

Tanguy A. GBAGUIDI

*Centre d'Etudes, de Formation et de Recherches en Développement, Faculté des
Sciences Economiques et de Gestion, Université d'Abomey-Calavi (UAC)
Email: gahotang@yahoo.fr*

Pacte de convergence et volatilité de l'inflation dans les pays de l'UEMOA

Résumé : L'objectif de cet article est d'analyser la convergence nominale des variables budgétaires induite par le respect des critères de convergence imposés par le pacte de stabilité et de croissance et l'impact des indicateurs de convergence sur la volatilité de l'inflation dans les pays de l'UEMOA. Pour cela nous avons mené une analyse empirique de la convergence budgétaire dans la zone UEMOA avec les variables budgétaires telles que dépenses, recettes et solde budgétaires. Pour y parvenir, nous avons adopté la méthodologie proposée à l'origine par Barro et Sala i Martin(1992) et adapté à l'Union Européenne par Villieu et al. (2003). Cette méthodologie consiste à suivre dans le temps un indicateur de la dispersion de la variable qui peut être l'écart type ou la variance. Les résultats ont montré qu'il y a globalement une tendance à la convergence des variables budgétaires. Enfin, le modèle révèle qu'il existe bien un mécanisme à correction d'erreur entre les taux d'inflation désirés et observés dans la zone.

Mots clés : critères de convergence, discipline budgétaire, sigma-convergence, inflation.

Covenant of convergence and volatility of inflation in WAEMU countries

Abstract: This paper aims to analyse the nominal convergence of the budget variables inferred by the respect of criteria of convergence imposed by the covenant of stability and growth and the impact of the indicators of convergence on the volatility of the inflation in the WAEMU countries. For this reason, we have conducted an empirical analysis of the budgetary convergence in the WAEMU area with budgetary variables such as expenses, revenue and balance. In order to achieve our objective, we have used the initial methodological approach by Barro and Sala i Martin and adapted to European Union by Villieu et al. (2003). The methodological approach has consisted in following up in the time an indicator of dispersion of the variable which may be the standard of deviation or the variance. The findings have shown that there is globally a tendency to the convergence of the budgetary variables. Finally, the model reveals that there really exists a process of correction of error of the observed and desired inflation rates in the area.

Key words: Convergence criteria, budget discipline, sigma-convergence, inflation,

Code JEL: E52 - E31- E61- E42- E58

Received for publication: 20150907. Final revision accepted for publication: 20160607

1. Introduction

L'un des principaux déterminants de la stabilité d'un système monétaire est la maîtrise de l'inflation pour assurer la croissance des économies sans compromettre la valeur externe de la monnaie. L'amélioration du niveau de vie de la population et la garantie du bien-être social sont des objectifs ultimes des pouvoirs publics. Quelles que soient les politiques suivies, ces objectifs ne peuvent être atteints sans une croissance économique soutenue et durable. Pour toutes ces raisons, la compréhension de la croissance, de ses mécanismes et de ses déterminants a toujours été un souci majeur des décideurs et des concepteurs des politiques économiques. Cependant, plusieurs facteurs aussi bien internes qu'externes menacent la consolidation de cette croissance ; un des plus importants est l'instabilité macroéconomique. On estime en général, qu'une forte inflation, des déficits budgétaires importants et la surévaluation du taux de change réel sont des symptômes de l'instabilité macroéconomique (Agenor, 2001). En effet, l'inflation et ses origines figurent parmi les nombreux problèmes qui préoccupent les économistes. Le problème que pose l'inflation est l'un des plus délicats, vu son coût économique et social. La comparaison entre pays révèle une diversité aussi bien au niveau du rythme que des causes de l'inflation. Ainsi, il serait assez important de connaître jusqu'à quel degré le changement dans la hausse des prix est expliqué par des facteurs internes ou externes du système économique d'un pays. Le futur est par définition incertain. Et il l'est encore plus lorsque l'inflation augmente, car le rythme auquel les prix s'accroissent est rarement stable ou prévisible. Cela fausse et rend confuses les informations sur lesquelles les consommateurs, les chefs d'entreprise, les épargnants et les investisseurs fondent leurs décisions économiques.

La recherche d'un degré raisonnable de stabilité du niveau général des prix est considérée comme le but premier de la politique monétaire, car la maîtrise de l'inflation est primordiale, non seulement pour l'activité privée, mais aussi pour la sauvegarde du pouvoir d'achat des populations. Dans le cadre de la réalisation de l'objectif de stabilité du niveau général des prix, le ciblage de l'inflation tend à s'imposer parmi les meilleurs moyens utilisés par la politique monétaire. C'est pour cette raison que la maîtrise du taux d'inflation est d'ailleurs un critère de convergence de premier rang du Pacte de Convergence, de Stabilité, de Croissance et de Solidarité, adopté le 8 décembre 1999 par la Conférence des Chefs d'États et de gouvernements de l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA). En outre, l'évolution récente du binôme croissance-inflation en Afrique Subsaharienne rend encore plus nécessaire la connaissance des facteurs qui déterminent l'inflation.

Dans un contexte d'interdépendance de plus en plus poussée des économies, il apparaît plus difficile pour les pays en voie de développement de lutter efficacement et de manière durable contre l'inflation. Le niveau élevé de l'inflation dans la zone UEMOA, au cours des cinq dernières années, apparaît préoccupant par rapport à son impact néfaste sur la stabilité macroéconomique, le revenu des ménages et la compétitivité des économies.

La convergence budgétaire imposée par le pacte de convergence et de stabilité en limitant le financement monétaire des déficits peut permettre une réduction de l'inflation. Au contraire une grande instabilité des indicateurs budgétaires peut provoquer proportionnellement une grande volatilité des prix dans l'Union. C'est pour cette raison que nous avons tenté d'évaluer les effets de la convergence nominale des variables budgétaires sur la volatilité de l'inflation dans les pays de l'UEMOA.

