



Munich Personal RePEc Archive

Business cycles in the WAEMU countries: synchronous or disconnected?

Gammadigbé, Vigninou

April 2012

Online at <https://mpa.ub.uni-muenchen.de/39400/>
MPRA Paper No. 39400, posted 13 Jun 2012 05:13 UTC

Les cycles économiques des pays de l'UEMOA: synchrones ou déconnectés ?

Vigninou GAMMADIGBE*

Avril 2012

Résumé

A partir des données annuelles de PIB réels de 1970 à 2010, ce papier se propose d'examiner la synchronisation des cycles réels dans l'UEMOA. Deux méthodes sont utilisées. Nous calculons premièrement les corrélations croisées entre les composantes cycliques des PIB réels des différentes économies de l'Union. L'étude s'appuie ensuite sur l'indice de concordance proposé par Harding et Pagan [2002]. Les résultats des deux approches convergent. Ils montrent que les cycles réels des pays de l'Union sont faiblement synchrones. Les cycles d'activité de la Côte d'Ivoire, du Mali et du Niger sont les plus en phase avec celui de l'UEMOA dans son ensemble. L'étude montre par ailleurs le caractère asynchrone du cycle du Bénin et de l'UEMOA. Les résultats démontrent d'une part que le risque que la politique monétaire unique soit contracyclique dans certains pays et procyclique dans d'autres est élevé et que d'autre part, l'utilisation de la politique monétaire unique en réponse à des chocs asymétriques sera coûteuse. Ces résultats mettent en lumière la nécessité d'imprimer une nouvelle dynamique au processus d'intégration afin d'accélérer la convergence cyclique des économies et faciliter le pilotage d'une politique monétaire commune profitable à tous les pays.

Classification JEL : E32, C41, C43

Mots clés : Synchronisation, Cycle économique, Corrélation croisée, Indice de concordance, UEMOA.

*Centre de Recherche et de Formation en Sciences Économiques et de Gestion (CERFEG), Université de Lomé (Togo). Cette étude a été réalisée à la fin du cours de théories des fluctuations économiques dans le cadre du programme de Master recherche en Économie Internationale (2^e Promotion) à la Faculté des Sciences Économiques et de Gestion (FaSEG) de l'Université de Lomé. Sans engager sa responsabilité, je remercie le Dr. Koffi SODOKIN qui a animé ce cours. E-mail: dodogamma@yahoo.fr; Tel: +228 91 59 84 61

1 Introduction

Une union monétaire implique, pour les pays membres, la perte du contrôle sur la politique monétaire. Cette dernière, confiée à une Banque Centrale commune, ne pourra pas être utilisée de façon indépendante pour stabiliser le cycle économique intérieur. La difficulté de trouver la formule optimale pour la conduite de la politique monétaire commune dans une union monétaire vient à la fois du caractère asymétrique des chocs et asynchrone des cycles [Sarr et Ndiaye, 2011]. En effet, lorsque les co-mouvements d'activité sont discordants, la stabilisation du cycle demanderait une politique monétaire restrictive dans certains pays, et une politique monétaire accommodante dans d'autres. Dans ce contexte, une politique monétaire unique portera des effets hétérogènes. Elle sera contracyclique dans certains pays en stabilisant l'activité réelle et procyclique dans d'autres en augmentant l'instabilité. La persistance d'un degré élevé de désynchronisation des cycles économiques dans une zone monétaire peut générer des coûts non négligeables qui peuvent à terme remettre en cause la pérennité de la zone. La crédibilité d'une zone monétaire est donc tributaire du degré de convergence des économies qui la composent : la convergence des politiques économiques, la convergence certains agrégats et la convergence des cycles réels.

L'analyse précédente constitue un soubassement de la théorie des zones monétaires optimales développée par Mundell [1961], McKinnon [1963] et Kenen [1969]. Pour qu'une union monétaire soit économiquement viable et avantageuse, il faut que les pays qui forment l'union monétaire se retrouvent dans la même phase de cycle (expansion ou récession) au même moment. Cette condition de symétrie considérée comme une condition nécessaire pour le succès des unions monétaires assure que la politique monétaire commune pourra être stabilisatrice dans tous les pays, et que dans aucun pays la perte de contrôle autonome sur la politique monétaire ne sera synonyme d'aggravation de l'instabilité cyclique. Pourtant, une vague plus récente de la littérature [Frankel et Rose, 1998] a noté qu'un des facteurs qui contribuent à rendre les cycles plus symétriques est l'intensification des échanges commerciaux entre pays. Du fait que la formation d'une union monétaire encourage l'intégration commerciale, la synchronisation des cycles pourrait être une conséquence de l'unification. Dans ce sens, la concordance des cycles ne serait pas une condition qui doit exister *ex-ante*, mais plutôt *ex-post*.

Les pays de l'UEMOA¹ forment une union économique et monétaire avec le franc CFA comme monnaie commune et la Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) comme autorité monétaire sous régionale. L'objectif visé en allant au-delà de l'union monétaire qui existait est l'intensification de l'intégration

1. L'UEMOA a été créée le 10 janvier 1994 et regroupe huit pays de l'Afrique Sub-saharienne : le Bénin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, la Guinée Bissau, le Mali, le Niger, le Sénégal, et le Togo.

économique sous régionale afin de faciliter l'émergence d'un espace économique viable. La synchronisation des cycles économiques, *ex-post*, représente dans cette logique une forme de convergence économique pertinente pour les pays de l'UEMOA. Une absence de cette forme de convergence impliquerait une répartition inégale des coûts de l'unification et demanderait par conséquent des mesures correctives. En outre, les pays de l'UEMOA, dans le souci de renforcer la crédibilité de la zone monétaire ont adopté des critères de convergence en signant le Pacte de Convergence, de Stabilité, de Croissance et de solidarité (PCSC)² largement inspiré du traité de Maastricht. L'application de ce pacte réduit les marges d'utilisation de la politique budgétaire à des fins de stabilisation des cycles économiques. Dans ce contexte, la politique monétaire devient le seul véritable instrument de stabilisation de la production. Dès lors, toute la problématique de cette étude se résume en une question : les cycles économiques dans l'UEMOA sont-ils synchrones pour permettre à la politique monétaire unique d'avoir des effets homogènes sur les économies des différents pays ?

Notre étude est ici motivée par le fait qu'une meilleure connaissance du degré de symétrie des cycles doit permettre un choix éclairé de politique monétaire. L'objectif de ce papier est double. L'étude tente d'analyser premièrement les co-mouvements d'activité des pays de l'UEMOA. Elle cherche ensuite à déterminer les économies en phase avec le cycle économique de l'union dans sa globalité. Le reste de l'article est organisé comme ci-après. La section 2 est consacrée au survol de la littérature dédiée à l'analyse de la synchronisation des cycles économiques. La section 3 expose les méthodologies utilisées. Les résultats sont présentés dans la section 4. La section 5 conclut.

2 Revue de la littérature

Dans la littérature récente, plusieurs approches sont retenues dans l'analyse des cycles économiques mais deux sont plus fréquemment utilisées. La première est fondée sur une analyse des chocs à travers des modèles économétriques. Elle vise l'estimation des chocs qui déterminent les fluctuations cycliques. La démarche analytique repose sur une modélisation théorique qui définit les restrictions nécessaires à identifier les chocs à partir des séries du PIB et des prix (les modèles VAR structurels). Dans ce cas, la mesure de symétrie est le coefficient de corrélation entre les chocs des différents pays. C'est la méthodologie utilisée par Bayoumi et Eichengreen [1992], Bayoumi et Taylor [1995], Kouparistas [1999], Frenkel et Nickel

2. Le 8 décembre 1999, un acte additionnel au traité de l'UEMOA, portant Pacte de Convergence, de Stabilité, de Croissance et de solidarité (PCSC) entre les États membres de l'UEMOA et un règlement communautaire en date du 21 décembre 1999 portant mise en œuvre du Pacte de convergence, ont été adoptés.

[2002]. Fielding et Shields [2001] et Buigut et Valev [2006] proposent également des applications de cette approche dans le contexte des pays de l'Afrique subsaharienne. La deuxième approche se concentre sur l'examen de phénomènes de co-mouvement ou de synchronisation et s'appuie soit sur l'utilisation de statistiques de test, soit sur la mise en œuvre de modèles à plusieurs régimes. Elle décompose la dynamique d'une série macroéconomique en deux composantes : une composante cyclique ou conjoncturelle et une composante tendancielle ou structurelle. Elle mobilise à cet effet des techniques statistiques de filtrage. Cette approche est utilisée notamment par Artis *et al.* [2004], Darvas et Szapary [2005] et Firdmuc et Korhonen [2004]. Les deux approches sont complémentaires. La première approche, présente l'avantage de parvenir à l'identification des sources des fluctuations. Elle permet de séparer les chocs du côté de l'offre, des chocs du côté de la demande et donc de mieux comprendre la nature du cycle. La deuxième en revanche, a le mérite de distinguer les fluctuations cycliques en termes d'intensité et de fréquence.

Pour la zone UEMOA, la littérature concernant la convergence économique se concentre sur la convergence nominale ou réelle des PIB par tête et l'analyse de l'impact de convergence des politiques économiques sur la situation macroéconomique des pays membres. Les études s'intéressant à la convergence cyclique sont peu nombreuses. On peut citer néanmoins l'étude de Diagne et Niang [2008]. Les auteurs ont analysé les Co-mouvements économiques dans les pays de la Zone CFA sur la période de 1980 à 2004. Ils appliquent le modèle factoriel dynamique généralisé développé par Forni *et al.* [2004] au cas des pays de l'UEMOA et de la CEMAC³. Les résultats révèlent que malgré la faiblesse des relations commerciales entre les pays de la zone CFA, il existe un co-mouvement économique assez important entre la plupart des pays de cette zone. L'analyse menée au niveau des deux sous zones confirme la forte influence du cycle d'affaire ivoirien sur celui de l'UEMOA et celui du Cameroun sur la zone CEMAC. Ces deux économies étant en effet les *leaders* des deux sous régions.

Le présent survol de littérature peut être étendu aux travaux théoriques et empiriques analysant les déterminants de la synchronisation des cycles économiques dans une zone monétaire. Les théories des zones monétaires optimales cherchent à analyser d'une part les avantages et les inconvénients qu'auraient les pays candidats à abandonner leur souveraineté monétaire pour intégrer une zone monétaire sous régionale et d'autre part à identifier les critères d'optimalité. Entre autres critères identifiés dans la littérature figure la symétrie des chocs et la synchronisation des cycles⁴. Ces théories considèrent que le respect de ces critères d'optimalité est un

3. La Communauté Économique et Monétaire des États de l'Afrique Centrale (CEMAC) comprend le Cameroun, le Congo, le Gabon, la Guinée Équatoriale, la République Centrafricaine, Sao Tomé et Príncipe et le Tchad.

