1}}{\mathbf{1}'_N K_t \xi_{t-1/t-1}} \quad (5)$

Etant donné que $\mathbf{1}'_N \xi_{t/t-1} = 1$, on a:

$$\begin{aligned} \Pr(\xi_t / Y_{t-1}) &= \sum_{\xi_{t-1}} \Pr(\xi_t / \xi_{t-1}) \Pr(\xi_{t-1} / Y_{t-1}) \Pr(y_t / Y_{t-1}) = \eta_t' \xi_{t/t-1} = \mathbf{1}' \text{diag}(\eta_t) \xi_{t/t-1} = \mathbf{1}' \text{diag}(\eta_t) F \xi_{t-1/t-1} \\ &= \mathbf{1}'_N K_t \xi_{t-1/t-1} \end{aligned}$$

La résolution de l'équation différentielle en $\left\{ \xi_{t/t} \right\}_{t=1}^T$ donne

$$\xi_{t/t} = \prod_{j=0}^{t-1} \frac{K_{t-j}}{\text{prob}(y_{t-j} / Y_{t-j-1})} \varepsilon_0 = \frac{1}{\text{prob}(Y_t / Y_0)} \left(\prod_{j=0}^{t-1} K_{t-j} \right) \varepsilon_0 \quad (f)$$

le régime de probabilités est linéaire à l'état initial ε_0 et non linéaire aux observations y_{t-j} entrant dans η_{t-j} et les paramètres définis précédemment

On utilise dans l'estimation de l'algorithme espérance maximisation le lissage récursif qui permet d'obtenir ε_s à la date t avec $t > s$; ($E(\varepsilon_s / y_1, \dots, y_t)$ où $t > s$.) Ce lissage permet dans de trouver à une période la valeur initiale $\varepsilon_{0/t}$.

Estimation par l'algorithme Espérance-Maximisation (E.M)

Cet algorithme est applicable lorsque le modèle observable est déduit d'un modèle latent de type exponentiel.

On maximise la fonction $L(\lambda / Y)$ en fonction de λ :

$$\begin{aligned} L(\lambda / Y) &= \text{Pr } b(Y_T / Y_0; \lambda) \\ &= \prod_{t=1}^T \text{prb}(Y_t / Y_{t-1}; \lambda) \\ &= \prod_{t=1}^T \sum_{\xi_t} \text{prb}(y_t / \xi_t, Y_{t-1}; \theta) * \text{prb}(\xi_t / Y_{t-1}, \lambda) \\ &= \prod_{t=1}^T \eta_t' \xi_{t/t-1} = \prod_{t=1}^T \eta_t' F \xi_{t-1/t-1}. \end{aligned}$$

l'algorithme E.M procède en deux étapes :

- Dans « la phase espérance (E.) », les états inobservés ξ_t sont estimés par leurs probabilités lissées $\xi_{t/T}$. Les probabilités conditionnelles $\text{Pr } b(\xi / Y, \lambda^{(j-1)})$ sont calculées par filtrage BLHK en utilisant le vecteur de paramètres estimés $\lambda^{(j-1)}$ de la dernière étape de maximisation
- Dans « la phase de maximisation (M) », l'estimation de λ est une solution λ issue des conditions de premier ordre de la maximisation de la fonction de vraisemblance, avec les probabilités conditionnelles $\text{Pr } b(\xi_t / Y, \lambda)$ du régime remplacées par les probabilités lissées $\xi_{t/T}(\lambda^{(j-1)})$ de la dernière étape de prédiction.

On retient la fonction de vraisemblance qui utilise l'exogénéité des processus ξ_t , soit

$$L(\lambda / Y) = \text{prb}(Y / \lambda) = \int \text{prb}(Y, \xi / \lambda) d\xi = \int \text{prb}(Y / \xi, \theta) \text{Pr } b(\xi / \rho, \xi_0) d\xi$$

$$\begin{aligned}
L(\lambda/Y) &= \eta_T' \xi_{T/T-1} L(\lambda/Y_{T-1}) \\
&= \prod_{t=1}^T \eta_t' \xi_{t/t-1} = \prod_{t=1}^T 1_N' \text{diag}(\eta_t) F \xi_{t-1/t-1} \\
&= 1_N' \left(\prod_{j=0}^{T-1} K_{T-j} \right) \xi_{1/0}
\end{aligned}$$

Elle s'obtient en remplaçant $\hat{\xi}_{1/t-1}$ dans $L(\lambda/Y)$ par la décomposition suivante

où $K_t = \text{diag}(\eta_t)F$, et les matrices

$$F = (f_1, f_2, \dots, f_N) \text{ étant telles que } K_t = (\eta_t \square \quad \square \quad \dots \quad \eta_t \square \quad \dots)$$

Par maximisation de la fonction précédente, on dérive les paramètres du système ($\lambda = (\theta, \rho, \xi_0)$). l'algorithme E.M procède de façon suivante :

- A- On initialise les paramètres** $\theta^{(0)}, \rho^{(0)}, \xi_{1/0}$
B Par suite on fait des prédictions ("phase d'espérance") subdivisé de la façon suivante

- **Le filtrage** (réursive avancée $t = 1, \dots, T$)

$$\xi_{t/t} = \frac{\eta_t \square \quad \dots \quad \square}{1_N' (\eta_t \square \quad \dots \quad \square)}$$

- **Le lissage** (réursive retardée $j = 1, \dots, T-1$) $\xi_{T-j/T} = \left[F'(\xi_{T-j+1/T} \otimes \xi_{T-j+1/T-j}) \right] \square \quad \dots \quad \square$

- C On passe à la maximisation et on procède ainsi**

- **Hidden Markov chaîne step:** ρ

$$\rho = \xi^{(2)} \otimes (1_N \square \quad \dots \quad \square)^{(1)}$$

- **Etape de la Régression:** Equations normales pour θ

$$\sum_{t=1}^T \xi_{t/T}' \left[\frac{\partial \ln(\eta_t)}{\partial \theta'} \right] = 0$$

- **Etat d'initialisation:** ξ_0

$$\xi_0 = \xi_{0/T}$$

- D On réitère les étapes B et C jusqu'à convergence.**

Source : MSVAR package (Hans-Martin Krolzig, Oxford, 2001)