Dans la suite du document nous présentons dans un premier temps l'analyse descriptive des indicateurs de la sigma-convergence budgétaire ensuite dans les sections suivantes nous présentons une synthèse de la littérature, la méthodologie de recherche utilisée et enfin dans la dernière section l'analyse empirique

2. Analyse descriptive des indicateurs de la sigma convergence budgétaire

Il existe diverses façons d'apprécier le phénomène de convergence. L'une d'elles porte sur l'évolution d'une mesure de la dispersion des différentes variables budgétaires qui renvoie à la notion de σ -convergence (Barro et Sala-i-Martin, 1992). Elle consiste à étudier l'évolution de la variance ou de l'écart-type d'une variable en coupe transversale. On évaluera les principales tendances observées au cours de la période 1990-2012 à travers la construction dans une première étape des indicateurs de σ -convergence budgétaires à savoir l'indicateur de sigma convergence de soldes budgétaires, des dépenses et recettes publiques dans la zone UEMOA. L'indicateur de σ -convergence qui sera donc utilisé est :

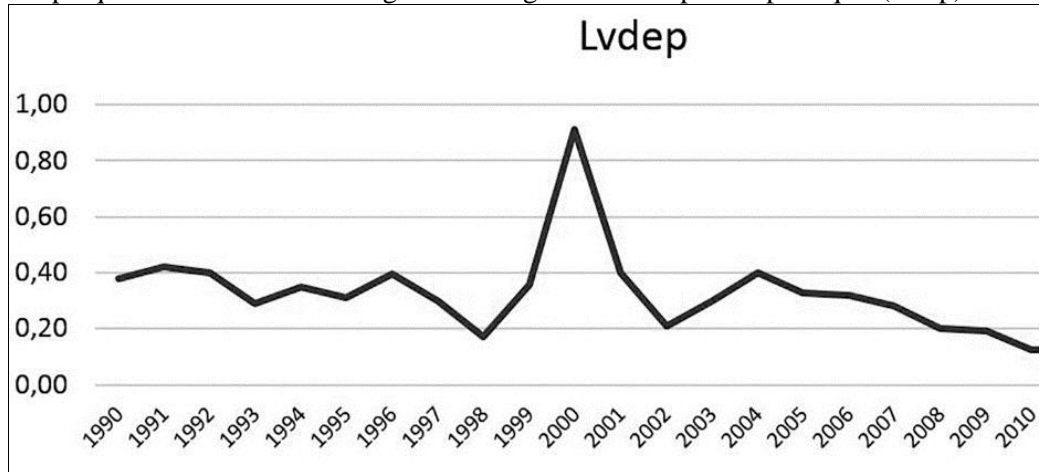
$$\sigma\text{-convergence} = \sqrt{V_{t+i}} \quad \text{pour } i = 0, 1, \dots, p$$

avec $V_{t+1} = \sum_{j=1}^N n_j (X_j - \bar{X})^2$ et $\bar{X} = \sum_{j=1}^N n_j X_{jt}$ avec $N = 7$ (7 pour les sept pays de l'UEMOA que sont le Bénin, le Burkina-Faso, la Cote d'Ivoire, le Mali, le Niger, le Sénégal et le Togo) et n_j le coefficient de pondération aux individus est le ratio PIB de l'individu / PIB total de l'Union. Pour chaque variable budgétaire x il existe 7 observations transversales pour une année donnée i . Et pour chaque année i on calcule l'écart type de la variable considérée pour les sept pays de l'Union. Lorsque l'écart type de l'Union diminue il y a convergence de la variable considérée ; dans le cas contraire il y a divergence. L'évolution des valeurs des indicateurs de la sigma-convergence des variables budgétaires dans l'UEMOA se présente comme présentée sur les graphiques suivants

2.1. Sigma convergence des dépenses publiques

On observe une diminution de la dispersion des dépenses publiques sur la première moitié de la période étudiée. En effet, la variance des dépenses publiques est passée de 20,23% en 1989 à 10,47% en 1999 soit une baisse de 9,76 %. Toutefois on note dans cette partie, respectivement des divergences entre 1990 et 1991, 1993 et 1994 et surtout à la période 1995- 1998.

Graphique 1: Évolution de la sigma-convergence des dépenses publiques(Vdep)



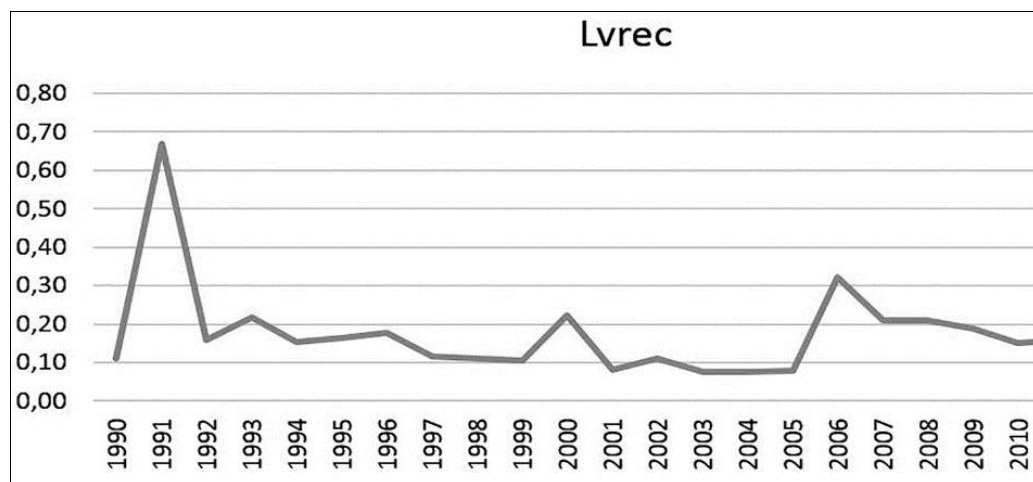
Source : Représentation d'après calculs de l'auteur

En revanche, la veille de la signature du pacte de stabilité et de croissance dans l'UEMOA, notamment la période 1998 - 2000 a été caractérisée par une augmentation de l'écart type des dépenses publiques dans l'Union qui atteint le point le plus élevé de toute la période de l'étude. Cette situation constituerait une des raisons qui aurait poussé les huit pays de l'UEMOA à la signature du pacte. Le respect des critères de convergence pendant les deux premières années après leur mise en œuvre a été marqué par un fort mouvement de convergence des dépenses publiques. En effet, au cours de cette période on a observé une baisse remarquable des indicateurs de la sigma convergence des dépenses publiques de près de 64,65%. Cependant, ce mouvement s'est arrêté en 2002 et semble même s'inversé au cours de la période 2002-2004. À partir de l'année 2004, on observe à nouveau un mouvement à la baisse de l'indicateur de la sigma-convergence des dépenses publiques. Ceci traduit donc une tendance à la convergence des dépenses publiques dans l'UEMOA au cours de la période 2004-2010

2.2. Sigma convergence des recettes publiques

Comme le montre le graphique n° 2, la convergence des recettes publiques a commencé dès le début de l'année 1991 et s'est poursuivi pratiquement jusqu'au début de l'année 1993, soit une chute de l'indicateur de la sigma convergence des recettes publiques de 40%. Ce mouvement s'interrompt à partir de 1993 et on observe même une tendance à l'accroissement de la dispersion. Ainsi, cette dernière passe de 15,32 % en 1992 à 21,64 % en 2000 contre une baisse de 6,32 % sur la période 1993-1994.