4. Les autres critères vont de la mobilité des facteurs de production [Mundell, 1961], de l'intégration financière [Ingram, 1973], le degré d'ouverture des économies [McKinnon, 1963], la

préalable à la formation d'une zone monétaire alors que les travaux de Frankel et Rose [1998] tendent à soutenir l'assertion contraire. Pour les économies industrialisées, Frankel et Rose [1998] montre en effet que les pays très liés commercialement ont des cycles d'affaire plus corrélés. Ce résultat qui a été mis en évidence par Clark et Wincoop [2001] est confirmé par Baxter et Kouparitsas [2005]. Ces derniers trouvent en particulier que l'effet du commerce bilatéral sur la corrélation des PIB est robuste à l'inclusion de variables de proximité géographique. Dans la mesure où la formation d'une union monétaire encourage la synchronisation des cycles par le biais de l'intensification des échanges qui en résulte, la symétrie des cycles devient un critère de second rang qui peut être rempli après la formation de l'union. Dans cette logique, l'instauration d'une zone monétaire constitue un processus endogène [Rose, 2000].

Les précédents résultats empiriques sont cependant en contradiction avec certaines théories. Kollmann [2001] montre dans le cadre d'un modèle néokeynésien à prix rigides à deux pays que l'ouverture commerciale peut avoir des effets opposés sur la synchronisation des cycles. Betts et Devereux [2000] obtiennent un résultat similaire dans un modèle avec *pricing-to-market*. Les résultats de Frankel et Rose sont aussi critiqués par Krugman [1993] qui souligne que l'intensification du commerce peut accroître la spécialisation des économies. Cette spécialisation qui résulte de l'exploitation des avantages comparatifs limite la synchronisation des cycles d'activité. Pour Stockmann [1988], la prise en compte de la spécialisation économique dans l'analyse de la synchronisation des cycles est nécessaire. L'auteur met l'accent sur l'importance des chocs sectoriels sur le cycle des affaires d'autant plus que deux pays réagiront de manière relativement proche à un choc sectoriel spécifique s'ils ont des secteurs économiques de nature et de taille similaire. Ainsi, le niveau de différence dans la spécialisation sectorielle sera négativement relié au degré de synchronisation de cycles. En d'autres termes, plus les économies sont dissemblables, moins intense sera la corrélation de leurs cycles. L'étude de Imbs [2001] parvient à la conclusion que les pays dont la structure de production sectorielle est la plus proche sont aussi ceux dont les cycles sont les plus synchronisés, indépendamment de l'intensité des échanges commerciaux entre eux.

L'ambiguïté en théorie de l'impact de l'intensification des échanges sur la synchronisation des cycles repose alors sur le degré de similarité des secteurs des pays qui s'engagent dans le commerce bilatéral après l'unification. Si les échanges commerciaux intra-industries sont prédominant, comme c'est le cas entre les pays industrialisés, la synchronisation des cycles sera observée. Par contre, si le commerce bilatéral s'effectue après l'unification entre les mêmes industries, alors la théorie de

nature de la spécialisation productive [Kenen, 1969], la similarité des taux d'inflation à l'intégration fiscale [Kenen, 1969]. Pour une revue détaillée de la littérature sur les zones monétaires optimales se référer à Mongelli [2002].

Krugman sera confirmée. La relation directe entre spécialisation et co-mouvement des cycles économiques repose principalement sur la nature des chocs touchant l'économie. La prédominance des chocs spécifiques conduit intuitivement à la déconnexion des cycles alors que la prédominance des chocs communs à l'ensemble d'une zone ne garantit pas la synchronisation de leur cycle économique. En effet, les réponses individuels à un choc pourtant commun peut être différents à cause de différences au niveau de la structure du marché [Mirana, 2010].

On retrouve également dans la littérature l'intégration financière comme étant un déterminant important de la synchronisation des cycles. Pourtant, les différents travaux ne s'accordent pas sur son effet sur la concordance des cycles d'activité. Kalemli-Ozcan et *al.* [2003] argument que les pays qui ont un degré élevé d'intégration financière tendent à avoir des industries spécialisées et donc des cycles moins synchrones. Backus et *al.* [1992] et Baxter et Crucini [1995], à l'aide d'un modèle d'équilibre général canonique à deux pays incorporant des marchés financiers complets, avaient déjà montré que le pays subissant un choc de productivité positif connaît par la suite un accroissement de la production marginale du capital et du travail. Ce pays attire donc plus de capital au détriment de l'autre, ce qui déconnecte les cycles nationaux. Ce résultat est confirmé par Cashin et *al.* [1995] et Claessens et *al.* [2001] alors que certaines études trouvent le contraire. La littérature empirique n'arrive donc pas à reproduire cette relation négative décrite par la théorie. Ainsi, Otto et *al.* [2001], Imbs [2003], Kose et *al.* [2004] et Davis [2008] trouvent chacun une relation positive entre les niveaux d'intégration financière et de synchronisation des cycles des pays étudiés. Heathcote et Perri [2004] parviennent à des conclusions similaires pour le cas des États-Unis.

La présente étude s'inscrit dans le prolongement des travaux de Diagne et Niang [2008] en apportant un éclairage nouveau sur la problématique de la symétrie des cycles de la zone UEMOA. Elle cherche à déceler un ensemble de fait stylisés sur la synchronisation des cycles d'affaire à partir de méthodes différentes de celle de Diagne et Niang. Elle utilise l'approche de la décomposition du PIB en composante cyclique et tendancielle et l'évaluation d'un indice statistique.

3 Approches méthodologiques

Dans cette section nous présentons les différentes méthodes utilisées pour analyser les co-mouvements d'activité des économies de l'UEMOA. Partant du principe qu'il n'existe pas de définition unique du cycle économique et dans le souci d'assurer la fiabilité du diagnostic, nous adoptons deux approches : le calcul des corrélations croisées entre les composantes cycliques des PIB réels et l'évaluation de l'indice de concordance proposé par Harding et Pagan [2002]. Ces deux méthodologies répandues dans la littérature économiques sont ci-dessous présentées.

3.1 Le calcul des corrélations croisées

La façon la plus simple et la plus immédiate de mesurer le degré de synchronisation de deux variables est de calculer le coefficient de corrélation linéaire entre ces variables. Le coefficient de corrélation entre deux variables x et y se définit comme suit :

$$\rho_{xy} = \frac{Cov(x, y)}{\sigma_x \sigma_y} \quad (1)$$

avec ρ_{xy} le coefficient de corrélation entre x et y , $Cov(x, y)$ la covariance entre les deux variables et σ_x et σ_y les écarts-types des variables x et y . Le coefficient de corrélation peut ainsi s'interpréter comme le ratio entre les fluctuations communes aux deux variables (mesurées par la covariance) et leur variation totale (mesurée par le produit des écarts-types).

Par définition, la valeur du coefficient de corrélation est comprise entre -1 et 1 . Un coefficient égal à 1 correspond à une parfaite synchronisation des deux variables, et une corrélation égale à -1 à une complète désynchronisation. Enfin, la corrélation est nulle quand les variables évoluent sans lien entre elles. La significativité des coefficients de corrélation statique est testée. Sous l'hypothèse nulle de non significativité ($\rho_{xy} = 0$), la statistique t suit une loi de Student à $n - 2$ degrés de liberté où n est le nombre d'observations.

$$t = \frac{\rho_{xy}}{\sqrt{\frac{1-\rho_{xy}^2}{n-2}}} \rightsquigarrow T(n-2) \quad (2)$$

Il est important de noter qu'un coefficient de corrélation significative n'implique pas une causalité entre les variables dans un sens comme dans un autre. On s'intéresse dans cette étude aux corrélations des composantes cycliques des PIB réels des différents pays. La méthode d'extraction de la composante cyclique du PIB utilisée dans cette étude est précisée plus loin.

3.2 L'indice de concordance de Harding et Pagan

Dans cette deuxième approche, nous proposons d'utiliser comme indicateur de concordance une statistique descriptive développée par Harding et Pagan [2002]. La méthode est une variante de l'algorithme développé par Bry et Boschan [1971] utilisé par le *National Bureau of Economic Research* (NBER)⁵ pour répliquer les dates d'entrée en récession. La démarche adoptée se compose de deux étapes. La première s'évertue à identifier les points de retournement de l'activité (phases du cycle). La seconde détermine le degré de synchronisation entre les composantes cycliques des PIB réels des différentes économies à travers un indice de concordance.

5. Le *National Bureau of Economic Research* (NBER) est un centre de recherche à but non lucratif, l'institution officielle aux États-Unis qui détermine le début et la fin d'une récession.

3.2.1 Identification des points de retournement

Un cycle se caractérise comme une succession de phases d'expansion et de récession, chacune d'elles ayant une durée minimale d'un an, en raison des données annuelles utilisées. Formellement, les phases d'expansion sont définies comme les périodes de temps séparant un creux d'un pic. A l'opposé, les phases de récession correspondent aux périodes séparant un pic d'un creux. Un pic (creux) est atteint en t si la valeur de la série à la date t est supérieure (inférieure) aux k valeurs précédentes et aux k valeurs suivantes, où k est un entier naturel qui varie selon la nature de la série étudiée et sa fréquence d'échantillonnage. La valeur de k dans cette étude est de 1, les séries étant annuelles. Pour éviter l'intrusion de points aberrants dans l'univers des points de retournement, seules les fluctuations supérieures, en valeur absolue, à la moitié de l'écart-type (σ_c) de la composante cyclique du PIB sont retenues. Aussi, le premier pic (creux) ne peut pas être plus bas (haut) que le premier point de la série et le dernier pic (creux) ne peut pas être plus bas (haut) que le dernier point de la série. Nous avons alors :

$$C_t \text{ est un pic si } C_t > \frac{1}{2}\sigma_c \text{ avec } C_t > C_{t+1} \text{ et } C_t > C_{t-1}, t \in [2; T-1] \quad (3)$$

$$C_t \text{ est un creux si } C_t < -\frac{1}{2}\sigma_c \text{ avec } C_t < C_{t+1} \text{ et } C_t < C_{t-1}, t \in [2; T-1] \quad (4)$$

La mise en œuvre d'une procédure forçant l'alternance des pics et des creux est nécessaire. On impose donc une dernière règle de censure : lorsque des points de retournements de même nature se suivent (pics ou creux successifs), seuls les extrema les plus importants, en valeur absolue, sont maintenus⁶.

