

## Cycles Economiques Dans La Zone Cemac

Gaspard Symphorien Mbou Likibi<sup>1</sup>

### Abstract

---

Frankel et Rose (1998) ont soutenu qu'une union monétaire renforce la corrélation des cycles économiques des différents pays membres du fait de l'intensification des échanges commerciaux qui s'établit entre ces pays. Cet article s'est consacré à vérifier la pertinence de cette thèse. Le modèle à changements de régimes markoviens a permis de calculer les indices de synchronisation des cycles économiques, les coefficients des outputs gap, les probabilités de séjour dans les phases d'expansion et de récession des cycles. L'étude a porté sur les six pays de la Communauté économique et monétaire de l'Afrique centrale (CEMAC) de 1980 à 2018 (tenant compte des projections du FMI). Les résultats montrent que neuf indices de synchronisation des cycles sur les quinze calculés sont négatifs et les six autres, bien que positifs, ont des valeurs faibles. La faible diversification des différentes économies semble être la principale raison de l'asymétrie des cycles des affaires.

---

**Mots clés:** CEMAC, Synchronisation des cycles, Modèles à changements de régimes, Zone Monétaire Optimale.

**Classification JEL:** E32, F15, O55

### 1. Introduction

L'analyse des cycles économiques a connu un regain d'intérêt avec la mise en œuvre de la monnaie unique européenne et l'élargissement de la zone euro. Dans les pays de la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC), cette problématique est d'une grande importance pour au moins deux raisons. La première tient au fait que cinq des six pays de la Communauté sont exportateurs du pétrole, un produit dont le prix sur le marché international est très volatil et influence de ce fait le comportement du PIB. La seconde résulte de ce que depuis 1994, plusieurs réformes économiques (mesures de convergence) et commerciales (tarif extérieur commun) ont été adoptées dans le but de renforcer l'intégration monétaire et financière. Ainsi, avec la spécialisation qui accompagne l'union monétaire (Krugman, 1993; Frankel et Rose, 1998), il est légitime de s'interroger sur le niveau de synchronisation des cycles dans l'espace CEMAC. La question qui structure donc la problématique de ce travail est la suivante: les cycles économiques sont-ils synchrones dans la CEMAC?

L'objectif poursuivi dans ce papier est donc de vérifier le caractère synchrone ou asynchrone des cycles économiques au sein de la CEMAC. Il est soutenu ici qu'en raison des différences dans le niveau de diversification des différentes économies, les cycles sont asynchrones au sein de la Communauté. Le reste du travail est organisé comme suit: la deuxième section présente la revue de la littérature. Dans la troisième section, nous exposons la méthodologie utilisée pour évaluer le niveau de synchronisation des cycles des affaires des pays de la CEMAC et présentons les résultats. La quatrième section est consacrée à l'analyse des effets de l'intégration monétaire sur les cycles des affaires des Etats membres de la Communauté. Nous terminons par une conclusion et des implications de politiques économiques.

---

<sup>1</sup> Université Marien NGOUABI et, Laboratoire de Recherche et d'Etudes Economiques et Sociales (LARES), [mboulikibi@yahoo.fr](mailto:mboulikibi@yahoo.fr).

## 2. Revue de la littérature

La question de la synchronisation des cycles dans une union monétaire a fait l'objet d'une abondante littérature. Cet intérêt procède aussi bien du développement de la littérature théorique que de la littérature empirique. Sur le plan théorique, deux grilles de lecture structurent le débat sur la synchronisation ou non des cycles économiques. Il y a, d'une part, les travaux qui plébiscitent la synchronisation des cycles économiques comme étant un critère endogène d'optimalité d'une zone monétaire permettant de réduire le caractère asymétrique des chocs. D'autre part, il y a le point de vue des travaux qui soutiennent que la non synchronisation des cycles est le résultat d'une union économique et monétaire du fait de la spécialisation des pays membres.