Graphique 2: Évolution de la sigma-convergence des recettes publiques(Vrec)



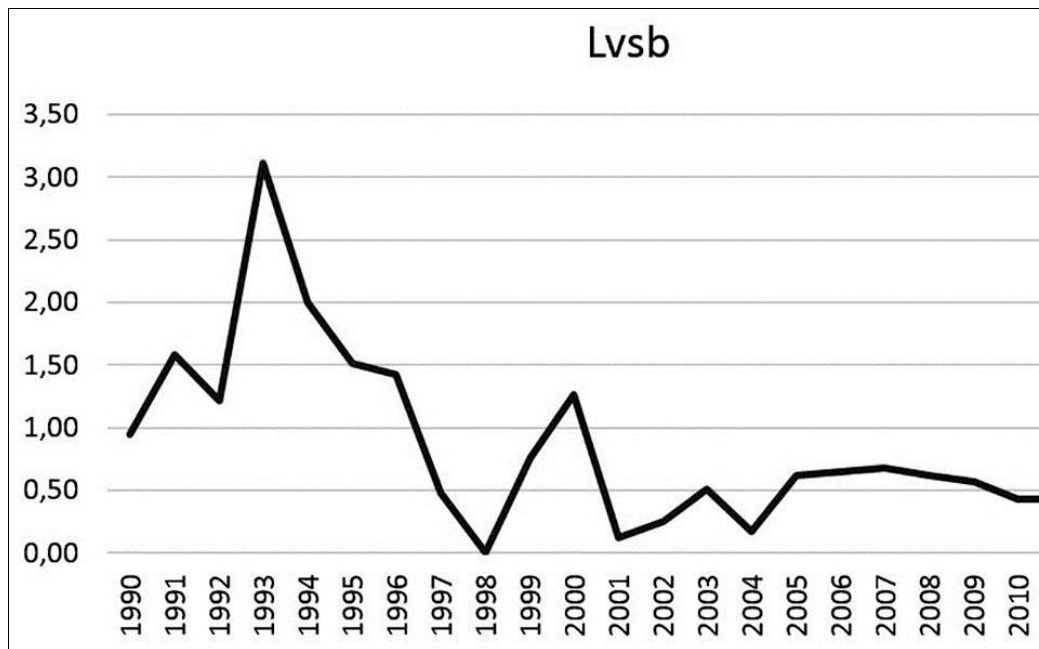
Source : Représentation d'après calculs de l'auteur

Également par rapport à l'année de base 2000, date de signature de pacte de stabilité, on observe un mouvement de convergence des recettes publiques jusqu'en 2005 ; année à partir de laquelle apparaît à nouveau une augmentation très remarquable de la variance des recettes publiques dans l'Union au cours de la période 2005-2006 de 23,26%. Ceci se traduit par la baisse de l'effort fourni par les États de l'Union dans le respect des engagements pris à la signature du pacte le 1er Janvier 2000 au cours de la période 2005-2006 par rapport à celle de 2000-2005. Cependant, on observe à nouveau une tendance à la convergence à partir de l'année 2006 qui peut s'expliquer par la prise de conscience de la plupart des états membres de la nécessité d'une convergence des recettes budgétaires vers la moyenne de l'Union.

2.3.Sigma convergence des soldes budgétaires

On observe une augmentation de la dispersion des soldes budgétaires sur la première moitié des années 90. En effet, la variance des soldes budgétaires dans l'Union est passée de 0,8767 en 1989 à 3,1131 en 1993, soit une augmentation remarquable de 2,2456 points. Cette période a été suivie d'une forte tendance à la convergence au cours de la période 1993-1997 avec une baisse estimée de plus de 2,6 points. Cette augmentation de l'indicateur de la sigma convergence des soldes budgétaires dans l'UEMOA peut s'expliquer par l'avènement de la dévaluation du franc CFA qui a pour conséquence la nécessité d'une maîtrise des déficits budgétaires du fait de l'augmentation du coût de l'endettement qu'elle a engendré. Sur les périodes 1997-1998 et 1999-2000, on observe respectivement une augmentation de la variance des soldes budgétaires contre une convergence des soldes budgétaires sur la période 1998-1999.

Graphique3: Évolution de la sigma-convergence des soldes budgétaires(Vsb)



Source : Représentation d'après calculs de l'auteur

La première année qui a suivi la signature du pacte de stabilité, fait ressortir un fort mouvement à la baisse de l'indicateur de la sigma convergence des soldes budgétaires, qui peut s'expliquer par la mise en application effective des critères de convergence et plus particulièrement le ratio de l'encours de la dette intérieure et extérieure rapportée au PIB qui doit être de moins de 70%. Toutefois ce mouvement s'est arrêté en 2002 et semble même s'inverser au cours de la période 2002-2003, qui est caractérisée par une hausse de la variance du solde budgétaire de 29,3%.

3. Synthèse des études empiriques

Des études économétriques menées, dans le temps et dans l'espace, identifient plusieurs sources de l'inflation. Ces études prennent en compte l'influence de plusieurs facteurs sur l'évolution des prix, notamment le déficit budgétaire, le taux de change, l'indépendance de la Banque Centrale, la masse monétaire, les crédits à l'économie, les chocs externes, etc. Certaines mettent l'accent sur les facteurs structurels, tels que les imperfections du marché. Il sera fait une synthèse de ces études empiriques.