Annexe3 Programme relatif à l'estimation du MSVAR en regime croisé avec le langage OX : Cas du Gabon

```

#include <oxstd.h>
#import <msvar130>

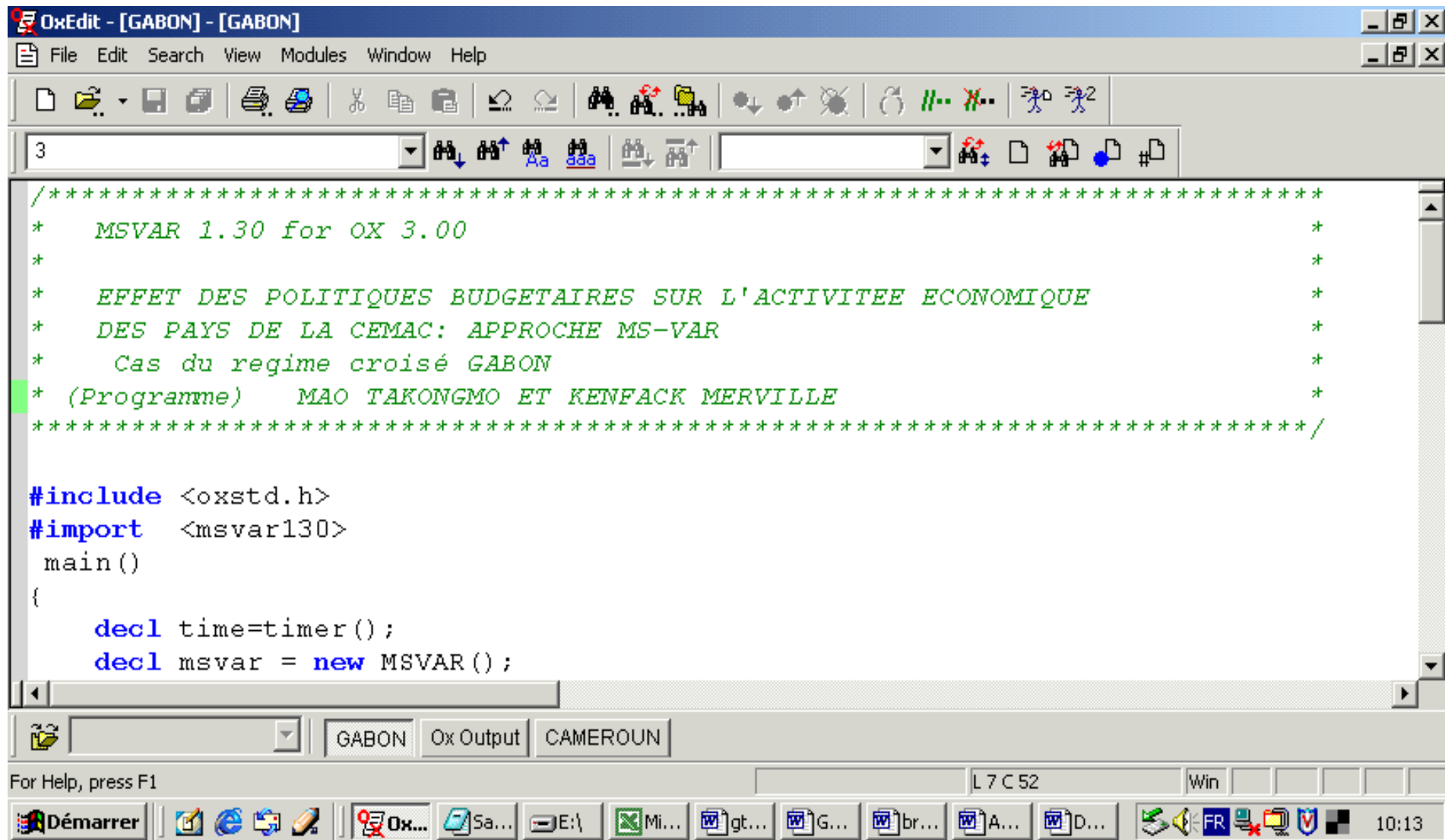
main()
{
    decl time=timer();
    decl msvar = new MSVAR();
    msvar->IsOxPack(FALSE);
    msvar->Load("C:\Program Files\Ox\samples\database\GABON.xls");
    msvar->SetOptions(FALSE,TRUE,TRUE); // settings (automatic StdErrors, DrawResults, save gwg files)
    msvar->SetPrint(TRUE,TRUE); // all results are printed
    msvar->SetEmOptions(1e-6, 100, 4); // EmAlg specification (tolerance, max.#iterations, max.#iterations for MSteps)
    decl M=4; // number of regimes
    decl p=2; // number of lages
    decl fModel=MSIAH; // model type
    msvar->Select(Y_VAR, { "EC", 0, p, "SB", 0, p});
    msvar->SetSample(1976,1,2004,4);
    msvar->SetModel(fModel, M); // model specification

    // Model={MSI,MSIH,MSM,MSMH,MSIA,MSIAH,MSIA,MSIAH,MSH,SR,SETAR}
    // allowing for shifts in the (I)ntercepts, (M)ean, (A)utoregressive
    // parameters and (H)eteroskedasticity

    print(msvar->Estimate()); // estimates
    println("\nIsConverged=",msvar->IsConverged());
    println("\nStandard errors:");
    msvar->StdErr();
    println("\nStandard errors:");
    msvar->PrintStdErr();
    println("\nVariance-covariance matrix:");
    //print(msvar->GetCovar());
    msvar->PrintCovar();
    msvar->DrawResults(); // shows graphics
    msvar->DrawErrors(TRUE); // shows graphics
    msvar->DrawFit(); // shows graphics
    msvar->DrawModelAnalysis(); // shows graphics
    msvar->CycleDating(); // prints regime classification
    msvar->TestAsy(); // asymmetry tests
    println("\nSmoothed regime probabilities:");
    println("%10.4f", msvar->GetProbSt());
    println("\nPredicted regime probabilities:");
    println("%10.4f", msvar->GetProbPt());
    println("\nFilter regime probabilities:");
    println("%10.4f", msvar->GetProbFt());
    println("\nImpulse response analysis:");
    decl mAlpha = msvar->GetB0()[[2];
    decl mBeta = <1;-1>;
    decl flrOrth = TRUE;
    decl h= 40;
    msvar->ImpulseVecm(mAlpha, mBeta, h, flrOrth);
    delete msvar;
    print("\n\n***\ttime passed: ", timespan(time), "\t***\n");
}

```

Annexe 4 Programme MS-VAR pour le régime croisé du GABON



The screenshot shows the OxEdit software interface. The title bar reads "OxEdit - [GABON] - [GABON]". The menu bar includes "File", "Edit", "Search", "View", "Modules", "Window", and "Help". The toolbar contains various icons for file operations and editing. The main text area displays the following code:

```
3  
/*****  
*   MSVAR 1.30 for OX 3.00  
*  
*   EFFET DES POLITIQUES BUDGETAIRES SUR L'ACTIVITEE ECONOMIQUE  
*   DES PAYS DE LA CEMAC: APPROCHE MS-VAR  
*   Cas du regime croisé GABON  
* (Programme)   MAO TAKONGMO ET KENFACK MERVILLE  
*****/  
  
#include <oxstd.h>  
#import <msvar130>  
main()  
{  
    decl time=timer();  
    decl msvar = new MSVAR();
```