La première grille de lecture a pour fondement les travaux de Frankel et Rose (1998). En effet, pour ces auteurs, l'un des critères mis en avant dans la théorie des Zones Monétaires Optimales (ZMO) comme jouant un rôle crucial dans la détermination des coûts d'abandon de l'indépendance de la politique monétaire est sans doute le coût lié aux chocs asymétriques susceptibles d'affecter les économies des pays membres d'une union. Ces coûts sont d'autant plus élevés que les cycles économiques nationaux sont asynchrones. Dans une union monétaire, des cycles asynchrones génèrent des mécanismes asymétriques de propagation des impulsions monétaires et, de ce fait, des coûts différenciés de la politique monétaire unique (Penot, Polin et Seltz, 2000). Le fonctionnement d'une union monétaire se trouve dès lors conflictuel dans la mesure où les pays qui se trouvent à des phases différentes de leurs cycles économiques sont confrontés à des exigences monétaires différentes. En revanche, des cycles économiques nationaux fortement corrélés aident à conduire une politique monétaire satisfaisante au bénéfice des pays de l'union. Frankel et Rose (1998) soutiennent que l'union monétaire accroît les échanges commerciaux qui, à leur tour, favorisent la corrélation des cycles économiques des pays membres. Les auteurs argumentent qu'une union monétaire considérée comme coûteuse ou inimaginable ex ante, peut devenir bénéfique ex post.

La seconde grille de lecture prend appui sur les travaux de Krugman (1993) dans la théorie du commerce international. L'auteur montre qu'une union monétaire est source de spécialisation et affaiblit le co-mouvement des cycles économiques. En effet, l'intégration monétaire pousse à la spécialisation et à la concentration géographique des industries, ce qui, par la suite, affecte la mobilité des facteurs de production et la croissance économique à moyen et long terme. La mobilité du travail et du capital amplifie les fluctuations économiques dans la région (chocs asymétriques) et a tendance à créer la divergence des taux de croissance économiques dans le temps. Toutefois, le débat portant sur les effets de l'union monétaire sur la corrélation des cycles est plus une question empirique que théorique.

Sur le plan empirique, les études relatives à l'évaluation de la synchronisation des cycles des affaires d'un groupe de pays peuvent être classées dans deux catégories, suivant la méthodologie utilisée. La première catégorie regroupe les contributions qui se situent à la suite des travaux séminaux de Frankel et Rose (1998). Ils procèdent par le calcul de l'intensité commerciale, dans un premier temps et, la recherche de l'impact de cette intensité sur l'indice de synchronisation des cycles économiques, dans un deuxième temps. Calderon, Chong et Stein (2003), s'appuyant sur Frankel et Rose (1998), Deardoff (1998) et de Wei (1996) ont utilisé un modèle de gravité pour calculer un coefficient de corrélation des cycles. Les résultats montrent que l'impact de l'intégration commerciale sur la synchronisation des cycles est plus important entre pays industrialisés qu'entre pays les moins avancés.

Shin et Wang (2004) ont élargi l'analyse du lien entre intensité commerciale et indice de corrélation des cycles en cherchant à identifier l'intensité commerciale à travers quatre canaux qui sont : le commerce intra-branche, le commerce inter-branche, la demande excédentaire et la coordination politique. Il ressort de leur étude que le commerce intra-branche est la principale variable explicative de l'indice de corrélation des produits. Rana (2007) qui a repris l'équation spécifiée par Shin et Wang (2004) et l'a estimé au moyen des variables instrumentales confirme le résultat de ces derniers. Plus récemment, Duval et al. (2014) et Saiki et Kim (2014) ont également confirmé l'impact de l'intégration commerciale sur la synchronisation des cycles de produits.

En ce qui concerne les travaux classés dans la seconde catégorie, leurs auteurs se sont servis des modèles à changements de régimes pour évaluer le degré de synchronisation des cycles. De Lucia (2008) ainsi que Chen et Mills (2009) ont trouvé dans le cas de l'Union monétaire européenne (UEM) que la synchronisation des cycles des affaires est de l'ordre de 0,65. Cet indice est plus élevé, atteignant 0,85, pour un échantillon de pays de l'UEM (Allemagne, France, Italie, Espagne).

Carmignani (2010) et Kane (2013) qui se sont intéressés respectivement au cas de la CEMAC et de l'Union économique et monétaire ouest africaine (UEMOA) trouvent une faible synchronisation des cycles économiques dans les deux unions monétaires. Cette revue de la littérature révèle que la connaissance du niveau de synchronisation des cycles des affaires dans une union monétaire permet non seulement d'apprécier les coûts d'abandon de l'indépendance de la politique monétaire (ils sont d'autant plus élevés que la synchronisation est faible), mais permet également d'adapter des politiques monétaires en fonction de ces coûts. Les travaux font aussi remarquer que la synchronisation des cycles n'est pas un phénomène statique. Dans cette optique, ce travail apporte des éléments d'appréciation des coûts inhérents à l'union monétaire au sein de la CEMAC notamment sur la période sous-revue.