Plusieurs études empiriques ont montré la consistance de la théorie monétariste de l'inflation. En effet, l'étude fondatrice de Friedman et Schwartz (1963) sur « l'histoire monétaire des États Unis d'Amérique » indique clairement une corrélation positive entre l'accroissement de la masse monétaire et le niveau de l'inflation. Plus tard, d'autres études à travers le monde, confirment cette théorie. En effet, sur un échantillon de cent dix (110) pays, Mc Candless et Weber (1995) ont montré que les pays qui connaissent une forte et rapide croissance de la masse monétaire sont ceux qui enregistrent une inflation élevée. À long terme, la corrélation est forte entre l'augmentation de la masse monétaire et le taux d'inflation mais moins évidente dans le court terme. Par ailleurs, les travaux réalisés par la Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO, 2006) sur les données annuelles couvrant la période 1971 à 2005, montrent que dans les pays de l'UEMOA, l'inflation est sensible à l'évolution de la masse monétaire. Selon les résultats de ces travaux, une hausse de 1 point de pourcentage de la masse monétaire entraîne une progression de l'inflation de 0,10 point à court terme et de 0,35 point à long terme.

Dans leurs travaux, Doe et Diarisso (1998) ont montré que la politique monétaire influence l'évolution des prix dans tous les pays de l'Union tant à court terme qu'à long terme. Toutefois, ils ont estimé que les mouvements de l'offre sur l'inflation ont des effets plus importants que ceux résultant de l'action monétaire.

Agenor et Montiel (1996) ont montré comment les efforts des autorités monétaires visant à financer les déficits budgétaires par création monétaire, peuvent contribuer à élever les prix et à épuiser les réserves extérieures. Cette situation peut conduire à la dévaluation lorsque les autorités monétaires ont un accès limité aux marchés internationaux de capitaux.

KabaO. (2006) souligne que la monétisation du déficit budgétaire est responsable des pressions inflationnistes en Guinée. Avec la mauvaise gestion de ses recettes et dépenses, le Gouvernement s'est toujours servi de la Banque Centrale de la République de Guinée pour financer ses déficits, en ayant recours à la planche à billets. Ceci a conduit à des excès de liquidités et des volumes élevés de masse monétaire incompatibles. L'auteur a noté que pour réduire la croissance de la masse monétaire, la Guinée a eu à dévaluer sa monnaie

D'autres analyses dans cette perspective portent beaucoup plus sur la dynamique de l'inflation et utilisent la forme hybride de la courbe de Phillips (Hondroyannis et al. 2008).

Par ailleurs, la théorie de l'inflation par les coûts postule « que les augmentations des salaires et prix sont déterminées seulement par des facteurs non économiques et par des forces sociopolitiques qui sont indépendantes des conditions économiques générales. L'inflation s'explique alors par l'introduction de ces variables liées aux coûts dans les équations de salaires et de prix » (Sylla et al, 2007).

Stock et Watson (1999) ont proposé des équations de prévision de l'inflation aux États-Unis où le glissement annuel de l'indice des prix à la consommation dépend de

sa valeur passée et d'indicateurs de tensions sur les marchés (taux de chômage, taux d'utilisation des capacités, output gap, indicateur avancé de conjoncture).

Stephen G. et al (2000), ont défini trois grandes catégories de variables utilisées pour prévoir l'inflation. Il s'agit :

- des cours des matières premières (cours du pétrole, cours de l'or, indices d'un ensemble de produits de base, etc.). Une progression des prix de ces produits se traduirait par une hausse de l'inflation ;
- des indicateurs financiers (taux de change, agrégats monétaires, différence entre taux d'intérêt à long terme et à court terme), une baisse du taux de change ou une augmentation rapide des agrégats monétaires pouvant être un signal d'une hausse de l'inflation ;
- des indicateurs de l'état de l'économie réelle (taux d'utilisation des capacités de production, taux de chômage, etc.). Une progression du taux d'utilisation des capacités de production ou une baisse du taux de chômage au delà d'un certain seuil entraînerait des tensions inflationnistes.

À ces trois grandes rubriques, ces auteurs ont ajouté le salaire horaire moyen dont la hausse est liée à celle de l'inflation.

Biau O. et Sobczak N. (2001) ont proposé des modèles de prévision de l'inflation en France. L'inflation est représentée comme une fonction de l'inflation importée, de la fiscalité indirecte et de variables de tensions sur les marchés de biens et du travail (cours du pétrole brut, taux d'utilisation des capacités, taux de chômage).

Se fondant sur l'approche de la courbe de Phillips, Hild F. (2002), a proposé des modèles de prévision d'inflation pour la France à différents horizons (3 mois, 6 mois et un an), à partir de données trimestrielles. Les variables (exprimées en glissement annuel) retenues sont l'indice des prix à la consommation, les cours du pétrole brut en dollar, le taux de change effectif nominal du franc, le taux d'utilisation des capacités de production dans le secteur manufacturier, le salaire mensuel brut, les prix des matières premières industrielles et le taux moyen de la Taxe sur la Valeur Ajoutée (TVA).

Chauvin V. et Devulder A. (2007) ont proposé une modélisation des évolutions à court terme de l'indice des prix à la consommation harmonisé sur l'ensemble de la zone euro. Les estimations portant sur des séries trimestrielles désaisonnalisées ont permis par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) de mettre en relation l'indice des prix à la consommation, l'indice des prix des importations, le coût unitaire du travail, le prix du pétrole brut exprimé en euro, le taux d'utilisation des capacités de production dans l'industrie, le taux de TVA et le taux de chômage.

Sylla et al (2007) ont analysé la dynamique de l'inflation en Guinée et proposé un modèle de prévision de l'inflation dans ce pays. Il ressort de cette étude que les principaux facteurs influençant l'inflation en Guinée sont : la production réelle, la

masse monétaire, les créances nettes sur l'état, les déficits budgétaires, les taux de change, la vitesse de circulation de la monnaie et les prix à l'étranger.

De leur côté Doé et Diallo (1997) ont exploré les déterminants de l'inflation dans les pays de l'UEMOA à partir d'un modèle multisectoriel. Il ressort de cette étude, qu'à court terme comme à long terme, le principal facteur d'évolution des prix dans l'UEMOA est l'inflation importée, en l'occurrence l'évolution des prix en France. L'influence des variables macroéconomiques est apparue relativement faible.