3.2.2 L'indice de concordance

Cet indice est souvent utilisé dans les études analysant les co-mouvements de variables macroéconomiques dans une économie ou un ensemble de pays appartenant ou non à une même union monétaire⁷. L'indice de concordance proposé par Harding et Pagan [2002] mesure le fait de retrouver d'une manière significative deux séries dans le même cycle. Formellement, l'indice de concordance entre x et y noté IC_{xy}

6. Ce critère n'est pas toujours retenu dans la littérature (cf. Canova, 1999). Dans le cadre de cette étude, nous tenons compte de ce critère.

7. Cashin et al.[1999] ont appliqué cette méthode à l'analyse de la concordance des prix des biens. McDermott et Scott [2000] ont utilisé cette méthode pour analyser la concordance des cycles réels dans les principaux pays de l'OCDE. Avouyi-Dovi et Matheron [2003] s'en étaient servis pour étudier l'interaction entre des cycles réels et les cycles boursiers. N'Guessan [2010] a utilisé cet indice pour analyser les co-mouvements entre le crédit et l'activité économique dans l'UEMOA.

est défini comme le nombre moyen de périodes où deux variables x et y se trouvent simultanément dans la même phase du cycle, soit :

$$IC_{xy} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [S_{x,t}S_{y,t} + (1 - S_{x,t})(1 - S_{y,t})] \quad (5)$$

avec $S_{z,t} = 1_{\{\Delta z_t > 0\}}$ pour une série z donnée. $S_{z,t}$ vaut 1 si z est en expansion en t et 0 sinon. Par construction, IC_{xy} est compris entre 0 et 1. Il vaut 1 si x et y sont toujours dans la même phase (parfaite concordance) et vaut 0 si x et y sont toujours dans des phases opposées (parfaite anti-concordance).

Dans le cas général, les propriétés de distribution de IC_{xy} sont inconnues. Pour calculer les degrés de significativité de ces indices, nous utilisons la méthode suggérée par Harding et Pagan [2002] détaillée ci-dessous. Notons μ_{S_i} et σ_{S_i} , $i = (x, y)$, la moyenne empirique et l'écart-type empirique de $S_{i,t}$, respectivement. Si ρ_S désigne la corrélation empirique entre $S_{x,t}$ et $S_{y,t}$, on démontre que la relation 5 peut se réécrire comme suit :

$$IC_{xy} = 1 + 2\rho_S\sigma_{S_x}\sigma_{S_y} + 2\mu_{S_x}\mu_{S_y} - \mu_{S_x} - \mu_{S_y} \quad (6)$$

D'après la relation 6 IC_{xy} et ρ_S sont liés de telle façon qu'il est équivalent d'étudier l'une ou l'autre de ces deux statistiques. Pour évaluer ρ_S , Harding et Pagan [2004] proposent d'estimer la relation linéaire :

$$\left[\frac{S_{y,t}}{\sigma_{S_y}} \right] = \eta + \rho_S \left[\frac{S_{x,t}}{\sigma_{S_x}} \right] + u_t \quad (7)$$

où η est une constante et u_t un résidu. La procédure d'estimation de la relation 7 doit être robuste à la corrélation sérielle des résidus, car u_t hérite les propriétés de corrélation sérielle de $S_{y,t}$ sous l'hypothèse nulle $\rho_S = 0$. En suivant Avouyi-Dovi et Matheron [2003] nous retenons la méthode des moindres carrés augmentés d'une procédure HAC (*Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance*) de Newey-West [1987] pour estimer l'équation 7. A ce niveau également, il convient de préciser que l'estimation de l'équation 7 permet juste d'étudier la significativité de l'indice de concordance. Les variables $S_{y,t}$ et $S_{x,t}$ ne peuvent donc être considérées comme des variables expliquée ou explicative dans une régression classique.

3.3 La méthode de filtrage et les données

L'analyse des cycles économiques se focalise généralement sur la composante cyclique des séries macroéconomiques étudiées et donc elle demande l'application préliminaire d'une procédure statistique d'extraction de cette composante. Ainsi, la déviation en pourcentage de la variable autour de sa tendance apparaît comme

une estimation de sa composante cyclique. Les composantes cycliques des PIB ont été extraites à l'aide du filtre Hodrick Prescott [1980] avec un paramètre $\lambda = 100$ étant donné que les séries sont annuelles. Ce filtre est largement utilisé dans les études empiriques. Quelques faiblesses de la méthodologie de Hodrick et Prescott doivent néanmoins être soulignées. D'abord, le choix du paramètre de filtrage est arbitraire. Ensuite, certaines études ont montré que le filtre de Hodrick et Prescott saisit bien les cycles de fréquence intermédiaire, mais les fluctuations cycliques de fréquence extrême (élevée ou basse) sont supprimées. Plusieurs auteurs ont proposé d'autres méthodes⁸ pour palier à ces faiblesses mais ces filtres ont aussi leurs limites notamment la perte d'observations. La longueur limitée des séries économiques des pays de l'UEMOA que nous disposons nous oblige à utiliser le filtre Hodrick Prescott. Il convient de préciser que les composantes cycliques obtenues par filtrage sont sans tendance et donc stationnaires par construction, ce qui élimine le risque de relations fallacieuses.

Les données annuelles du PIB réel de 1970 à 2010 proviennent de l'interface de consultation des données statistiques de la BCEAO. L'étude couvre tous les pays de l'UEMOA. L'utilisation des données annuelles est imposée par l'indisponibilité des données infra-annuelles. Aussi, les techniques de trimestrialisation du PIB à partir des données annuelles lissent le PIB et ne tiennent pas compte des phénomènes saisonniers. Il convient de préciser que dans la littérature, on note l'utilisation de la production industrielle en lieu et place du PIB. Dans le cas de cette étude, deux raisons principales empêchent l'utilisation d'un tel indicateur pour approcher l'activité productive des pays de l'UEMOA. Premièrement, le secteur industriel dans les pays de l'UEMOA n'est pas prépondérant, la contribution du secteur primaire au PIB étant largement plus importante. Deuxièmement cet indice n'est disponible que pour un nombre restreint de pays.

4 Résultats

4.1 Corrélations bilatérales des cycles de PIB

La table 1 ci-dessous résume les corrélations bilatérales des composantes cycliques des PIB des pays de l'UEMOA. Elle montre que le Burkina, la Côte d'Ivoire et le Niger ont des cycles faiblement synchrones avec des niveaux similaires de coefficients de corrélation significatifs. Le Mali et la Côte d'Ivoire ont les cycles les plus synchrones avec un coefficient de corrélation significatif de 0,534. Le Burkina et le Sénégal, le Togo et la Côte d'Ivoire, le Togo et le Niger, le Mali et le Niger, le Mali

8. On peut citer par exemple la décomposition de Beveridge et Nelson [1981], la décomposition de Harvey [1985], la décomposition de Stock et Watson [1989], le filtre Baxter et King [1995] et le filtre à bande passante de Christiano Fitzgerald [2003].

4.1 Corrélations bilatérales des cycles de PIB

et le Sénégal ont aussi des cycles faiblement synchrones comme le témoigne le faible niveau de leurs corrélations croisées. Le Bénin se retrouve significativement dans des

Table 1 : Matrice des corrélations croisées des composantes cycliques du PIB

	Bénin	Burkina	Côte d'Ivoire	G. Bissau	Mali	Niger	Sénégal	Togo	UEMOA
Bénin	1,0000 -----								
Burkina	0,1220 (0,4468)	1,0000 -----							
Côte d'Ivoire	-0,3000** (0,0562)	0,4190* (0,0063)	1,0000 -----						
G. Bissau	-0,2220 (0,1634)	-0,0850 (0,5966)	0,0490 (0,7615)	1,0000 -----					
Mali	-0,5330* (0,0003)	0,1740 (0,2753)	0,5340* (0,0003)	0,0049 (0,9757)	1,0000 -----				
Niger	0,1740 (0,2759)	0,4070* (0,0083)	0,4030* (0,0090)	-0,1620 (0,3100)	0,2950** (0,0607)	1,0000 -----			
Sénégal	-0,1390 (0,3868)	0,4550* (0,0028)	0,2040 (0,1999)	0,0670 (0,6732)	0,2922** (0,0637)	0,0360 (0,8232)	1,0000 -----		
Togo	0,0670 (0,6742)	0,1730 (0,2769)	0,3950* (0,0106)	0,0290 (0,8547)	0,1200 (0,4543)	0,3390* (0,0299)	-0,0178 (0,9120)	1,0000 -----	
UEMOA	-0,3370* (0,0312)	0,3560* (0,0223)	0,8080* (0,0000)	-0,0370 (0,8156)	0,6450* (0,0000)	0,5070* (0,0007)	0,3555* (0,0226)	0,3170* (0,0430)	1,0000 -----

(*) , (**) Significatif respectivement à 5% et 10%

phases opposées de cycle avec le Mali et la Côte d'Ivoire. Le cycle économique de la Côte d'Ivoire est fortement synchronisé avec le cycle de l'Union dans sa globalité avec un coefficient de corrélation de 0,808 ; ce qui démontre la forte influence du cycle d'affaire ivoirien sur celui de l'Union. Ce résultat est identique à celui de Diagne et Niang [2008] qui ont utilisé le modèle factoriel dynamique généralisé développé par Forni et *al.* [2004]. En effet, la Côte d'Ivoire se positionne comme le pays *leader* assurant la grande partie de l'activité productive de l'Union. Le Mali et le Niger sont également en phase avec le cycle d'activité de l'Union. On note aussi une corrélation significative mais faible entre les cycles du Burkina, du Sénégal et du Togo et celui de l'Union. Seul le cycle d'affaire du Bénin se retrouve significativement dans les phases opposées du cycle de l'UEMOA. Le cycle de la Guinée-Bissau est complètement déconnecté du cycle d'activité de l'Union avec un coefficient faible et non significatif.