At the bottom of the window, there are tabs for "GABON", "Ox Output", and "CAMEROUN". The status bar shows "For Help, press F1", "L 7 C 52", and "Win". The Windows taskbar at the bottom includes the "Démarrer" button, several application icons, and the system tray with the time "10:13".

```
{  
  decl time=timer();  
  decl msvar = new MSVAR();  
  msvar->IsOxPack(FALSE);  
  msvar->Load("C:\Program Files\Ox\samples\database\GABON.xls");  
  msvar->SetOptions(FALSE, TRUE, TRUE); // settings (automatic StdErrors, DrawResul  
  msvar->SetPrint(TRUE, TRUE); // all results are printed  
  msvar->SetEmOptions(1e-6, 100, 4); // EmAlg specification (tolerance, max.#ite  
  decl M=4; // number of regimes  
  decl p=2; // number of lages  
  decl fModel=MSIAH; // model type  
  msvar->Select(Y_VAR, { "EC", 0, p, "SB", 0, p});  
  msvar->SetSample(1976, 1, 2004, 4);  
  msvar->SetModel(fModel, M); // model specification  
  // Model={MSI,MSIH,MSM,MSMH,MSIA,MSIAH,MSIA
```

```
OxEdit - [GABON] - [GABON]
File Edit Search View Modules Window Help

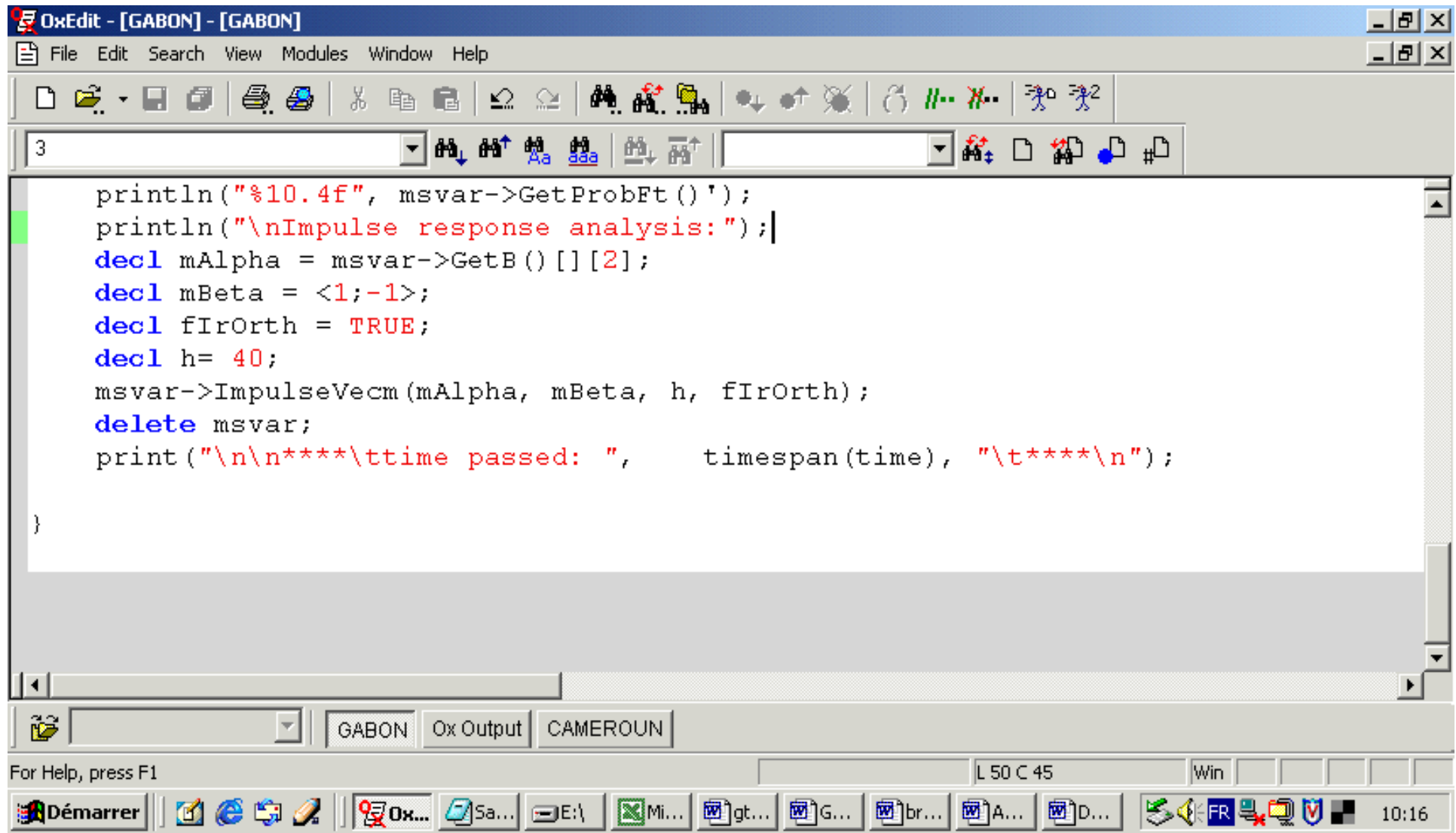
3
msvar->SetSample(1976, 1, 2004, 4);
msvar->SetModel(fModel, M); // model specification
                             // Model={MSI,MSIH,MSM,MSMH,MSIA,MSIAH,MSIA
                             // allowing for shifts in the (I)ntercepts,
                             // parameters and (H)eteroskedasticity

print(msvar->Estimate()); // estimates
println("\nIsConverged=", msvar->IsConverged());
println("\nStandard errors:");
msvar->StdErr();
println("\nStandard errors:");
msvar->PrintStdErr();
println("\nVariance-covariance matrix:");
msvar->PrintCovar();
msvar->DrawResults(); // shows graphics
msvar->DrawErrors(TRUE); // shows graphics

GABON Ox Output CAMEROUN
For Help, press F1 L 26 C 32 Win
Démarrer Ox... Sa... E:\ Mi... gt... G... br... A... D... FR 10:15
```



```
msvar->PrintCovar();
msvar->DrawResults(); // shows graphics
msvar->DrawErrors(TRUE); // shows graphics
msvar->DrawFit(); // shows graphics
msvar->DrawModelAnalysis(); // shows graphics
msvar->CycleDating(); // prints regime classification
msvar->TestAsy(); // asymmetry tests
println("\nSmoothed regime probabilities:");
println("%10.4f", msvar->GetProbSt());
println("\nPredicted regime probabilities:");
println("%10.4f", msvar->GetProbPt());
println("\nFilter regime probabilities:");
println("%10.4f", msvar->GetProbFt());
println("\nImpulse response analysis:");
decl mAlpha = msvar->GetB() [] [2];
```