Doé et Diarisso (1998), sur la base d'un modèle dérivé de l'équation quantitative de la monnaie ont montré qu'à court terme l'évolution de la masse monétaire a une influence sur l'inflation dans tous les pays de l'UMOA sauf au Burkina et au Sénégal et qu'à long terme, les mouvements de la masse monétaire ont un impact sur l'inflation dans tous les pays de l'Union. Cette étude mesure l'impact de la masse monétaire et du PIB et n'a pas tenu compte des variables, telles que les dépenses publiques, les cours du pétrole, etc.

Nubukpo K.K (2003) a abordé l'impact de la politique monétaire de la BCEAO sur l'inflation. Il ressort qu'un choc positif sur les taux d'intérêt directeurs (en particulier le taux du marché monétaire) de la BCEAO a un effet négatif sur l'inflation, avec une ampleur maximale observée dès la fin du premier trimestre et une persistance d'une durée de cinq ans avant le retour à la tendance de long terme.

Diallo (2003) a évalué l'impact de l'offre locale de produits vivriers sur les prix dans l'UEMOA. Cette étude a permis de confirmer les résultats statistiques généralement obtenus sur la relation entre les secteurs vivriers et l'inflation dans les États de l'UEMOA. Dembo Toé et Hounkpatin (2007) à travers un modèle VAR, ont montré que les évolutions de la masse monétaire ont un impact significatif mais faible sur l'inflation dans l'UEMOA.

4. Méthodologie de l'analyse empirique

L'approche en termes de volatilité ou de variance des taux d'inflation ne prend pas en compte tous les déterminants de l'inflation. En effet, Dembo Toé (2010) a montré que la masse monétaire a un effet faible et non significatif sur l'évolution des prix dans l'UEMOA. Ce qui signifie que la politique monétaire de la BCEAO s'ajuste de façon optimale par rapport aux besoins des économies de la zone. De la même manière dans son modèle de prévision de l'inflation dans l'UEMOA Bamba Diop (2011) a conclu que les taux d'intérêt directeurs de la BCEAO n'ont pas d'effets significatifs sur l'évolution des prix. Nous avons retenu alors conformément à Villieu et al. (2003) comme principaux déterminants de la volatilité des taux de change, les variables budgétaires.

Cette approche a pour fondement, l'analyse keynésienne et néokeynésienne du financement des déficits budgétaires. En effet la théorie keynésienne reconnaît un effet positif sur la production et sur l'emploi des déficits budgétaires par l'effet multiplicateur, elle admet également que quel que soit son mode de financement, les déficits budgétaires entraînent des distorsions sur le taux d'inflation. Il en est de même pour les niveaux de dépenses et de recettes budgétaires.

4.1 Spécification du modèle

La relation entre le taux d'inflation et les mesures de la convergence budgétaire peuvent être appréhendée à travers l'équation suivante :

$$volinf_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i Vol(X_i)_t + \beta volchang_t + \mu_t$$

Pour estimer les modèles, nous allons introduire une variable muette nommée DUM94 pour prendre en compte le changement de parité du franc CFA intervenu avec la dévaluation du franc CFA en 1994. Ce changement de parité a modifié très largement l'évolution des variables pertinentes telle que le taux de change, l'inflation et les différentes variables budgétaires.

De plus pour pouvoir interpréter les coefficients estimés comme des élasticités, nous allons linéariser chacune des équations en leur appliquant le logarithme népérien.

L'équation de régression par la méthode des moindres carrés ordinaires sont donc :

$$volinf_t = \beta_0 + \beta_1 Vol(X)_t + \beta_2 volchang + DUM94 + \mu_t$$

avec :

volchang , la Variance des taux de change qui sera mesurée à travers la variance des différences de taux de change calculée sur les données annuelles des différences de taux de change des États membres de l'UEMOA ;

Vol(X) : Un indicateur de sigma convergence budgétaire déterminé en coupe transversale.

Le modèle empirique s'écrit comme suit :

$$Lvolinf_t = \beta_0 + \beta_4 Lvolchang + \beta_1 Lvoldep_t + \beta_2 Lvolrec + \beta_3 Lvol sold + DUM94 + \mu_t$$

4.2- Source des données et procédure d'estimation

Dans cette étude, on utilisera des données de la Banque Africaine du Développement (Dépenses Publiques et Recettes Publiques, le PIB réel), le taux de change réel est issu des documents de travail de CERDI, le PIB nominal est extrait de la base du FMI (World Bank Outlook Database, October 2008). Toutefois, afin d'avoir une série d'observation de trente (30) années au moins, nous allons compléter les données de la BAD par celles du rapport de la surveillance multilatérale de l'UEMOA les années manquantes. Finalement la série des données s'étend sur la période de 1980 à 2010. Étant donné que nous avons à faire à des séries macroéconomiques, il est important de procéder aux tests de diagnostic avant de passer aux tests de validation des modèles et enfin déboucher sur l'interprétation des résultats.

5. Présentation des résultats économétriques

Les tests de causalité ont montré qu'il existe une forte relation de causalité en double sens entre le PIB de l'Union et le taux d'inflation à l'intérieur de l'UEMOA. Ainsi les variabilités de la production induisent une variance des taux d'inflation. De la même manière l'inflation cause fortement la production. Cela peut se justifier par l'utilisation du PIB nominal dans le modèle. Rappelons que le PIB nominal utilise les prix courants dans l'évaluation de la valeur de la production. Il en est de même pour toutes les variables budgétaires c'est-à-dire les dépenses, les recettes et les soldes budgétaires.

Le modèle théorique se présentant comme suit :

$$Lvinf = \beta_0 + \beta_1 Lvchang + \beta_2 Lvdep + \beta_3 Lvrec + \beta_4 Lvsh + \beta_5 dum94$$

Le test de stationnarité de Dickey- Fuller appliqué aux cinq variables du modèle nous a permis de constater qu'aucune variable du modèle n'est stationnaire à niveau mais en différence première toutes les variables sont stationnaires.

Le test de Johansen appliqué aux variables du modèle révèle l'existence d'une relation de cointégration au seuil de 5%.