4.2 L'indice de concordance de Harding et Pagan

Les résultats de cette approche sont pour une grande partie en ligne avec ceux obtenus à partir du calcul des corrélations croisées. Ils sont présentés dans la table 2 ci-dessous⁹. Ils montrent que le Burkina et la Côte d'Ivoire ont des cycles concordants avec un indice de 0,8049. Le cycle du Bénin et celui du Sénégal sont faiblement synchrones. Le Togo, le Mali et la Côte d'Ivoire ont aussi des cycles faiblement symétriques. On note également un noyau composé du Togo, du Niger et de la Côte d'Ivoire dont les cycles sont faiblement concordants. Selon cette deuxième

Table 2 : Matrice des indices de concordance de Harding et Pagan

	Bénin	Burkina	Côte d'Ivoire	G. Bissau	Mali	Niger	Sénégal	Togo	UEMOA
Bénin	1,0000 -----								
Burkina	0,4146 (0,2926)	1,0000 -----							
Côte d'Ivoire	0,3659 (0,1581)	0,8049* (0,0000)	1,0000 -----						
G. Bissau	0,3659* (0,0196)	0,5610 (0,1541)	0,4146 (0,9608)	1,0000 -----					
Mali	0,2439* (0,0005)	0,5854 (0,2301)	0,6341* (0,0081)	0,6829 (0,5149)	1,0000 -----				
Niger	0,5366 (0,6555)	0,6341 (0,1190)	0,6829* (0,0419)	0,4390 (0,1121)	0,6098 (0,1253)	1,0000 -----			
Sénégal	0,6829* (0,0115)	0,5854 (0,4220)	0,4390 (0,6647)	0,5366 (0,8279)	0,5122 (0,8525)	0,6098 (0,2270)	1,0000 -----		
Togo	0,3902 (0,2873)	0,5854 (0,4043)	0,6829* (0,0172)	0,5366 (0,8834)	0,7073* (0,0052)	0,7073* (0,0121)	0,4146 (0,3440)	1,0000 -----	
UEMOA	0,3710* (0,0330)	0,6585* (0,0341)	0,8573* (0,0050)	0,5122 (0,1872)	0,8293* (0,0007)	0,7317* (0,0031)	0,4390 (0,3984)	0,6829* (0,0020)	1,0000 -----

(*) Significatif à 5%

approche, le cycle économique du Bénin est imparfaitement anti-concordant avec ceux du Mali et de la Guinée-Bissau. En effet, les indices de concordance du cycle du Bénin avec ceux du Mali et de la Guinée-Bissau sont significativement inférieurs à 0,5. Les cycles d'affaire du Sénégal et de la Guinée-Bissau sont déconnectés du cycle de l'Union dans sa globalité. Le Mali, le Niger et la Côte d'Ivoire se retrouvent généralement dans les mêmes phases de cycle avec l'UEMOA avec des indices de concordance significatifs et supérieurs à 0,7. Le Burkina et le Togo sont aussi en

9. Les résultats des tests de significativité des indices de concordance sont présentés en annexe

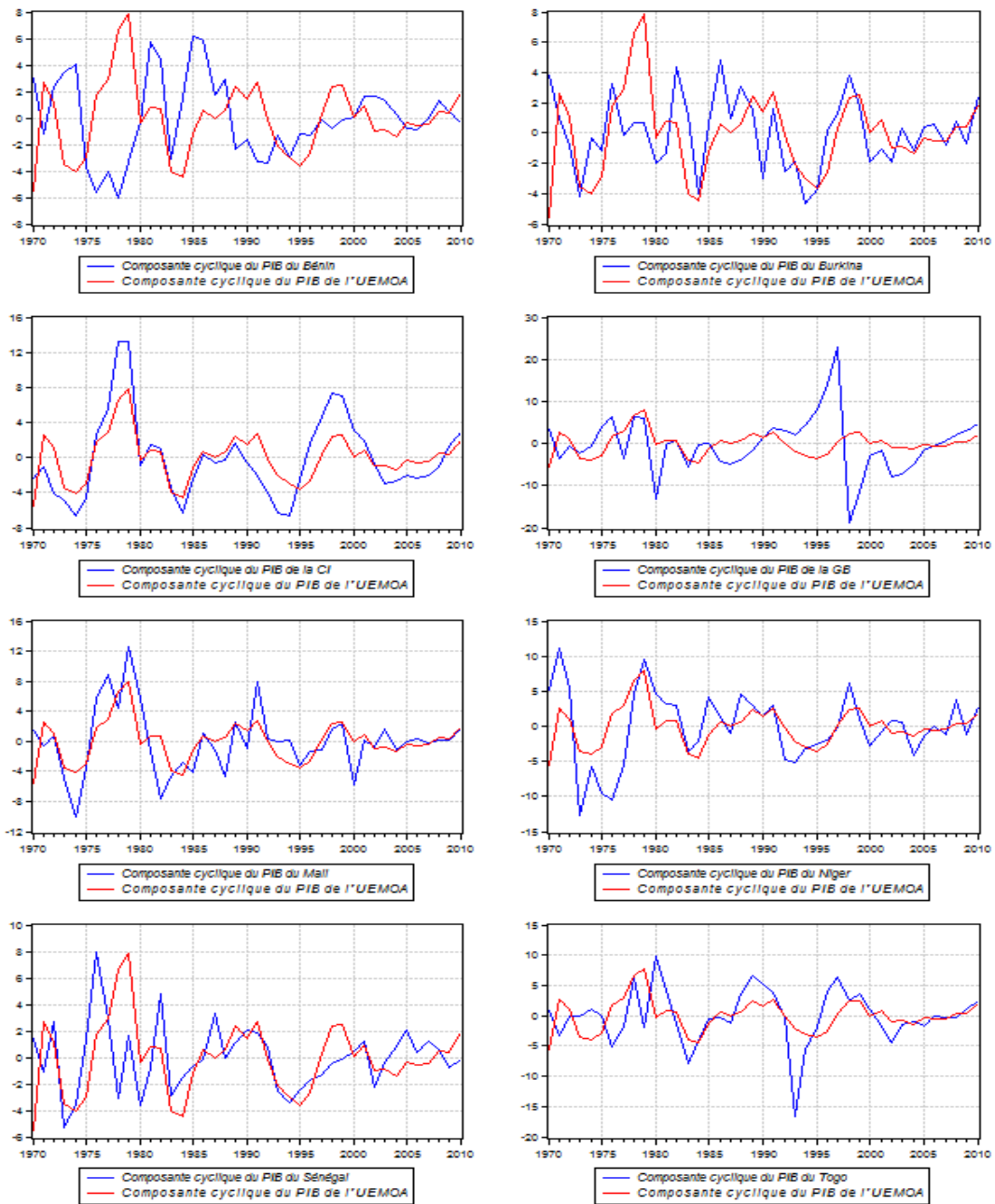
phase avec le cycle de l'Union mais avec des degrés faibles mais significatifs. Le cycle du Bénin est par contre incomplètement anti-concordant avec le cycle de la zone dans son ensemble, ce qui vient confirmer la corrélation négative, faible mais significative du cycle du Bénin avec celui de l'Union.

4.3 Commentaire et implication des résultats

Les résultats des deux approches convergent sur plusieurs points. Ils mettent en lumière le faible degré de synchronisation des cycles réels des pays de l'UEMOA. En effet, on dénote la non significativité d'une bonne partie des coefficients de corrélations croisées et des indices de concordance. Seuls quelques pays se retrouvent dans les mêmes phases du cycle avec de faibles indices de concordance et de coefficients de corrélations croisées significatifs. Les deux approches s'accordent sur le fait que seuls les cycles de la Côte d'Ivoire, du Mali et du Niger sont fortement synchronisés avec le cycle de l'Union comme le montre la figure 1 ci-dessous. Les degrés de synchronisation des cycles des autres pays sont faibles ou non significatifs et le caractère asynchrone du cycle du Bénin et de l'Union est aussi révélé. Ces résultats peuvent s'expliquer par plusieurs facteurs : la faiblesse des échanges intra régionaux, la forte spécialisation agricole des économies de l'Union et le caractère atypique de l'expérience de l'intégration économique et monétaire de la zone.

La théorie économique a identifié les échanges entre les pays comme étant les principaux déterminants de la synchronisation des cycles. Ainsi, la formation d'une union monétaire encourage la synchronisation des cycles par le biais de l'intensification des échanges qui en résulte [Rose, 2000]. Pour la zone UEMOA, la littérature empirique sur l'impact de la création de l'Union monétaire sur le commerce intra régional, faisant majoritairement appel au modèle de gravité, ne s'accorde pas à dire que la mise en place d'une zone monétaire a favorisé les échanges au sein de la zone. En effet, Carrère [2004] montre que les pays de la zone commercent trois fois plus entre eux qu'avec les autres pays, tandis que Masson et Patillo [2004] obtiennent un coefficient multiplicateur, à peine inférieur, de 2,5. Agbodji [2007] n'observe en revanche aucun impact significatif de la création de l'union économique et monétaire sur le commerce intra-UEMOA. Il montre au contraire que l'appartenance à la zone monétaire commune et la mise en œuvre des réformes économiques ont eu des effets significatifs en termes de détournement des importations et des exportations. Pour Madariaga [2010], malgré les initiatives institutionnelles mises en place en milieu et fin des années 1990 pour harmoniser et consolider les liens commerciaux au sein de la zone, la dynamique d'intégration des pays de l'UEMOA apparaît limitée. La part des échanges intra-zones n'a que peu augmenté pour l'UEMOA, passant de 11% de ses exportations totales en 1990 à 14% en 2008. La grande partie des échanges commerciaux (40% du total des exportations et importations) de l'UEMOA s'effectuant avec l'Union Européenne.

FIGURE 1 – Synchronisation des cycles des pays avec celui de l'UEMOA



Cette faiblesse des échanges intra régionaux, dont la conséquence est la faible transmission des chocs entre pays, pourrait expliquer en partie le faible degré de

synchronisation des cycles de l'Union.

Le deuxième facteur est la forte spécialisation agricole des économies déterminée par la géographie. Cet argument n'est pas moins convaincant. En effet, à l'instar de la plupart des économies africaines, celles des pays de l'UEMOA sont spécialisées dans un nombre réduit de produits de base spécifiques à un ou deux pays de sorte que les chocs affectant les différentes économies ne sont pas forcément corrélés. Les économies sahéliennes (le Burkina, le Mali et le Niger) sont essentiellement agricoles et se distinguent des pays côtiers dont le Sénégal et la Côte d'Ivoire disposent d'un tissu industriel relativement plus développé. Ces pays, exportant essentiellement des produits primaires (coton, cacao, café, noix, huile de palme, arachide etc...) dont les prix sont particulièrement instables, sont vulnérables à la volatilité des termes de l'échange. Par ailleurs, la contribution du secteur primaire au revenu national est très importante. Dans ces conditions, les économies sont exposées aux chocs d'offre exogènes et asymétriques notamment les chocs climatiques qui sont par nature aléatoires et imprévisibles. Plusieurs études empiriques ont confirmé l'existence d'une forte hétérogénéité des chocs au sein de l'UEMOA. S'intéressant aux unions monétaires de la zone franc, Tapsoba [2009] a montré que la proportion des chocs asymétriques dans les taux de croissance du PIB est de 81% pour l'UEMOA. Dans le même esprit, Houssa [2008] a appliqué aux pays ouest africains, le modèle des facteurs dynamiques et montre qu'il existe une forte hétérogénéité des chocs d'offre des différents pays. L'intégration économique et monétaire de l'UEMOA est donc marquée par une forte hétérogénéité des chocs qui peuvent engendrer une déconnexion des cycles réels.