Annexe 5 Programme relatif à l'estimation du MSVAR avec le langage OX : Cas du Gabon

```

/*****
*   MSVAR 1.30 for OX 3.00
*
*   cas de deux regimes GABON
*   Programme
*   MAO TAKONGMO ET KENFACK MERVILLE
*****/

#include <oxstd.h>
#import <msvar130>

main()
{
    decl time=timer();
    decl msvar = new MSVAR();
    msvar->IsOxPack(FALSE);
    msvar->Load("C:\Program Files\Ox\samples\database\GABON.xls");
    msvar->SetOptions(FALSE,TRUE,TRUE); // settings (automatic StdErrors, DrawResults, save gwg files)
    msvar->SetPrint(TRUE,TRUE); // all results are printed
    msvar->SetEmOptions(1e-6, 100, 4); // EmAlg specification (tolerance, max.#iterations, max.#iterations for MSteps)

    decl M=2; // number of regimes
    decl p=2; // number of lages
    decl fModel=MSIAH; // model type
    msvar->Select(Y_VAR, { "EC", 0, p, "SB", 0, p});
    msvar->SetSample(1976,1,2004,4);
    msvar->SetModel(fModel, M); // model specification

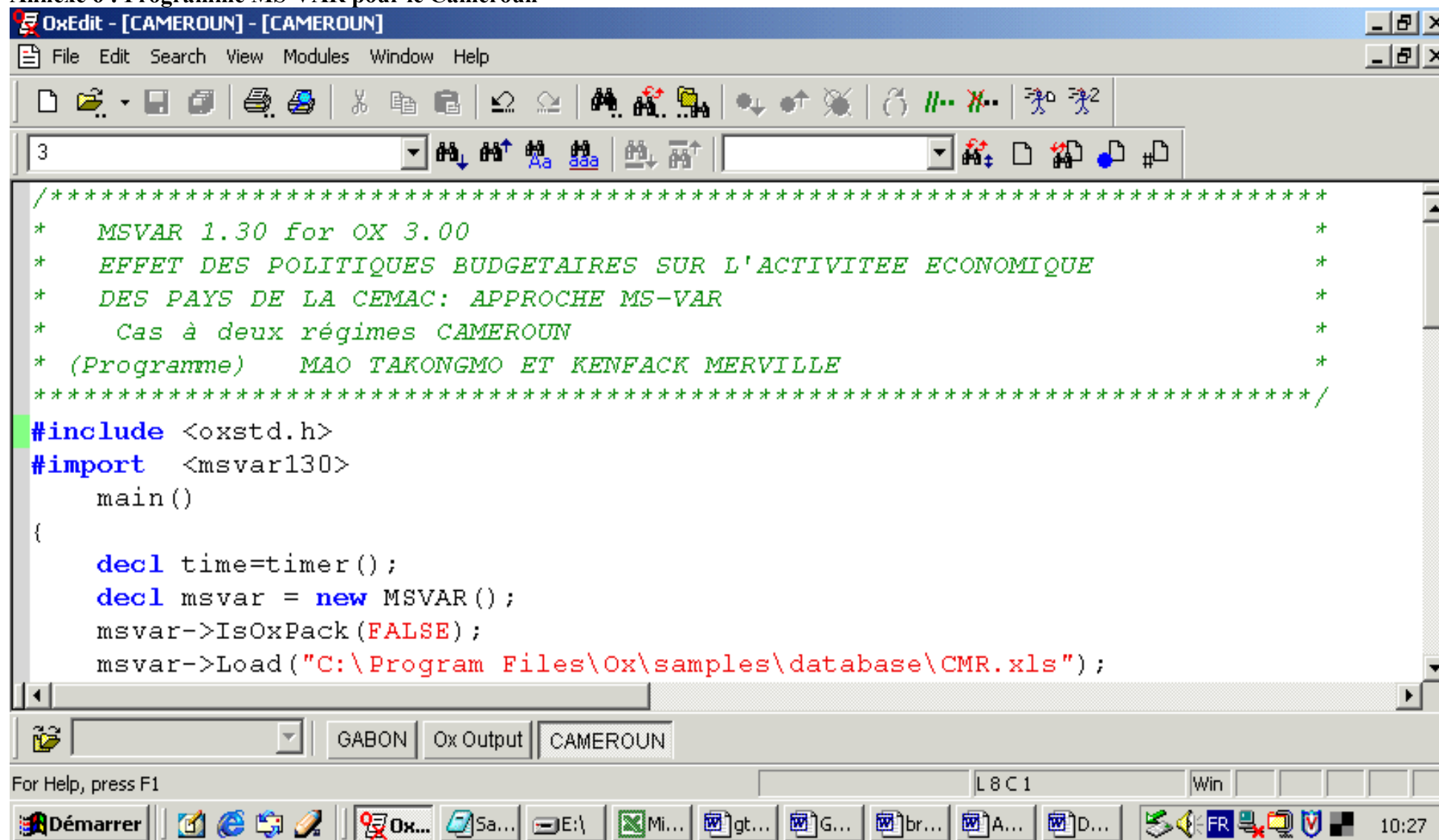
    // Model={MSI,MSIH,MSM,MSMH,MSIA,MSIAH,MSIA,MSIAH,MSH,SR,SETAR}
    // allowing for shifts in the (I)ntercepts, (M)ean, (A)utoregressive
    // parameters and (H)eteroskedasticity

    print(msvar->Estimate()); // estimates
    println("IsConverged=",msvar->IsConverged());
    println("Standard errors:");
    msvar->StdErr();
    println("Standard errors:");
    msvar->PrintStdErr();
    println("Variance-covariance matrix:");
    //print(msvar->GetCovar());
    msvar->PrintCovar();

    msvar->DrawResults(); // shows graphics
    msvar->DrawErrors(TRUE); // shows graphics
    msvar->DrawFit(); // shows graphics
    msvar->DrawModelAnalysis(); // shows graphics
    msvar->CycleDating(); // prints regime classification
    msvar->TestAsy(); // asymmetry tests
    println("Smoothed regime probabilities:");
    println("%10.4f", msvar->GetProbSt());
    println("Predicted regime probabilities:");
    println("%10.4f", msvar->GetProbPt());
    println("Filter regime probabilities:");
    println("%10.4f", msvar->GetProbFt());
    println("Impulse response analysis:");
    decl mAlpha = msvar->GetB(0)[|2];
    decl mBeta = <1;-1>;
    decl flrOrth = TRUE;
    decl h= 40;
    msvar->ImpulseVecm(mAlpha, mBeta, h, flrOrth);
    delete msvar;
    print("\n\n***\ttime passed: ", timespan(time), "\t***\n\n");
}