5.1. Résultat des estimations

L'estimation du modèle à correction d'erreur à la Hendry c'est à dire à un tour donne les résultats suivants :

Tableau1 : Résultat du MCE

Dependent Variable: D(LVINFL)			
Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	5.523345	-5.170796	0.0003
D(LVCHANG)	0.178387	3.272203	0.0086
D(LVDEP)	0.230691	-1.010047	0.0259
D(LVREC)	3.708799	1.110718	0.2813
D(LVSB)	0.126007	0.379946	0.7084
D(DUM94)	-0.111521	-3.084488	0.0036
LVINF(-1)	-0.660019	-3.432842	0.0003
LVCHANG(-1)	-0.019674	-2.826276	0.0193
LVDEP(-1)	0.288676	-0.063700	0.0499
LVREC(-1)	2.734735	0.760725	0.4567
LVSB(-1)	0.292876	0.571236	0.5749
DUM94(-1)	-0.004374	0.008271	0.9935

Nombre d'observation : 30

F-statistic : 17.83786

R-squared: 0.729666

Prob(F-statistic) : 0.000001

Pour valider le modèle, nous avons procédé à plusieurs tests dont le test de spécification du modèle, le test de stabilité, le test d'auto-corrélation des erreurs, le test d'homoscédasticité des résidus, le test de prévision du modèle, le test de significativité des variables.

La force de rappel à l'équilibre définie comme le coefficient de la variable dépendante retardée est négative et significative au seuil de 5% ce qui exprime bien qu'il y a un mécanisme de *feed-back* c'est-à-dire de retour à l'équilibre en cas de choc exogène sur la variable expliquée. Le modèle à correction d'erreur est donc bien valable.

Le test de significativité des variables utilisé ici est le test de Student. On constate avec les probabilités associées que les variables suivantes ont leur coefficient significatif au seuil de 5%. Il s'agit de la variance des dépenses, la variance des soldes budgétaires et la variance du taux de change. Toutes ces variables sont significatives à court et à long terme, mais il est utile de constater que la significativité à court terme est plus affinée qu'à long terme parce que globalement, l'intervalle de confiance est autour de 1% à court terme et à 5% à long terme. La variance des recettes a un signe positif mais non significatif à la fois à court et à long terme. À long terme, le taux de change influence positivement l'inflation alors que le coefficient est négatif à court terme. Ce qui peut être interprété comme un effet du flux des capitaux entrant lorsque le taux de change est faible et donc favorable à l'investissement et au commerce.

Avec le $R^2 = 0.72$ on peut dire que le modèle est globalement significatif puisque les variables dépendantes expliquent à 72% la variable indépendante.

De tout ce qui précède on peut alors retenir la forme estimée du modèle comme suit :

$$\begin{aligned}
Lvinf = & 5.52 + 0.18D(Lvchang) + 0.23D(Lvdep) + 3.71D(Lvrec) + 0.13D(Lvsb) - \\
& (-5.17) \quad (3.27) \quad (-1.01) \quad (1.11) \quad (0.38) \\
& 0.11D(dum94) - 0.66Lvinf(-1) - 0.02Lvchang(-1) + 0.29Lvdep(-1) + \\
& (-3.08) \quad (-3.43) \quad (-2.82) \quad (-0.06) \\
& 2.73Lvrec(-1) + 0.29Lvsb(-1) - 0.0043dum94(-1) \\
& (0.76) \quad (0.57) \quad (0.008271)
\end{aligned}$$

5.2. Interprétation des résultats

Le modèle confirme bien l'existence d'une corrélation positive et significative entre la volatilité des taux d'inflation et la volatilité des indicateurs de convergence budgétaire. En effet, les coefficients des indicateurs budgétaires sont significativement positifs à 5% et ceci est valable autant pour les coefficients de court terme que pour les coefficients de long terme.

5.2.1. Interprétation du coefficient de correction d'erreur

On constate que le coefficient associé à la force de rappel est négatif (-0.66) et significativement différent de zéro au seuil statistique de 5% (son *t* de Student est supérieur à 1.96 en valeur absolue). Il existe donc bien un mécanisme à correction d'erreur. À long terme, les déséquilibres entre la volatilité des taux d'inflation et les indicateurs de convergence budgétaire se compensent de sorte que les quatre séries ont des évolutions similaires. 0.66 représente la vitesse à laquelle tout déséquilibre entre les niveaux désiré et effectif du taux d'inflation est résorbé dans l'année qui suit tout choc. Ainsi on arrive à ajuster 66% du déséquilibre entre le niveau de taux d'inflation désiré et le niveau d'inflation effectif l'année qui suit un choc. De ce qui précède nous pouvons retenir que les chocs sur le taux d'inflation dans l'UEMOA se corrigent à 66% par l'effet de *feed-back*. Autrement dit un choc sur les taux d'inflation constaté au cours d'une année est entièrement résorbé au bout d'un an et demi environ.

5.2.2. Interprétation des élasticités

A court terme

L'élasticité de court terme du taux d'inflation par rapport aux dépenses publiques est de 0.23, ce qui signifie que si la variance des dépenses publiques augmente de 10%, la variance du taux d'inflation dans l'UEMOA augmente de 2.3%.

Le coefficient de court terme du taux d'inflation par rapport aux recettes publiques est de 3.18, mais le coefficient n'est pas significativement différent de zéro, même au seuil de 10%.

L'élasticité de court terme du taux d'inflation par rapport aux soldes budgétaires est égale 0.13, ce qui signifie que si la variance des soldes budgétaires augmente de 10%, la variance du taux d'inflation dans l'UEMOA augmente de 1.3%.

L'élasticité de court terme du taux d'inflation par rapport au taux de chômage est égale 0.18, ce qui signifie que si la variance des taux de change augmente de 10%, la variance du taux d'inflation dans l'UEMOA augmente de 1.8%.

A long terme

L'élasticité de long terme du taux d'inflation par rapport aux dépenses publiques est 0.34 ce qui signifie que si la variance des dépenses publiques augmente de 10% la variance du taux d'inflation dans l'UEMOA augmente de 3.4%

L'élasticité de long terme du taux d'inflation par rapport aux soldes budgétaires est 0.44, ce qui signifie que si la variance des soldes budgétaires augmente de 10% la variance du taux d'inflation dans l'UEMOA augmente de 4.4%.