Un autre facteur non négligeable pouvant expliquer le faible degré de synchronisation est le caractère atypique de l'intégration économique et monétaire de l'UEMOA. En effet, l'union monétaire est considérée comme la phase la plus poussée d'une intégration économique, après la zone de libre-échange, l'union douanière et le marché commun. Le cas de l'UEMOA est atypique dans la mesure où l'instauration de la monnaie commune en 1962 a précédé la mise en place des conditions économiques de sa pérennité en particulier l'effectivité de règles édictées en matière de convergence et de bonne gestion macroéconomiques [Nubukpo, 2003]. Il fallait attendre en 1999 l'adoption du Pacte de Convergence, de Stabilité, de Croissance et de solidarité (PCSC) entre les États membres de l'UEMOA (créée en 1994) pour assister à un début de coordination des politiques macroéconomiques, limitée au respect des critères de convergences définis¹⁰. En corollaire, les états membres de l'UEMOA ont adopté sur une bonne partie de la période d'étude des politiques budgétaires spécifiques peu compatibles avec les objectifs de la politique

10. Nous citons ici uniquement les critères de premier rang : (1) Solde budgétaire de base rapporté au PIB nominal ≥ 0 ; (2) Taux d'inflation $\leq 3\%$; (3) Encours de la dette publique totale rapporté au PIB nominal $\leq 70\%$; (4) Pas d'arriérés de paiement de la période de la gestion courante.

monétaire commune. L'absence d'un véritable *policy mix* au plan sous régional capable de répondre adéquatement aux chocs symétriques et asymétriques peut expliquer l'absence d'un co-mouvement d'activité au sein de la zone.

Les implications du faible degré de synchronisation des cycles économiques de l'UEMOA sont importantes. D'une part, le risque que la politique monétaire unique ait des effets hétérogènes est élevé. Toutes choses égales par ailleurs et sous réserve du bon fonctionnement des canaux de transmission, une politique monétaire, pilotée en fonction de la conjoncture économique de la zone dans son ensemble, sera contracyclique dans certains pays (la Côte d'Ivoire, le Mali, le Niger, le Burkina et le Togo) et procyclique au Bénin. Son effet sur les économies du Sénégal et de la Guinée-Bissau sera ambigu ; l'étude n'ayant pas identifié un caractère synchrone ou asynchrone des cycles de ces pays avec celui de l'UEMOA. Dans ce contexte, les avantages et les coûts de l'appartenance à l'union économique et monétaire sont inégalement répartis entre les pays. En particulier, la Côte d'Ivoire, le Mali, le Niger dont les cycles sont plus synchronisés avec celui de l'Union échappent au risque d'instabilité cyclique due à la politique monétaire unique. D'autre part, le faible degré de synchronisation des cycles de la zone implique que l'utilisation de la politique monétaire unique pour répondre à des chocs asymétriques s'avérera coûteuse. Au vu des résultats et dans le souci de faciliter le pilotage d'une politique monétaire commune profitable à tous les pays, l'étude plaide pour l'impulsion d'une nouvelle dynamique au processus d'intégration des économies de la zone afin d'accélérer la convergence réelle et cyclique des pays.

5 Conclusion

L'objectif de cette étude a été d'analyser la synchronisation des cycles réels des pays de l'UEMOA et ensuite de déterminer les pays en phase avec le cycle d'activité de l'Union dans sa globalité. Deux méthodes statistiques ont été utilisées. Après l'extraction de la composante cyclique des PIB réels des différentes économies par le filtre Hodrick Prescott [1980], nous avons calculé premièrement les corrélations croisées des composantes cycliques des PIB réels. L'étude a ensuite évalué l'indice de concordance proposé par Harding et Pagan [2002] qui mesure le fait de retrouver d'une manière significative deux séries dans la même phase de cycle. Les résultats des deux approches convergent sur plusieurs points. Ils montrent un faible degré de synchronisation des cycles réels de la zone dont l'explication peut se trouver dans la faiblesse des échanges intra régionaux, le caractère atypique de l'intégration monétaire de l'Union et la prédominance des chocs d'offre asymétriques due à une forte spécialisation agricole des économies. L'étude a montré que seuls la Côte d'Ivoire, le Mali et le Niger ont des cycles fortement synchronisés avec le cycle de l'UEMOA. Le Bénin se retrouve significativement dans les phases opposées

de cycles avec l'Union dans son ensemble. Ces résultats démontrent d'une part que le risque que la politique monétaire unique soit contracyclique dans certains pays et procyclique dans d'autres est très élevé et que d'autre part, l'utilisation de la politique monétaire en réponse aux chocs asymétriques sera coûteuse. Aussi, l'absence d'un co-mouvement d'activité au sein de la zone entraîne une inégale répartition des avantages et des coûts de l'unification et demande par conséquent des mesures correctives. L'étude plaide donc pour une accélération du processus d'intégration de l'Union afin de réduire le risque d'une instabilité cyclique lié au pilotage d'une politique monétaire unique.

Références

- [1] **Agbodji A.E.**[2007], Intégration et échanges commerciaux intra sous régionaux : le cas de l'UEMOA, *Revue africaine de l'intégration*, 1(1), pp. 161-188.
- [2] **Artis M.J., Marcellino M. et Proietti T.**[2004], Characterizing the Business Cycle for Accession Countries, *CEPR Discussion Paper* 4457, Centre for Economic Policy Research.
- [3] **Avouyi-Dovi S. et Matheron J.**[2003], Interactions Between Real Cycles, Financial Cycles and Interest Rates :Stylized Facts, *RSF Banque de France*, 3, p. 80-99.
- [4] **Backus D., Kehoe P. et Kydland F.**[1992], International real business cycles, *Journal of Political Economy*, 100 (4), p. 745-775.
- [5] **Baxter M. et Crucini M. J.**[1995], Business cycles and the asset structure of foreign trade, *Discussion Paper/* Institute for Empirical Macroeconomics 59, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- [6] **Baxter M. et Kouparitsas M.**[2004], Determinants of Business Cycle Comovement : A Robust Analysis, *NBER Working Paper* 10725.
- [7] **Bayoumi T. et Eichengreen B.**[1992], *Shocking Aspects of European Monetary Integration*, Adjustment and Growth in the European Monetary Union. London : Centre for Economic Policy Research ; Cambridge : Cambridge University Press.00/37, Fonds Monétaire International.
- [8] **Bayoumi T. et Taylor M.**[1995], Macro-economic shocks, the ERM, and tripolarity, *The Review of Economics and Statistics*, 77, 321-331.
- [9] **Betts C. et Devereux M.**[2000], Exchange rate dynamics in a model of pricing-to-market, *Journal of International Economics*, 50, p. 215-244.
- [10] **Bry G. et Boschan C.**[1971], Cyclical Analysis of Time Series : Selected Procedures and Computer Programs, National Bureau Economic Research.
- [11] **Buigut S. et Valev N.**[2006], Is the Proposed East African Monetary Union and Optimal Currency Area? A Structural Vector Autoregression Analysis, Document de Travail, Georgia State University.
- [12] **Canova F.**[1998], Does Detrending Matter for the Determination of the Reference Cycle and the Selection of Turning Points?, *Economic Journal*, 109, p. 126-150.
- [13] **Carrère C.**[2004], African regional agreements : impact on trade with or without currency unions, *Journal of African Economics*, 13(2), pp. 199 - 239.
- [14] **Cashin P., Kumar M. et McDermott J.**[1995], International integration of equity markets and contagion effects, *IMF Working Papers* 95/110.

- [15] **Cashin P., McDermott J. et Scott A.**[1999], The Myth of Comoving Commodity Prices, *IMF Working Papers* 99/169, Fonds monétaire international.
- [16] **Clark T. et Wincoop E. V.**[2001], Borders and Business Cycles, *Journal of International Economics* 55(1), 59-85.
- [17] **Claessens S. et Forbes J. K.**[2001], *International Financial Contagion*, Norwell,MA : Kluwer Academic Publishers
- [18] **Darvas Z. et Szapary G.**[2005], Business Cycle Synchronization in the Enlarged EU, *CEPR Discussion Paper* 5179, Centre for Economic Policy Research.
- [19] **Davis S.**[2008], The Effects of Globalization on International Business Cycle Co-movement : Is all Trade and Finance Created Equal?, Mimeo Vanderbilt University.
- [20] **Diagne A. et Niang A.**[2009], Co-mouvements économiques dans les pays de la zone CFA : une analyse par le modèle factoriel dynamique généralisé, *Série de documents de recherche* 2009/19, Consortium pour la Recherche Économique et Sociale (CRES), Université Cheikh Anta Diop de Dakar.
- [21] **Fielding D. et Shields K.**[2001], Modelling Macroeconomics shocks in the CFA Franc Zone, *Journal of Development Economics*, 66, 199-223.
- [22] **Fidrmuc J. et Korhonen I.**[2004], A meta-analysis of business cycle correlation between the euro area and CEECs : What do we know - and who cares ?, *BOFIT Discussion Papers* 20, Banque de Finlande.
- [23] **Forni M., Hallin M., Lippi M. et Reichlin L.**[2004], The generalized dynamic factor model consistency and rates, *Journal of Econometrics*, 119, 231 – 255.
- [24] **Frankel J.A. et Rose A.K.**[1998], The endogeneity of the optimum currency area criteria, *Economic Journal*, 108, 1009-1025.
- [25] **Frenkel M. et Nickel C.**[2002], How asymmetric are the shocks and the shock adjustment dynamics between the Euro Area and the Central and Eastern European Countries?, *Document de Travail WP* 02/222, Fonds Monétaire International, Washington D.C.
- [26] **Harding D. et Pagan A.**[2002], Dissecting the Cycle : A Methodological Investigation, *Journal of Monetary Economics*, 49 (2), p. 365-381.
- [27] **Harding D. et Pagan A.**[2004], Synchronisation of Cycles, *CAMA Working Papers* 3/2004, Centre for Applied Macroeconomic Analysis, The Australian National University.
- [28] **Heathcote J. et Perri F.**[2004], The international diversification puzzle is not as bad as you think, *Meeting Papers* 152, Society for Economic Dynamics.
- [29] **Hodrick R. et Prescott E.**[1980], Postwar U.S. Business cycles : An Empirical Investigation, *Document de Travail* 451, Carnagie-Mellon University.