### 3. Evaluation du niveau de synchronisation des cycles au sein de la CEMAC

Nous exposons en premier lieu le modèle à changements de régimes markoviens et en second lieu les résultats des estimations.

#### 3.1. Modèle à changement de régimes markoviens

L'analyse du cycle économique est à l'origine de nombreux développements empiriques. Bry et Boshan (1971) ont développé une approche qui définit de façon automatique des points de retournement conjoncturel ou le calcul d'indicateurs avancés des cycles économiques. Le modèle markovien à changements de régimes fait partie de ces développements spécifiques. Pour pouvoir séparer les phases d'expansion et de récession en matière de prévision, un recours est souvent fait au modèle markovien à changements de régimes. A partir de ce modèle, on est en mesure de déterminer la probabilité ( $P_i$ ) de transition pour une économie de passer d'un état à un autre (d'une phase d'expansion à une phase de récession et, réciproquement) et la probabilité  $P_j$  pour une économie de rester dans un état donné (Hamilton, 1989).

L'utilisation de cette méthodologie est encore récente. A cet égard, les travaux de Rabault (1993) et plus récemment de Grégoir et Lengart (2000) ont aidé à l'usage à grand échelle de ces modèles. Avec cette approche, les indicateurs de retournement cyclique sont construits et l'on détecte, en temps réel, les probabilités pour une économie d'être en récession (Bellone, 2006). En effet, cet auteur montre qu'un modèle markovien fondé sur quatre variables (l'indice de la production industrielle, l'indice d'annonce d'offres d'emploi, le taux de chômage et l'opinion des ménages sur la difficulté à trouver un emploi) permet de détecter en temps réel, avec une probabilité élevée, les récessions de l'économie américaine. On retiendra, en outre, que la récente crise financière internationale des années 2000 a suscité un regain d'intérêt pour la prévision des points de retournement des variables économiques telles que la croissance, l'emploi et l'output gap. Bellone (2006), Bellone, Gautier et Le Coent (2006) puis Nguiffo-Boyom (2006), aident à comprendre que le modèle à changements de régimes markoviens permet aux professionnels de l'économie d'obtenir, à tout moment, une probabilité d'occurrence d'une variable inobservable à valeurs dans l'ensemble  $\{1, \dots, K\}$ , qui est supposée suivre une chaîne de Markov à «  $k$  » états. En macroéconomie, la variable inobservable que l'on note ( $S_t$ ) est supposée représenter l'état courant de l'activité économique et le nombre «  $k$  » de régimes est généralement supposé égal à deux ou à trois. La variable ( $S_t$ ) suit une chaîne de Markov à  $K$  régimes, c'est-à-dire que pour tout  $t$ ,  $S_t$  ne dépend que de  $S_{t-1}$ .

$$\forall i, j = 1, \dots, K, \quad P(S_t = j \mid S_{t-1} = i, S_{t-2} = i, \dots) = P(S_t = j \mid S_{t-1} = i) = p_{ij}.$$

Les coefficients  $(p_{ij})_{i,j=1,\dots,K}$  sont appelés probabilités de transition. Ils mesurent la probabilité pour une économie de séjourner dans un régime ou de passer d'un régime à l'autre. Pour un régime  $i$  donné, on obtient alors l'égalité suivante :  $p_{i1} + p_{i2} + \dots + p_{iK} = 1$ . Dans chaque régime  $i$ , la probabilité  $p_{i1}$  constitue une mesure de la persistance du régime  $i$ . L'estimation des paramètres du modèle se fait par le maximum de vraisemblance en utilisant un algorithme de filtrage. L'estimation permet de récupérer à chaque date  $t$  la probabilité filtrée d'appartenir au régime  $i = \text{pour } i = 1, \dots, K, P(S_t = i \mid X_t, \dots, X_1, \theta)$ . Ainsi, à chaque instant, on pourra inférer que l'activité économique se trouve dans le régime de croissance qui présente la plus forte probabilité filtrée. À partir de la chaîne de Markov précédente  $S_t$ , on peut définir différents types de modèles économétriques à changements de régimes markoviens dont la structure et les paramètres dépendent du régime dans lequel se trouve la chaîne de Markov.