L'élasticité de long terme du taux d'inflation par rapport au taux de change est 0.033. Ce qui signifie que si la variance des taux de change dans l'union augmente de 100%, la variance des taux d'inflation augmente 3.3%. La faiblesse du coefficient de long terme peut s'expliquer par le fait qu'étant dans une union monétaire les différentiels des taux de change s'ajustent à long terme compte tenu de la parité fixe qui impose un ajustement des taux de change par le solde de la balance de paiement. Aussi à long terme le taux de change a un effet très faible sur les écarts inflationnistes dans l'Union.

6. Conclusion

Cet article montre empiriquement que le respect des critères de convergence accélère la convergence budgétaire au sein de l'union et par suite induit un effet positif sur la réduction de la stabilité des prix et l'inflation dans l'UEMOA. En effet les résultats de l'analyse économétrique ont permis d'identifier et d'estimer un modèle à correction d'erreurs. Ce modèle confirme l'existence d'une relation positive et fortement significative entre les indicateurs de sigma convergence budgétaire et la volatilité de l'inflation, ce qui signifie qu'à une plus grande instabilité des indicateurs budgétaires est associée une grande volatilité des prix et de l'inflation.

Cette relation positive est plus forte avec les soldes et les dépenses qu'avec les recettes d'une part et elle est également plus stable à long terme qu'à court terme. Un autre résultat très important dans l'analyse qui mérite d'être souligné est que la vitesse à laquelle tout déséquilibre entre les niveaux désiré et effectif du taux d'inflation est résorbé dans l'année qui suit tout choc est d'environ 0.66. Ainsi nous pouvons retenir que les chocs sur le taux d'inflation dans l'UEMOA se corrigent à 66% par l'effet de *feed-back*. Autrement dit un choc sur les taux d'inflation constaté au cours d'une année est entièrement résorbé au bout d'un an et demi environ.

Ces résultats ainsi obtenus constituent un apport à la littérature sur le débat et la justification du respect des critères de convergence. En effet, on voit ici que le respect des critères de convergence qui favorise la convergence des variables budgétaires peut être source de stabilité des taux d'inflation dans l'UEMOA. Ainsi plus les États respectent les critères imposés par le *Pacte de Convergence, de Stabilité, de Croissance et de Solidarité*, plus ils contribuent à stabiliser la volatilité de l'inflation. Au contraire si les États membres de l'Union ne s'efforcent pas à respecter les exigences du pacte de convergence et que des sanctions ne sont pas prises pour amener les pays à faire converger les variables budgétaires vers les cibles définies, ils vont contribuer à amplifier la volatilité des taux d'inflation qui conduit inévitablement vers une dépréciation de la monnaie commune. C'est pourquoi nous suggérons de renforcer la surveillance multilatérale des politiques budgétaires et le respect des critères imposés par le pacte.

7. Références bibliographiques

Agenor Pierre-Richard (2001), « Mouvements de capitaux, régimes de change et libéralisation financière » Colloque de l'IFID - Banque mondiale

Agenor P.R. And Montiel P.J., (1996), « Development macroeconomics », Princeton

Bamba Diop M. (2011) « un modèle de prévision à moyen terme de l'inflation dans l'UEMOA » BCEAO

Barro R., Sala i Martin X. (1990): « Economic Growth and convergence across the united states », working paper, n° 3419, National Bureau of Economic Research, may.

BCEAO (2006) Performances économiques récentes des pays de l'UEMOA, 473 Aout-septembre

Biau O. et Sobczak N. (2001), « Prévoir l'inflation en France », Dossier de la note de conjoncture de l'INSEE, juin 2001.

Chauvin V., Devulder A. (2007), « Maquette d'inflation Zone euro », Bulletin de la Banque de France, n° 167 page 77 à 94.

DemboToé M. (2010), « Modèles de prévision de l'inflation dans les pays de l'UEMOA », BCEAO.

Dembo Toe M. et Hounpkatin M., (2006), « Lien entre la masse monétaire et l'inflation dans les pays de l'UEMOA », BCEAO, Dakar.

Diallo M. L., (2003), « Impact de l'offre locale de produits vivriers sur l'inflation dans les pays de l'UEMOA », BCEAO.

Doe L. et Diallo M. L., (1997), « Déterminants empiriques de l'inflation dans les pays de l'UEMOA », BCEAO.

Doe L. et Diarisso S. (1998), « De l'origine monétaire de l'inflation dans les pays de l'UEMOA », BCEAO.

Friedman M. and Schwartz A.J., (1963), « A monetary history of the United States, 1867-1960 », Princeton University Press, Princeton.

Hild F. (2002), « Prévisions d'inflation pour la France », Série des documents de travail de la Direction des Etudes et Synthèses Economique de l'INSEE, G2002/12, octobre 2002.

Hondroyannis G. Papapetrou E. Lolos S (2008), « Inflation dynamics in the euro area and in new EU members: Implications for monetary policy », Economic Modelling, Elsevier, vol. 25 (6), PP.1116-1127.

Kaba O., (2006), « L'Etat, source de l'inflation en Guinée depuis 2003 », l'Observateur, Guinée.

McCandless G and Weber W (1995) “ some monetary facts” federal reserve bank of Minneapolis, quarterly review , pp 2-11

Nubukpo K. K.(2003) « Dépenses publiques et croissance des économies de l'UEMOA » CIRAD

Stephen G. Cecchetti, Chu Rita S., Steindel C. (2000) « The unreliability of inflation indicators », Current Issues in Economics and Finance, avril 2000, volume 6, n°4, Federal Bank New York. Article publié en français sous le titre « Comment prévoir l'inflation », Problèmes Economiques n° 2683, octobre 2000.

Stock et Watson (1999), « Forecasting inflation », NBER Working Paper, 7023.

Sylla F., Conté A. M., Onwioduokit A. et Obiora (2007), « Inflation dynamic in Guinea », Institut Monétaire de l'Afrique de l'Ouest.

Villieu P ; Blot C ; Asensio A ; Colletaz G. (2003) : « Convergence budgétaire et volatilité des conditions monétaires dans la zone Euro : pistes théoriques et éléments d'appréciation empiriques », séminaire interne au LEO, Université d'Orléans.