- [30] **Houssa R.**[2008], Monetary Union in West Africa and Asymmetric Shocks : A Dynamic Structural Factor Model Approach, *Journal of Development Economics*, 85 (1-2), PP. 319-347.
- [31] **Imbs J.**[2004], Trade, Finance, Specialization, and Synchronization, *Review of Economics and Statistics* 86(3), 723-734.
- [32] **Kalemli-Ozcan S., Sorensen B., et Yosha O.**[2003], Economic Integration, Industrial Specialization, and the Asymmetry of Macroeconomic Fluctuations, *Journal of International Economics* 55, 107-137.
- [33] **Kenen R.**[1969], *The theory of Optimum Currency Areas : An Eclectic View*, Monetary Problems of the International Economy. Chicago : Chicago University Press.
- [34] **Kollmann R.**[2001], Explaining international comovements of output and asset returns : the role of money and nominal rigidities, *Journal of Economic Dynamics and Control* N°25, p. 1547-1583.
- [35] **Kose M. A., Prasad E. S., et Terrones M. E.**[2003], How Does Globalization Affect the Synchronization of Business Cycles?, *American Economic Review Papers and Proceedings* 93(2), 57- 62.
- [36] **Kouparistas M.A.**[1999], Is the EMU a viable common currency area ? A VAR analysis of regional business cycles, *Economic Perspectives*, Issue Q IV, 2-20.
- [37] **Krugman P.**[1993], *Lessons of Massachusetts for EMU*, Adjustment and Growth in the European Monetary Union, Cambridge University Press, 193-229.
- [38] **Madariaga N.**[2010], Mesure et évolution récente de l'intégration commerciale en zone franc, *Macroéconomie et Développement*, Novembre 2010/ N°1, AFD.
- [39] **Masson P.R. et Patillo C.A.**[2004], *The Monetary Geography of Africa*, Brookings Institution Press, Washington, D.C.
- [40] **McDermott J. et Scott A.**[2000], Concordance in Business Cycles, *IMF Working Papers* 00/37, Fonds Monétaire International.
- [41] **McKinnon R.**[1963], Optimum Currency Areas, *American Economic Review*, 53, 717-725.
- [42] **Mirana R.**[2010], Déterminants de la synchronisation des cycles économiques dans la zone Euro, ERUDITE, Octobre 2010.
- [43] **Mundell R.**[1961], A Theory of Optimal Currency Areas, *American Economic Review*, 51.
- [44] **N'Guessan A.B.**[2010], Analyse comparée des évolutions du crédit et de l'activité économique dans l'UEMOA, *Document d'Etude et de Recherche* N°DER/10/01-Juin 2010.

- [45] **Nubukpo K.**[2003], L'efficacité de la politique monétaire de la Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest depuis la libéralisation de 1989, *Note d'Information Statistique* N°526.
- [46] **Otto G., Voss G. et Willard L.**[2001], Understanding OECD Output Correlations, *RBA Research Discussion Papers* rdp 2001-05, Reserve Bank of Australia.
- [47] **Rose A.K.**[2000], One Money, One Market : Estimating the Effect of Common Currencies on Trade, *Economic Policy*, 15(30), pp. 1309 - 1321.
- [48] **Sarr F. et Ndiaye C.T.**[2011], Asymétrie et convergence des politiques et chocs budgétaires en zone UEMOA, *Revue Économique et Monétaire* N°8, BCEAO.
- [49] **Stockman A. C.**[1988], Sectoral and national aggregate disturbances to industrial output in seven European countries, *Journal of Monetary Economics* , vol. 21(2-3), pp387-409.
- [50] **Tapsoba S.J.A.**[2009], Union monétaire en Afrique de l'Ouest : Quelles réponses à l'hétérogénéité des chocs?, *Études et Documents* E 2009. 12, CERDI, avril 2009, 34P.

ANNEXE

Table 1: Significativité de l'Indice de concordance: Bénin - Burkina

Dependent Variable: X_BE				
Method: Least Squares				
Date: 01/03/12 Time: 21:45				
Sample: 1970 2010				
Included observations: 41				
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X_BU	-0.175064	0.164093	-1.066863	0.2926
C	1.042546	0.264272	3.944970	0.0003
R-squared	0.030648	Mean dependent var	0.873797	
Adjusted R-squared	0.005792	S.D. dependent var	1.000000	
S.E. of regression	0.997100	Akaike info criterion	2.879618	
Sum squared resid	38.77410	Schwarz criterion	2.963207	
Log likelihood	-57.03218	Hannan-Quinn criter.	2.910057	
F-statistic	1.233045	Durbin-Watson stat	0.749105	
Prob(F-statistic)	0.273615			

Table 3: Significativité de l'Indice de concordance: Bénin - Guinée Bissau

Dependent Variable: X_BE				
Method: Least Squares				
Date: 01/03/12 Time: 21:46				
Sample: 1970 2010				
Included observations: 41				
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X_GB	-0.271079	0.111373	-2.433968	0.0196
C	1.592252	0.321371	4.954553	0.0000
R-squared	0.073484	Mean dependent var	0.873797	
Adjusted R-squared	0.049727	S.D. dependent var	1.000000	
S.E. of regression	0.974820	Akaike info criterion	2.834422	
Sum squared resid	37.06065	Schwarz criterion	2.918011	
Log likelihood	-56.10565	Hannan-Quinn criter.	2.864860	
F-statistic	3.093158	Durbin-Watson stat	0.786791	
Prob(F-statistic)	0.086467			

Table 5: Significativité de l'Indice de concordance: Bénin - Niger

Dependent Variable: X_BE				
Method: Least Squares				
Date: 01/03/12 Time: 21:49				
Sample: 1970 2010				
Included observations: 41				
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X_NI	0.076741	0.170702	0.449559	0.6555
C	0.796126	0.271499	2.932336	0.0056
R-squared	0.005889	Mean dependent var	0.873797	
Adjusted R-squared	-0.019601	S.D. dependent var	1.000000	
S.E. of regression	1.009753	Akaike info criterion	2.904839	
Sum squared resid	39.76444	Schwarz criterion	2.988428	
Log likelihood	-57.54920	Hannan-Quinn criter.	2.935277	
F-statistic	0.231036	Durbin-Watson stat	0.687368	
Prob(F-statistic)	0.633442			

Table 2: Significativité de l'Indice de concordance: Bénin - Côte d'Ivoire

Dependent Variable: X_BE				
Method: Least Squares				
Date: 01/03/12 Time: 21:46				
Sample: 1970 2010				
Included observations: 41				
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X_CI	-0.304713	0.211753	-1.439004	0.1581
C	1.114576	0.263699	4.226700	0.0001
R-squared	0.092850	Mean dependent var	0.873797	
Adjusted R-squared	0.069590	S.D. dependent var	1.000000	
S.E. of regression	0.964578	Akaike info criterion	2.813298	
Sum squared resid	36.28599	Schwarz criterion	2.896887	
Log likelihood	-55.67260	Hannan-Quinn criter.	2.843736	
F-statistic	3.991799	Durbin-Watson stat	0.681277	
Prob(F-statistic)	0.052730			

Table 4: Significativité de l'Indice de concordance: Bénin - Mali

Dependent Variable: X_BE				
Method: Least Squares				
Date: 01/03/12 Time: 21:48				
Sample: 1970 2010				
Included observations: 41				
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X_MA	-0.511107	0.134464	-3.801077	0.0005
C	1.658596	0.190132	8.723392	0.0000
R-squared	0.261230	Mean dependent var	0.873797	
Adjusted R-squared	0.242288	S.D. dependent var	1.000000	
S.E. of regression	0.870467	Akaike info criterion	2.607976	
Sum squared resid	29.55078	Schwarz criterion	2.691565	
Log likelihood	-51.46351	Hannan-Quinn criter.	2.638415	
F-statistic	13.79048	Durbin-Watson stat	1.080526	
Prob(F-statistic)	0.000638			

Table 6: Significativité de l'Indice de concordance: Bénin - Sénégal

Dependent Variable: X_BE				
Method: Least Squares				
Date: 01/03/12 Time: 21:50				
Sample: 1970 2010				
Included observations: 41				
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X_SE	0.386473	0.145776	2.651146	0.0115
C	0.442292	0.229701	1.925516	0.0615
R-squared	0.149362	Mean dependent var	0.873797	
Adjusted R-squared	0.127550	S.D. dependent var	1.000000	
S.E. of regression	0.934050	Akaike info criterion	2.748977	
Sum squared resid	34.02553	Schwarz criterion	2.832566	
Log likelihood	-54.35403	Hannan-Quinn criter.	2.779416	
F-statistic	6.847924	Durbin-Watson stat	0.826264	
Prob(F-statistic)	0.012563			

ANNEXE (suite)

Table 7: Significativité de l'Indice de concordance: Bénin - Togo

Dependent Variable: X_BE				
Method: Least Squares				
Date: 01/03/12 Time: 21:51				
Sample: 1970 2010				
Included observations: 41				
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X_TO	-0.207729	0.192560	-1.078778	0.2873
C	1.105730	0.281395	3.929458	0.0003
R-squared	0.043152	Mean dependent var		0.873797
Adjusted R-squared	0.018617	S.D. dependent var		1.000000
S.E. of regression	0.990648	Akaike info criterion		2.866635
Sum squared resid	38.27394	Schwarz criterion		2.950224
Log likelihood	-56.76602	Hannan-Quinn criter.		2.897074
F-statistic	1.758805	Durbin-Watson stat		0.798763
Prob(F-statistic)	0.192488			

Table 9: Significativité de l'Indice de concordance: Burkina - Côte d'Ivoire

Dependent Variable: X_BU				
Method: Least Squares				
Date: 01/03/12 Time: 21:54				
Sample: 1970 2010				
Included observations: 41				
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X_CI	0.619697	0.132438	4.679155	0.0000
C	0.474251	0.156227	3.035665	0.0043
R-squared	0.384024	Mean dependent var		0.963925
Adjusted R-squared	0.368230	S.D. dependent var		1.000000
S.E. of regression	0.794840	Akaike info criterion		2.426198
Sum squared resid	24.63905	Schwarz criterion		2.509787
Log likelihood	-47.73707	Hannan-Quinn criter.		2.456637
F-statistic	24.31414	Durbin-Watson stat		1.458974
Prob(F-statistic)	0.000016			

Table 11: Significativité de l'Indice de concordance: Burkina - Mali

Dependent Variable: X_BU				
Method: Least Squares				
Date: 01/03/12 Time: 21:56				
Sample: 1970 2010				
Included observations: 41				
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X_MA	0.198792	0.163044	1.219256	0.2301
C	0.658682	0.257908	2.553948	0.0147
R-squared	0.039518	Mean dependent var		0.963925
Adjusted R-squared	0.014891	S.D. dependent var		1.000000
S.E. of regression	0.992527	Akaike info criterion		2.870425
Sum squared resid	38.41927	Schwarz criterion		2.954014
Log likelihood	-56.84371	Hannan-Quinn criter.		2.900864
F-statistic	1.604627	Durbin-Watson stat		1.151923
Prob(F-statistic)	0.212762			