```

Annexe 6 : Programme MS-VAR pour le Cameroun



```
3
/*****
*   MSVAR 1.30 for OX 3.00
*   EFFET DES POLITIQUES BUDGETAIRES SUR L'ACTIVITEE ECONOMIQUE
*   DES PAYS DE LA CEMAC: APPROCHE MS-VAR
*   Cas à deux régimes CAMEROUN
*   (Programme)   MAO TAKONGMO ET KENPACK MERVILLE
*****/
#include <oxstd.h>
#import <msvar130>
main()
{
    decl time=timer();
    decl msvar = new MSVAR();
    msvar->IsOxPack(FALSE);
    msvar->Load("C:\Program Files\Ox\samples\database\CMR.xls");
}
```

```
msvar->Load("C:\Program Files\Ox\samples\database\CMR.xls");
msvar->SetOptions(FALSE, TRUE, TRUE); // settings (automatic StdErrors, DrawResiduals)
msvar->SetPrint(TRUE, TRUE); // all results are printed
msvar->SetEmOptions(1e-6, 100, 4); // EmAlg specification (tolerance, max.#iterations)
decl M=2; // number of regimes
decl p=2; // number of lags
decl fModel=MSIAH; // model type
msvar->Select(Y_VAR, { "EC", 0, p, "SB", 0, p});
msvar->SetSample(1976, 1, 2004, 4);
msvar->SetModel(fModel, M); // model specification
// Model={MSI,MSIH,MSM,MSMH,MSIA,MSIAH,MSIAH,MSIAH}
// allowing for shifts in the (I)ntercepts,
// parameters and (H)eteroskedasticity

print(msvar->Estimate()); // estimates
println("\nIsConverged=", msvar->IsConverged());
```