8. Annexes : Résultats des tests économétriques

8.1. Données macroéconomiques structurelles

Années	Lvinf	Lvchang	Lvdep	Lvrec	Lvsb	Lvinf	DUM94
1 980	1,84006174	3,1120	0,4436	0,1123	1,5554	1,8401	0,0000
1 981	1,91214312	3,9201	0,4644	0,1345	1,2135	1,9121	0,0000
1 982	1,48095865	3,2671	0,4346	0,1236	1,3268	1,4810	0,0000
1 983	1,60104943	3,8270	0,4315	0,1237	1,5433	1,6010	0,0000
1 984	1,95974444	3,8923	0,3311	0,1245	2,2345	1,9597	0,0000
1 985	2,48223249	3,7628	0,4512	0,2567	1,4123	2,4822	0,0000
1 986	1,51061134	3,3982	0,4567	0,1421	1,3245	1,5106	0,0000
1 987	2,62389293	3,3187	0,4138	0,2342	1,9876	2,6239	0,0000
1 988	1,95337649	3,3821	0,4654	0,2315	1,4321	1,9534	0,0000
1 989	2,01749872	3,2871	0,4316	0,1264	1,2133	2,0175	0,0000
1 990	1,17830478	3,0047	0,3801	0,11	0,94	1,1783	0,0000
1 991	1,71567652	3,9582	0,4201	0,67	1,58	1,7157	0,0000
1 992	1,96049808	3,9038	0,4001	0,16	1,21	1,9605	0,0000
1 993	1,49603828	3,8360	0,2941	0,22	3,11	1,4960	0,0000
1 994	1,58801487	2,0378	0,3544	0,15	2,00	1,5880	1,0000
1 995	1,44612149	3,3061	0,3145	0,16	1,52	1,4461	1,0000
1 996	1,55988584	2,9535	0,40	0,18	1,42	1,5599	1,0000
1 997	1,61720765	2,6081	0,30	0,12	0,48	1,6172	1,0000
1 998	0,5643662	3,3281	0,17	0,11	*	0,5644	1,0000
1 999	0,43452133	3,3827	0,36	0,10	0,76	0,4345	1,0000
2 000	0,60259481	3,6130	0,91	0,22	1,26	0,6026	1,0000
2 001	0,41819479	3,4118	0,40	0,08	0,13	0,4182	1,0000
2 002	0,22335482	3,2393	0,21	0,11	0,25	0,2234	1,0000
2 003	0,65744798	3,2527	0,30	0,08	0,51	0,6574	1,0000
2 004	0,3979355	3,2822	0,40	0,08	0,17	0,3979	1,0000
2 005	0,63552601	3,3235	0,33	0,08	0,62	0,6355	1,0000
2 006	0,654535	3,3654	0,32	0,32	0,65	0,6545	1,0000
2 007	0,67937731	3,2005	0,28	0,21	0,68	0,6794	1,0000
2 008	0,688888	3,2065	0,20	0,21	0,62	0,6889	1,0000
2 009	3,18578	3,1858	0,19	0,19	0,57	3,1858	1,0000
2 010	3,17465	3,1747	0,12	0,15	0,43	3,1747	1,0000

8.2. TEST ADF en niveau des variables

Null Hypothesis: LVCHANG has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

LagLength: 2 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.243715	0.0966
Test critical values: 1% level	-4.323979	
5% level	-3.580623	
10% level	-3.225334	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LVCHANG)

Method: Least Squares

Date: 08/19/15 Time: 09:00

Sample (adjusted): 1983 2010

Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LVCHANG(-1)	-1.096768	0.338121	-3.243715	0.0036
D(LVCHANG(-1))	0.183165	0.277412	0.660261	0.5156
D(LVCHANG(-2))	0.141396	0.195262	0.724133	0.4763
C	3.944285	1.229193	3.208840	0.0039
@TREND(1980)	-0.016937	0.010734	-1.577995	0.1282
R-squared	0.575665	Meandependent var		-0.003302
Adjusted R-squared	0.564476	S.D. dependent var		0.518015
S.E. of regression	0.406411	Akaike info criterion		1.197527
Sumsquaredresid	3.798901	Schwarz criterion		1.435421
Log likelihood	-11.76538	F-statistic		5.216266
Durbin-Watson stat	1.969646	Prob(F-statistic)		0.003858

8.3. Tests de cointégration de Johansen

Date: 08/19/15 Time: 09:17

Sample (adjusted): 1982 2010

Included observations: 29 after adjustments

Trend assumption: No deterministic trend

Series: **LVCHANGLVDEPLVRECLVSBVLVINFDM94**

Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.773572	87.57831	83.93712	0.0001
Atmost 1	0.714223	51.11146	59.06141	0.2261
Atmost 2	0.449385	23.48906	27.17493	0.7350
Atmost 3	0.100000	6.184189	4.27596	0.0001
Atmost 4	0.073383	3.128732	1.32090	0.8314
Atmost 5	0.031176	0.018508	0.129906	0.3911

Trace test indicates 1 cointegrationeqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

8.4. Les modèles à correction d'erreur

Dependent Variable: D(LVINF)

Method: Least Squares

Date: 08/23/15 Time: 15:29

Sample (adjusted): 1981 2010

Included observations: 30 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.523345	3.064149	-5.170796	0.0003
D(LVCHANG)	0.178387	0.655345	3.272203	0.0086
D(LVDEP)	0.230691	3.198555	-1.010047	0.0259
D(LVREC)	3.708799	3.339100	1.110718	0.2813
D(LVSB)	0.126007	0.331644	0.379946	0.7084
D(DUM94)	-0.111521	1.319962	-3.084488	0.0036
LVINF(-1)	-0.660019	0.308701	-3.432842	0.0003
LVCHANG(-1)	-0.019674	0.748726	-2.826276	0.0193
LVDEP(-1)	0.288676	4.531795	-0.063700	0.0499
LVREC(-1)	2.734735	3.594906	0.760725	0.4567
LVSB(-1)	0.292876	0.512705	0.571236	0.5749
DUM94(-1)	-0.004374	0.528796	0.008271	0.9935
R-squared	0.729666	Meandependent var		0.044486
Adjusted R-squared	0.641093	S.D. dependent var		0.650515
S.E. of regression	0.724702	Akaike info criterion		2.483061
Sumsquaredresid	9.453467	Schwarz criterion		3.043540
Log likelihood	25.24592	F-statistic		17.837863
Durbin-Watson stat	12.14610	Prob(F-statistic)		0.000001