Table 8: Significativité de l'Indice de concordance: Bénin - UEMOA

Dependent Variable: X_BE				
Method: Least Squares				
Date: 01/03/12 Time: 21:52				
Sample: 1970 2010				
Included observations: 41				
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X_U	-0.352807	0.159586	-2.210768	0.0330
C	1.287851	0.252385	5.102718	0.0000
R-squared	0.124473	Mean dependent var		0.873797
Adjusted R-squared	0.102024	S.D. dependent var		1.000000
S.E. of regression	0.947616	Akaike info criterion		2.777816
Sum squared resid	35.02108	Schwarz criterion		2.861405
Log likelihood	-54.94523	Hannan-Quinn criter.		2.808254
F-statistic	5.544605	Durbin-Watson stat		0.825688
Prob(F-statistic)	0.023666			

Table 10: Significativité de l'Indice de concordance: Burkina - Guinée Bissau

Dependent Variable: X_BU				
Method: Least Squares				
Date: 01/03/12 Time: 21:55				
Sample: 1970 2010				
Included observations: 41				
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X_GB	0.214581	0.147647	1.453337	0.1541
C	0.395209	0.388670	1.016826	0.3155
R-squared	0.046045	Mean dependent var		0.963925
Adjusted R-squared	0.021585	S.D. dependent var		1.000000
S.E. of regression	0.989149	Akaike info criterion		2.863607
Sum squared resid	38.15820	Schwarz criterion		2.947196
Log likelihood	-56.70394	Hannan-Quinn criter.		2.894045
F-statistic	1.882430	Durbin-Watson stat		1.135516
Prob(F-statistic)	0.177899			

Table 12: Significativité de l'Indice de concordance: Burkina - Niger

Dependent Variable: X_BU				
Method: Least Squares				
Date: 01/03/12 Time: 21:56				
Sample: 1970 2010				
Included observations: 41				
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X_NI	0.269048	0.168766	1.594205	0.1190
C	0.691616	0.248117	2.787456	0.0082
R-squared	0.072387	Mean dependent var		0.963925
Adjusted R-squared	0.048602	S.D. dependent var		1.000000
S.E. of regression	0.975397	Akaike info criterion		2.835605
Sum squared resid	37.10454	Schwarz criterion		2.919194
Log likelihood	-56.12991	Hannan-Quinn criter.		2.866044
F-statistic	3.043378	Durbin-Watson stat		1.112909
Prob(F-statistic)	0.088944			

ANNEXE (suite)

Table 13: Significativité de l'Indice de concordance: Burkina - Sénégal

Dependent Variable: X_BU				
Method: Least Squares				
Date: 01/03/12 Time: 21:58				
Sample: 1970 2010				
Included observations: 41				
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X_SE	0.175064	0.215742	0.811454	0.4220
C	0.768463	0.351441	2.186606	0.0348
R-squared	0.030648	Mean dependent var		0.963925
Adjusted R-squared	0.005792	S.D. dependent var		1.000000
S.E. of regression	0.997100	Akaike info criterion		2.879618
Sum squared resid	38.77410	Schwarz criterion		2.963207
Log likelihood	-57.03218	Hannan-Quinn criter.		2.910057
F-statistic	1.233045	Durbin-Watson stat		0.964629
Prob(F-statistic)	0.273615			

Table 15: Significativité de l'Indice de concordance: Burkina - UEMOA

Dependent Variable: X_BU				
Method: Least Squares				
Date: 01/03/12 Time: 21:59				
Sample: 1970 2010				
Included observations: 41				
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X_U	0.326121	0.148537	2.195562	0.0341
C	0.581190	0.185286	3.136722	0.0032
R-squared	0.106355	Mean dependent var		0.963925
Adjusted R-squared	0.083441	S.D. dependent var		1.000000
S.E. of regression	0.957371	Akaike info criterion		2.798299
Sum squared resid	35.74580	Schwarz criterion		2.881888
Log likelihood	-55.36512	Hannan-Quinn criter.		2.828737
F-statistic	4.641493	Durbin-Watson stat		1.152705
Prob(F-statistic)	0.037444			

Table 17: Significativité de l'Indice de concordance: Côte d'Ivoire - Mali

Dependent Variable: X_CI				
Method: Least Squares				
Date: 01/03/12 Time: 22:01				
Sample: 1970 2010				
Included observations: 41				
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X_MA	0.404722	0.144997	2.791249	0.0081
C	0.168737	0.153936	1.096148	0.2797
R-squared	0.163800	Mean dependent var		0.790184
Adjusted R-squared	0.142359	S.D. dependent var		1.000000
S.E. of regression	0.926089	Akaike info criterion		2.731858
Sum squared resid	33.44799	Schwarz criterion		2.815447
Log likelihood	-54.00308	Hannan-Quinn criter.		2.762296
F-statistic	7.639576	Durbin-Watson stat		0.668067
Prob(F-statistic)	0.008672			

Table 14: Significativité de l'Indice de concordance: Burkina - Togo

Dependent Variable: X_BU				
Method: Least Squares				
Date: 01/03/12 Time: 21:58				
Sample: 1970 2010				
Included observations: 41				
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X_TO	0.175064	0.207651	0.843072	0.4043
C	0.768463	0.251770	3.052245	0.0041
R-squared	0.030648	Mean dependent var		0.963925
Adjusted R-squared	0.005792	S.D. dependent var		1.000000
S.E. of regression	0.997100	Akaike info criterion		2.879618
Sum squared resid	38.77410	Schwarz criterion		2.963207
Log likelihood	-57.03218	Hannan-Quinn criter.		2.910057
F-statistic	1.233045	Durbin-Watson stat		1.200706
Prob(F-statistic)	0.273615			

Table 16: Significativité de l'Indice de concordance: Côte d'Ivoire - Guinée Bissau

Dependent Variable: X_CI				
Method: Least Squares				
Date: 01/03/12 Time: 22:01				
Sample: 1970 2010				
Included observations: 41				
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X_GB	-0.007454	0.150688	-0.049464	0.9608
C	0.809938	0.431513	1.876975	0.0680
R-squared	0.000056	Mean dependent var		0.790184
Adjusted R-squared	-0.025584	S.D. dependent var		1.000000
S.E. of regression	1.012711	Akaike info criterion		2.910690
Sum squared resid	39.99778	Schwarz criterion		2.994279
Log likelihood	-57.66914	Hannan-Quinn criter.		2.941128
F-statistic	0.002167	Durbin-Watson stat		0.512617
Prob(F-statistic)	0.963110			

Table 18: Significativité de l'Indice de concordance: Côte d'Ivoire - Niger

Dependent Variable: X_CI				
Method: Least Squares				
Date: 01/03/12 Time: 22:02				
Sample: 1970 2010				
Included observations: 41				
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X_NI	0.380601	0.180890	2.104045	0.0419
C	0.404969	0.263020	1.539688	0.1317
R-squared	0.144857	Mean dependent var		0.790184
Adjusted R-squared	0.122930	S.D. dependent var		1.000000
S.E. of regression	0.936520	Akaike info criterion		2.754259
Sum squared resid	34.20571	Schwarz criterion		2.837848
Log likelihood	-54.46230	Hannan-Quinn criter.		2.784697
F-statistic	6.606415	Durbin-Watson stat		0.659100
Prob(F-statistic)	0.014095			

ANNEXE (suite)

Table 19: Significativité de l'Indice de concordance: Côte d'Ivoire - Sénégal

Dependent Variable: X_CI Method: Least Squares Date: 01/03/12 Time: 22:03 Sample: 1970 2010 Included observations: 41 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X_SE	-0.098295	0.225088	-0.436695	0.6647
C	0.899931	0.396350	2.270546	0.0288
R-squared	0.009662	Mean dependent var	0.790184	
Adjusted R-squared	-0.015731	S.D. dependent var	1.000000	
S.E. of regression	1.007835	Akaike info criterion	2.901037	
Sum squared resid	39.61353	Schwarz criterion	2.984625	
Log likelihood	-57.47125	Hannan-Quinn criter.	2.931475	
F-statistic	0.380488	Durbin-Watson stat	0.528128	
Prob(F-statistic)	0.540927			

Table 21: Significativité de l'Indice de concordance: Côte d'Ivoire - UEMOA

Dependent Variable: X_CI Method: Least Squares Date: 01/03/12 Time: 22:05 Sample: 1970 2010 Included observations: 41 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X_U	0.470320	0.158044	2.975886	0.0050
C	0.238217	0.148966	1.599135	0.1179
R-squared	0.221201	Mean dependent var	0.790184	
Adjusted R-squared	0.201232	S.D. dependent var	1.000000	
S.E. of regression	0.893738	Akaike info criterion	2.660743	
Sum squared resid	31.15196	Schwarz criterion	2.744332	
Log likelihood	-52.54523	Hannan-Quinn criter.	2.691182	
F-statistic	11.07710	Durbin-Watson stat	0.763820	
Prob(F-statistic)	0.001916			

Table 23: Significativité de l'Indice de concordance: Guinée - Niger

Dependent Variable: X_GB Method: Least Squares Date: 01/03/12 Time: 22:07 Sample: 1970 2010 Included observations: 41 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X_NI	-0.214581	0.128187	-1.673974	0.1121
C	2.867539	0.145883	19.65641	0.0000
R-squared	0.046045	Mean dependent var	2.650357	
Adjusted R-squared	0.021585	S.D. dependent var	1.000000	
S.E. of regression	0.989149	Akaike info criterion	2.863607	
Sum squared resid	38.15820	Schwarz criterion	2.947196	
Log likelihood	-56.70394	Hannan-Quinn criter.	2.894045	
F-statistic	1.882430	Durbin-Watson stat	1.579643	
Prob(F-statistic)	0.177899			

Table 20: Significativité de l'Indice de concordance: Côte d'Ivoire - Togo

Dependent Variable: X_CI Method: Least Squares Date: 01/03/12 Time: 22:04 Sample: 1970 2010 Included observations: 41 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X_TO	0.405465	0.162984	2.487760	0.0172
C	0.337474	0.206147	1.637058	0.1097
R-squared	0.164402	Mean dependent var	0.790184	
Adjusted R-squared	0.142977	S.D. dependent var	1.000000	
S.E. of regression	0.925756	Akaike info criterion	2.731138	
Sum squared resid	33.42391	Schwarz criterion	2.814726	
Log likelihood	-53.98832	Hannan-Quinn criter.	2.761576	
F-statistic	7.673171	Durbin-Watson stat	0.749726	
Prob(F-statistic)	0.008539			

Table 22: Significativité de l'Indice de concordance: Guinée - Mali

Dependent Variable: X_GB Method: Least Squares Date: 01/03/12 Time: 22:06 Sample: 1970 2010 Included observations: 41 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X_MA	0.087902	0.133736	0.657278	0.5149
C	2.515385	0.288349	8.723392	0.0000
R-squared	0.007727	Mean dependent var	2.650357	
Adjusted R-squared	-0.017716	S.D. dependent var	1.000000	
S.E. of regression	1.008819	Akaike info criterion	2.902989	
Sum squared resid	39.69093	Schwarz criterion	2.986578	
Log likelihood	-57.51127	Hannan-Quinn criter.	2.933427	
F-statistic	0.303687	Durbin-Watson stat	1.613282	
Prob(F-statistic)	0.584723			