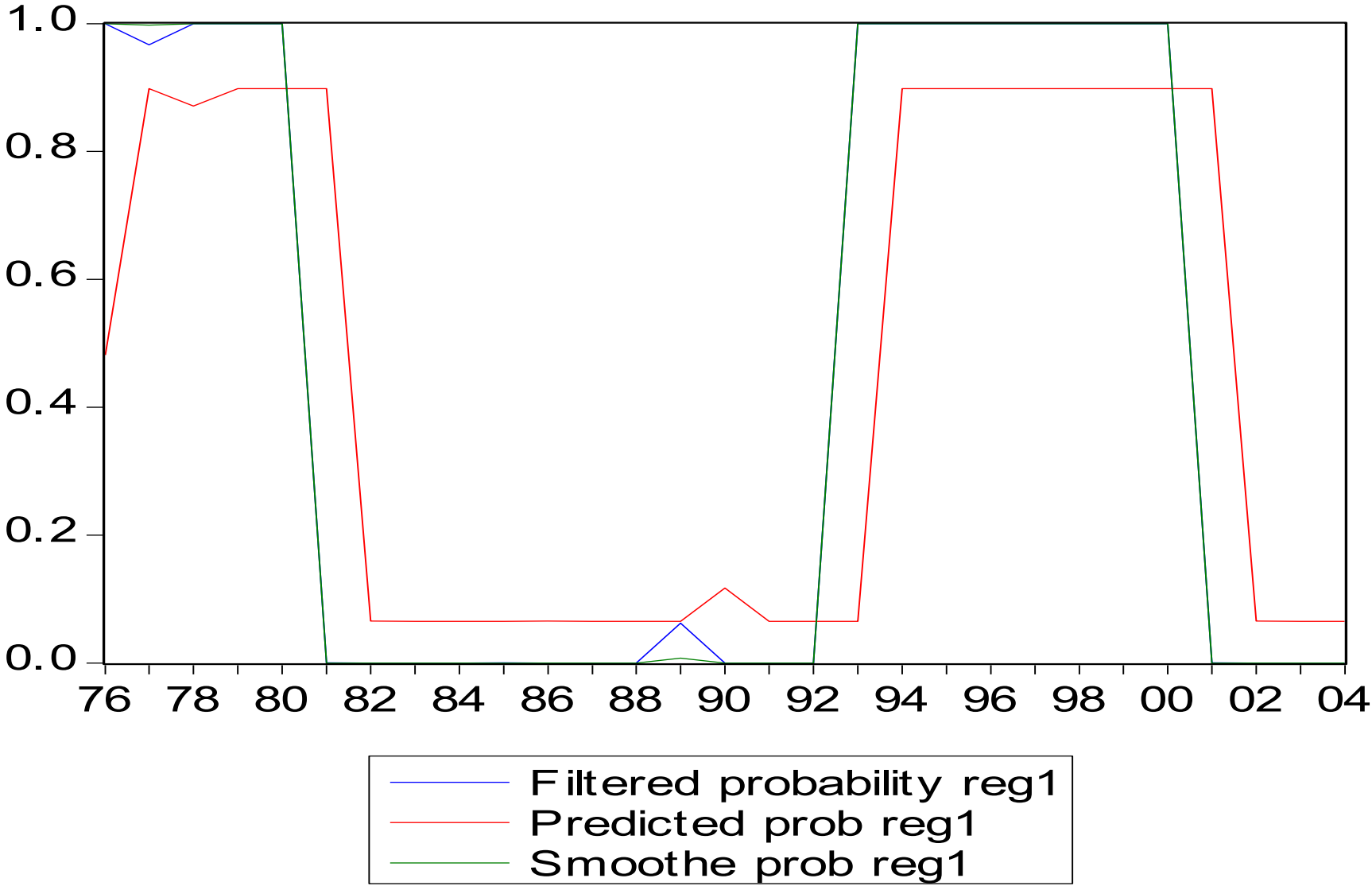
GABON Ox Output CAMEROUN

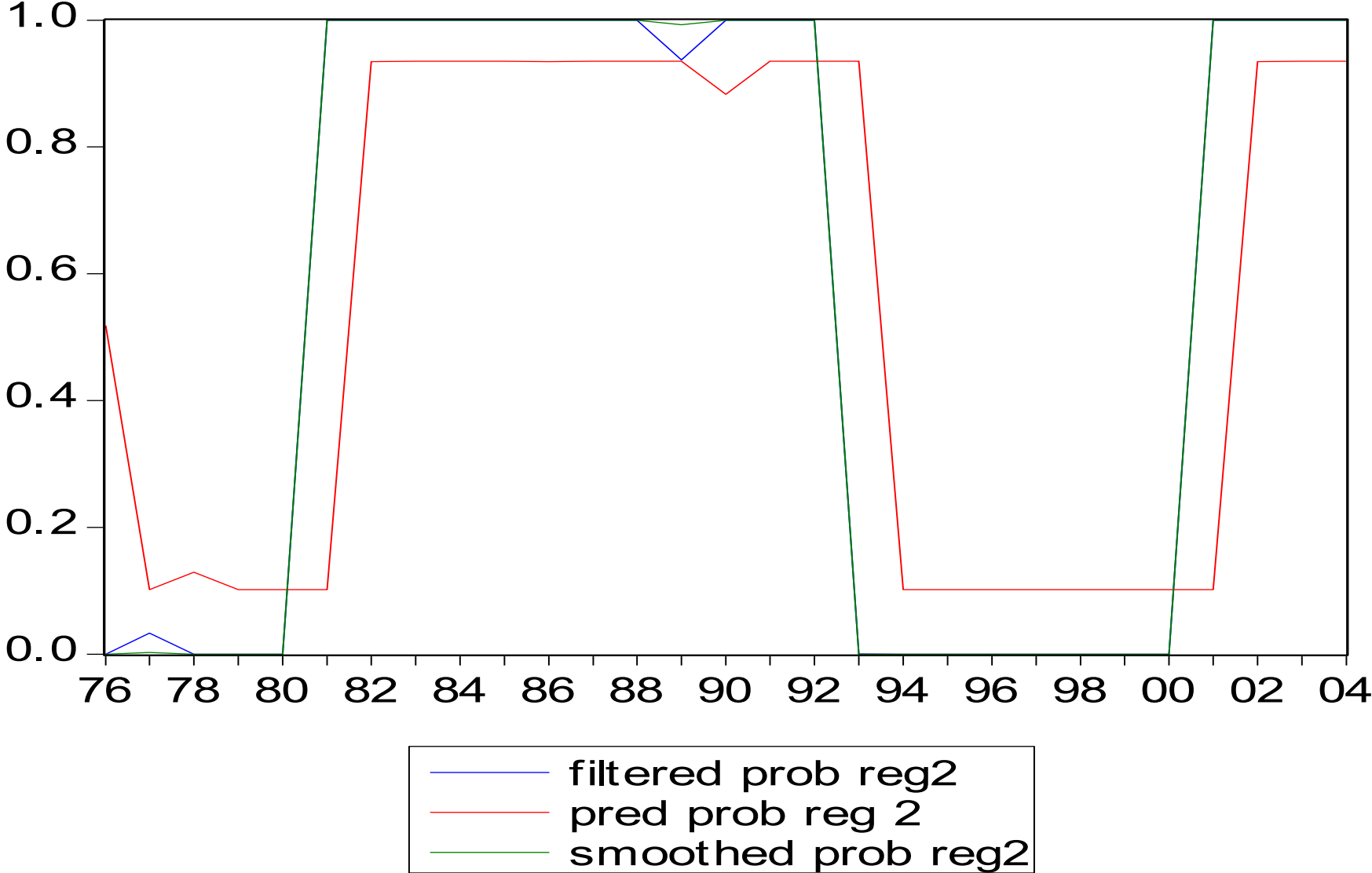
For Help, press F1 L 15 C 66 Win

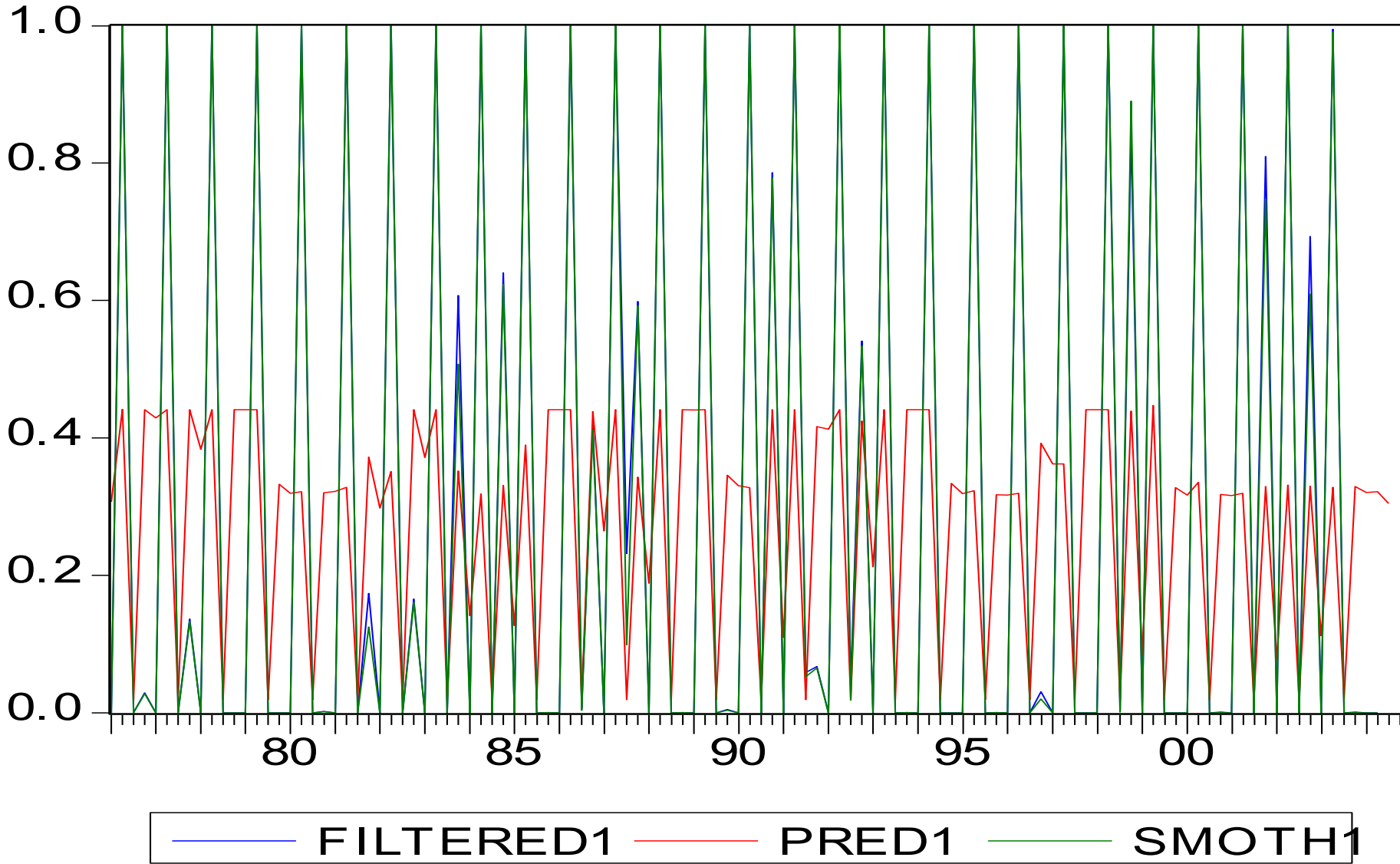
Démarrer | [Icons] | Ox... | Sa... | E:\ | Mi... | gt... | G... | br... | A... | D... | FR | 10:28

```
println("\nIsConverged=",msvar->IsConverged());
println("\nStandard errors:");
msvar->StdErr();
println("\nStandard errors:");
msvar->PrintStdErr();
println("\nVariance-covariance matrix:");
msvar->PrintCovar();
msvar->DrawResults(); // shows graphics
msvar->DrawErrors(TRUE); // shows graphics
msvar->DrawFit(); // shows graphics
msvar->DrawModelAnalysis(); // shows graphics
msvar->CycleDating(); // prints regime classification
msvar->TestAsy(); // asymmetry tests
println("\nSmoothed regime probabilities:");
println("%10.4f", msvar->GetProbSt()');
```