Table 24 : Significativité de l'Indice de concordance: Guinée - Sénégal

Dependent Variable: X_GB Method: Least Squares Date: 01/03/12 Time: 22:08 Sample: 1970 2010 Included observations: 41 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X_SE	-0.029306	0.133920	-0.218831	0.8279
C	2.683077	0.257022	10.43911	0.0000
R-squared	0.000859	Mean dependent var	2.650357	
Adjusted R-squared	-0.024760	S.D. dependent var	1.000000	
S.E. of regression	1.012304	Akaike info criterion	2.909886	
Sum squared resid	39.96565	Schwarz criterion	2.993475	
Log likelihood	-57.65267	Hannan-Quinn criter.	2.940325	
F-statistic	0.033523	Durbin-Watson stat	1.605562	
Prob(F-statistic)	0.855673			

ANNEXE (suite)

Table 25: Significativité de l'Indice de concordance: Guinée - Togo

Dependent Variable: X_GB Method: Least Squares Date: 01/03/12 Time: 22:09 Sample: 1970 2010 Included observations: 41 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X_TO	-0.029306	0.198554	-0.147596	0.8834
C	2.683077	0.212736	12.61223	0.0000
R-squared	0.000859	Mean dependent var	2.650357	
Adjusted R-squared	-0.024760	S.D. dependent var	1.000000	
S.E. of regression	1.012304	Akaike info criterion	2.909886	
Sum squared resid	39.96565	Schwarz criterion	2.993475	
Log likelihood	-57.65267	Hannan-Quinn criter.	2.940325	
F-statistic	0.033523	Durbin-Watson stat	1.587600	
Prob(F-statistic)	0.855673			

Table 27: Significativité de l'Indice de concordance: Mali - Niger

Dependent Variable: X_MA Method: Least Squares Date: 01/03/12 Time: 22:10 Sample: 1970 2010 Included observations: 41 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X_NI	0.230180	0.146921	1.566694	0.1253
C	1.302517	0.296127	4.398504	0.0001
R-squared	0.052983	Mean dependent var	1.535488	
Adjusted R-squared	0.028701	S.D. dependent var	1.000000	
S.E. of regression	0.985545	Akaike info criterion	2.856307	
Sum squared resid	37.88068	Schwarz criterion	2.939896	
Log likelihood	-56.55430	Hannan-Quinn criter.	2.886746	
F-statistic	2.181944	Durbin-Watson stat	0.867874	
Prob(F-statistic)	0.147668			

Table 29: Significativité de l'Indice de concordance: Mali - Togo

Dependent Variable: X_MA Method: Least Squares Date: 01/03/12 Time: 22:12 Sample: 1970 2010 Included observations: 41 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X_TO	0.403090	0.136293	2.957517	0.0052
C	1.085431	0.276506	3.925526	0.0003
R-squared	0.162481	Mean dependent var	1.535488	
Adjusted R-squared	0.141006	S.D. dependent var	1.000000	
S.E. of regression	0.926819	Akaike info criterion	2.733434	
Sum squared resid	33.50075	Schwarz criterion	2.817023	
Log likelihood	-54.03539	Hannan-Quinn criter.	2.763872	
F-statistic	7.566122	Durbin-Watson stat	1.119200	
Prob(F-statistic)	0.008972			

Table 26: Significativité de l'Indice de concordance: Guinée - UEMOA

Dependent Variable: X_GB Method: Least Squares Date: 01/03/12 Time: 22:09 Sample: 1970 2010 Included observations: 41 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X_U	-0.162363	0.120951	-1.342388	0.1872
C	2.840905	0.170000	16.71125	0.0000
R-squared	0.026362	Mean dependent var	2.650357	
Adjusted R-squared	0.001397	S.D. dependent var	1.000000	
S.E. of regression	0.999301	Akaike info criterion	2.884030	
Sum squared resid	38.94553	Schwarz criterion	2.967619	
Log likelihood	-57.12262	Hannan-Quinn criter.	2.914469	
F-statistic	1.055941	Durbin-Watson stat	1.608922	
Prob(F-statistic)	0.310474			

Table 28: Significativité de l'Indice de concordance: Mali - Sénégal

Dependent Variable: X_MA Method: Least Squares Date: 01/03/12 Time: 22:11 Sample: 1970 2010 Included observations: 41 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X_SE	-0.028980	0.154837	-0.187167	0.8525
C	1.567845	0.301687	5.196925	0.0000
R-squared	0.000840	Mean dependent var	1.535488	
Adjusted R-squared	-0.024780	S.D. dependent var	1.000000	
S.E. of regression	1.012314	Akaike info criterion	2.909905	
Sum squared resid	39.96641	Schwarz criterion	2.993494	
Log likelihood	-57.65306	Hannan-Quinn criter.	2.940344	
F-statistic	0.032782	Durbin-Watson stat	0.826322	
Prob(F-statistic)	0.857260			

Table 30: Significativité de l'Indice de concordance: Mali - UEMOA

Dependent Variable: X_MA Method: Least Squares Date: 01/03/12 Time: 22:13 Sample: 1970 2010 Included observations: 41 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X_U	0.655507	0.177972	3.683194	0.0007
C	0.766187	0.360878	2.123117	0.0401
R-squared	0.429689	Mean dependent var	1.535488	
Adjusted R-squared	0.415066	S.D. dependent var	1.000000	
S.E. of regression	0.764810	Akaike info criterion	2.349172	
Sum squared resid	22.81243	Schwarz criterion	2.432760	
Log likelihood	-46.15802	Hannan-Quinn criter.	2.379610	
F-statistic	29.38377	Durbin-Watson stat	0.801142	
Prob(F-statistic)	0.000003			

ANNEXE (suite)

Table 31: Significativité de l'Indice de concordance: Niger - Sénégal

Dependent Variable: X_NI Method: Least Squares Date: 01/03/12 Time: 22:14 Sample: 1970 2010 Included observations: 41 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X_SE	0.218231	0.177802	1.227386	0.2270
C	0.768463	0.265270	2.896910	0.0062
R-squared	0.047625	Mean dependent var	1.012122	
Adjusted R-squared	0.023205	S.D. dependent var	1.000000	
S.E. of regression	0.988329	Akaike info criterion	2.861949	
Sum squared resid	38.09501	Schwarz criterion	2.945538	
Log likelihood	-56.66996	Hannan-Quinn criter.	2.892388	
F-statistic	1.950247	Durbin-Watson stat	0.841799	
Prob(F-statistic)	0.170458			

Table 33: Significativité de l'Indice de concordance: Niger - UEMOA

Dependent Variable: X_NI Method: Least Squares Date: 01/03/12 Time: 22:15 Sample: 1970 2010 Included observations: 41 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X_U	0.466233	0.147723	3.156136	0.0031
C	0.464952	0.217613	2.136601	0.0390
R-squared	0.217373	Mean dependent var	1.012122	
Adjusted R-squared	0.197305	S.D. dependent var	1.000000	
S.E. of regression	0.895932	Akaike info criterion	2.665647	
Sum squared resid	31.30509	Schwarz criterion	2.749236	
Log likelihood	-52.64576	Hannan-Quinn criter.	2.696085	
F-statistic	10.83215	Durbin-Watson stat	0.991860	
Prob(F-statistic)	0.002123			

Table 35: Significativité de l'Indice de concordance: Sénégal - UEMOA

Dependent Variable: X_SE Method: Least Squares Date: 01/03/12 Time: 22:16 Sample: 1970 2010 Included observations: 41 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X_U	-0.145989	0.170972	-0.853878	0.3984
C	1.287851	0.259015	4.972103	0.0000
R-squared	0.021313	Mean dependent var	1.116518	
Adjusted R-squared	-0.003782	S.D. dependent var	1.000000	
S.E. of regression	1.001889	Akaike info criterion	2.889202	
Sum squared resid	39.14749	Schwarz criterion	2.972791	
Log likelihood	-57.22864	Hannan-Quinn criter.	2.919641	
F-statistic	0.849303	Durbin-Watson stat	1.160364	
Prob(F-statistic)	0.362416			

Table 32: Significativité de l'Indice de concordance: Niger - Togo

Dependent Variable: X_NI Method: Least Squares Date: 01/03/12 Time: 22:14 Sample: 1970 2010 Included observations: 41 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X_TO	0.414879	0.157700	2.630819	0.0121
C	0.548902	0.262938	2.087573	0.0434
R-squared	0.172124	Mean dependent var	1.012122	
Adjusted R-squared	0.150897	S.D. dependent var	1.000000	
S.E. of regression	0.921468	Akaike info criterion	2.721853	
Sum squared resid	33.11502	Schwarz criterion	2.805442	
Log likelihood	-53.79799	Hannan-Quinn criter.	2.752291	
F-statistic	8.108530	Durbin-Watson stat	1.008273	
Prob(F-statistic)	0.006994			

Table 34: Significativité de l'Indice de concordance: Sénégal - Togo

Dependent Variable: X_SE Method: Least Squares Date: 01/03/12 Time: 22:16 Sample: 1970 2010 Included observations: 41 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X_TO	-0.188406	0.196677	-0.957947	0.3440
C	1.326876	0.309332	4.289488	0.0001
R-squared	0.035497	Mean dependent var	1.116518	
Adjusted R-squared	0.010766	S.D. dependent var	1.000000	
S.E. of regression	0.994602	Akaike info criterion	2.874603	
Sum squared resid	38.58013	Schwarz criterion	2.958192	
Log likelihood	-56.92937	Hannan-Quinn criter.	2.905042	
F-statistic	1.435322	Durbin-Watson stat	1.116287	
Prob(F-statistic)	0.238128			

Table 36: Significativité de l'Indice de concordance: Togo - UEMOA

Dependent Variable: X_TO Method: Least Squares Date: 01/03/12 Time: 22:17 Sample: 1970 2010 Included observations: 41 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X_U	0.352807	0.106319	3.318390	0.0020
C	0.702464	0.224855	3.124076	0.0034
R-squared	0.124473	Mean dependent var	1.116518	
Adjusted R-squared	0.102024	S.D. dependent var	1.000000	
S.E. of regression	0.947616	Akaike info criterion	2.777816	
Sum squared resid	35.02108	Schwarz criterion	2.861405	
Log likelihood	-54.94523	Hannan-Quinn criter.	2.808254	
F-statistic	5.544605	Durbin-Watson stat	0.906087	
Prob(F-statistic)	0.023666			