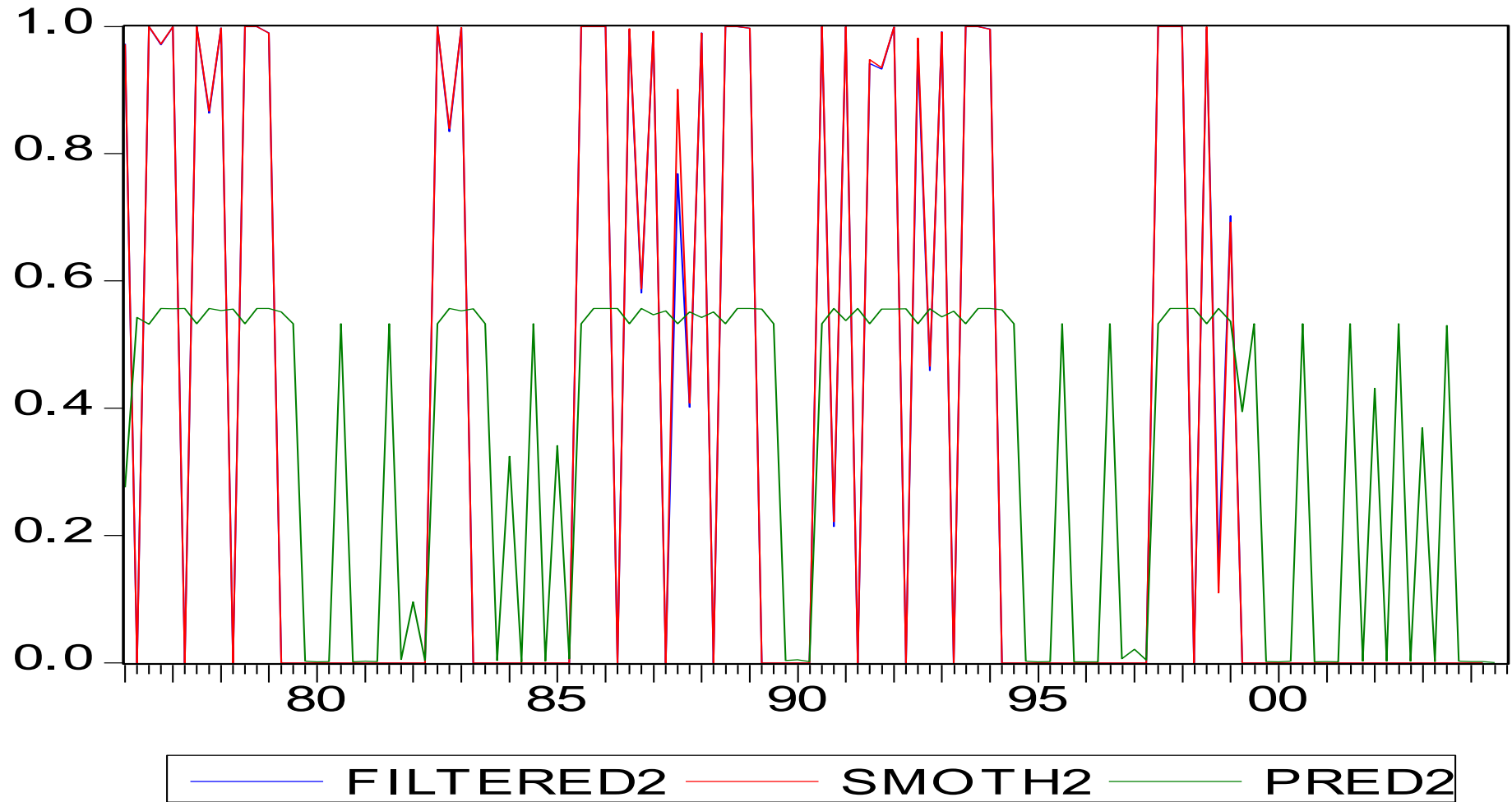
```
println("%10.4f", msvar->GetProbSt()');  
println("\nPredicted regime probabilities:");  
println("%10.4f", msvar->GetProbPt()');  
println("\nFilter regime probabilities:");  
println("%10.4f", msvar->GetProbFt()');  
println("\nImpulse response analysis:");  
decl mAlpha = msvar->GetB() [] [2];  
decl mBeta = <1;-1>;  
decl fIrOrth = TRUE;  
decl h= 40;  
msvar->ImpulseVecm(mAlpha, mBeta, h, fIrOrth);  
delete msvar;  
print("\n\n****\ttime passed: ",    timespan(time), "\t****\n");  
}
```



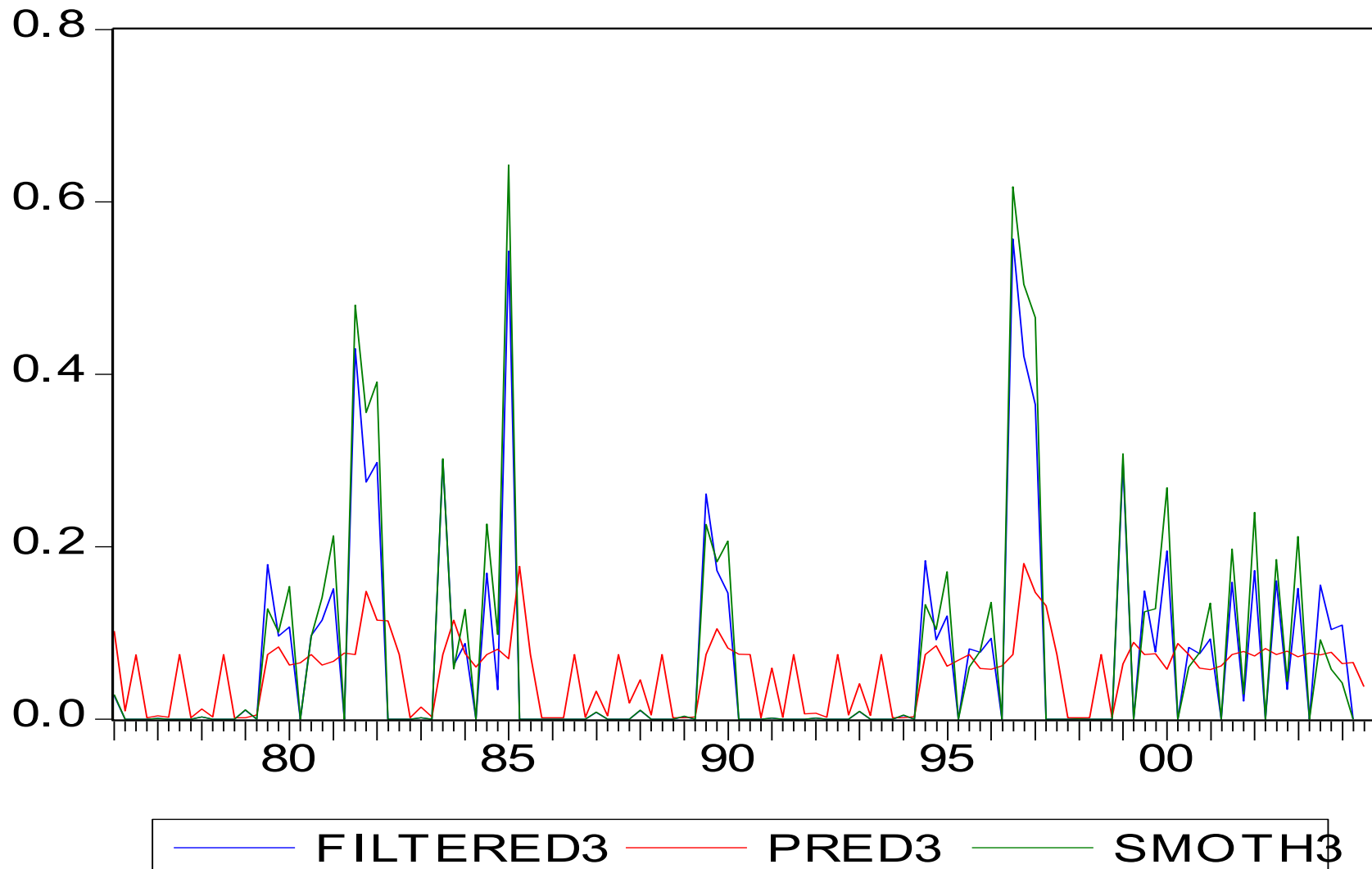




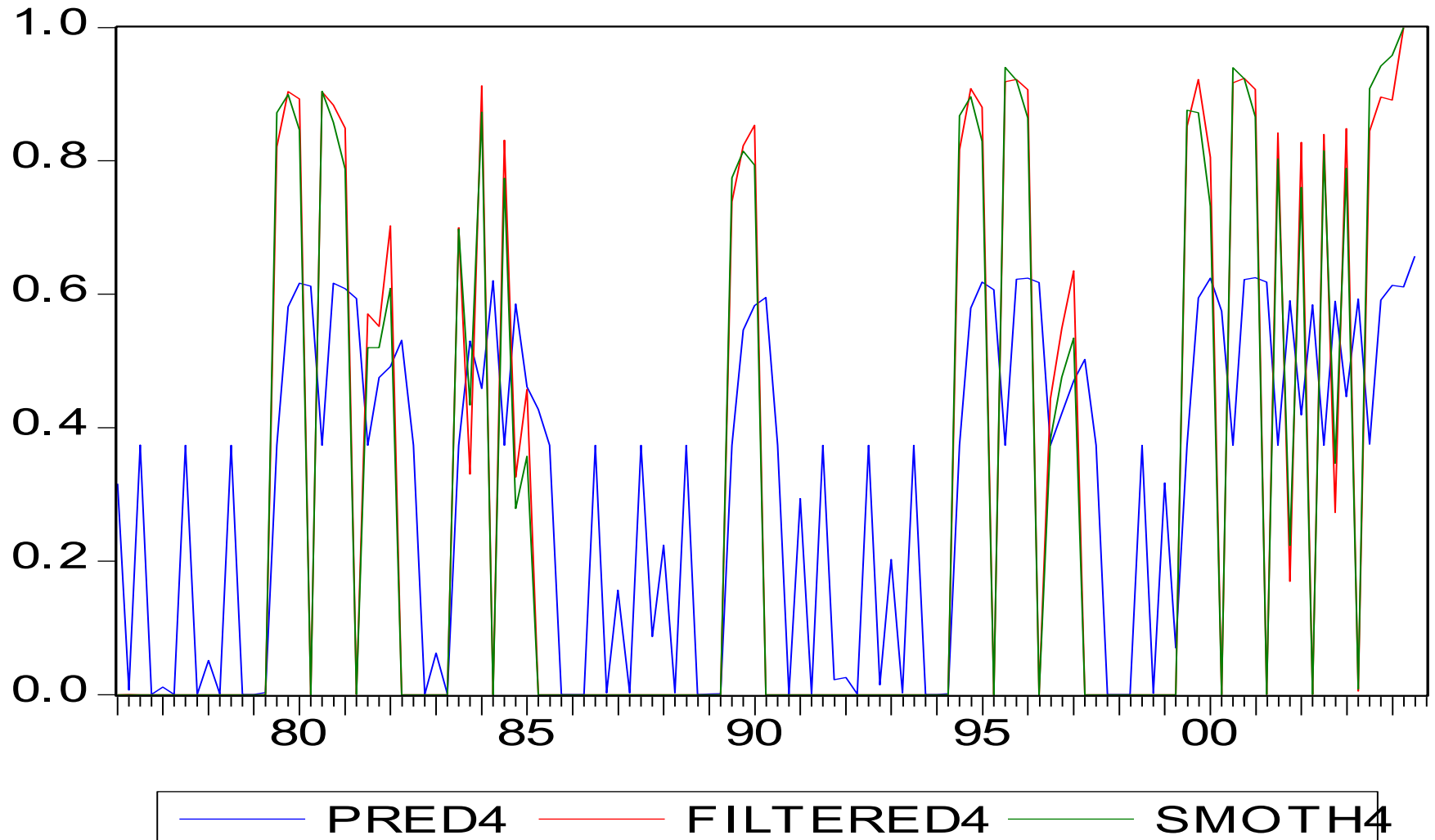
Annexe 10 : Probabilité d'apparition du régime expansion et le déficit budgétaire (2= Edb) : Cas du Gabon



- Annexe 11 : Probabilité d'apparition du régime expansion et budget équilibré (3=Ebe) : cas du Gabon



Annexe 12 : Probabilité d'apparition du régime expansion et déficit budgétaire (4=Edb) : cas du Gabon



Annexe 13: Evolution des variables PIB, Filtre de Hodrick et Prescott, Ecart conjoncturel et Solde budgétaire pour le Gabon