Par exemple, on définit le modèle autorégressif d'ordre p, AR(p), à changements de régimes ( $X_t$ ) avec  $Z_t$  comme variables exogènes s'il vérifie l'équation suivante :

$$X_t = \mu(S_t) + \varphi_1 [X_{t-1} - \mu(S_{t-1})] + \dots + \varphi_p [X_{t-p} - \mu(S_{t-p})] + \sum_{i=1}^k \alpha_i Z_i + \varepsilon_t$$

où  $\mu(S_t)$  est la moyenne du processus au temps t et où  $\varepsilon_t$  est un processus bruit blanc gaussien de variance finie inconnue  $\sigma^2$  qui peut également dépendre du régime. De même, les paramètres  $\varphi_1, \dots, \varphi_p$  peuvent également dépendre de  $S_t$ . Dans ce modèle, l'output gap peut suivre alternativement deux régimes: l'un où il est stationnaire, ce qui est interprété comme une situation dans laquelle il existe une cible d'output gap crédible, et l'autre où il est intégré. D'après Diebold et al (1994), le tableau 1 ci-dessous représente la matrice des probabilités de transition du processus ( $S_t$ ).

**Tableau 1: Matrice des probabilités de transition des régimes d'output gap**

Processus ( $S_t$ )	Régime n°1 à t	Régime n°2 à t
t-1 Régime n°1 à	$p_t^{11} = \frac{e^{\gamma_1 + \delta_1 \Delta X_{t-1} + \beta_1 Z_t}}{1 + e^{\gamma_1 + \delta_1 \Delta X_{t-1} + \beta_1}}$	$p_t^{12} = 1 - p_t^{11}$
t-1 Régime n°2 à	$p_t^{21} = 1 - p_t^{22}$	$p_t^{22} = \frac{e^{\gamma_2 + \delta_2 \Delta X_{t-1} + \beta_2}}{1 + e^{\gamma_2 + \delta_2 \Delta X_{t-1} + \beta_2}}$

En considérant que ( $S_t$ ) suit un processus de Markov, la dynamique de l'output gap dans la CEMAC obéit à des indicateurs de retournement conjoncturel. En effet, si l'output gap se situe dans le premier régime (n°1), il y'aura une probabilité  $p_t^{11}$  qu'il y reste à la période suivante et une probabilité  $p_t^{12}$  qu'il transite dans le second régime (n°2). De manière symétrique, si l'output gap se situe dans le second régime (n°2), il y'aura alors une probabilité  $p_t^{22}$  qu'il y demeure dans la période suivante, et une probabilité  $p_t^{21}$  de migrer vers le régime initial. Ces probabilités de transition de l'output gap d'un régime à l'autre dépendent des variables exogènes. Ces indicateurs auront l'avantage d'offrir aux autorités monétaires la possibilité de suivre et de prédire à tout moment le régime de l'output gap dans les six pays de la Communauté.

Pour élaborer un modèle qui prévoit les régimes (cycles) de l'output gap dans la CEMAC, la démarche méthodologique consiste d'abord à déterminer le nombre d'états de la variable cachée selon l'approche de Raymond et Rich (1997) à deux régimes ou celle de Cologni et Manera (2009) à trois régimes, ensuite choisir le nombre de termes autorégressifs tout en vérifiant le caractère homoscédastique ou hétéroscédastique des résidus. L'ordre des tests (nombre de retards et nombre de régimes) joue un rôle important dans le choix du modèle. Les termes autorégressifs sont retenus dans le cas où ils sont significatifs et améliorent la vraisemblance de l'échantillon. Nous partons d'un modèle de référence qui fait dépendre l'output gap de sa valeur passée. Nous testons la possibilité que l'output gap suive deux régimes distincts dépendant de la période considérée : le premier, qui se caractérise par une cible d'output gap crédible où les anticipations peuvent être coordonnées et le second, qui se singularise par une absence de cible et une présence d'anticipations adaptatives. Dans le premier cas, la moyenne est telle que la somme des termes autorégressifs est strictement inférieure à l'unité alors qu'elle est égale à l'unité dans le second cas. Les équations suivantes traduisent la dynamique de l'output gap en fonction des régimes.

Régime N°1 :  $Outputgap_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i^0 Outputgap_{t-i} + \sum_{j=1}^N \beta_j^0 X_t + \varepsilon_t$

Régime N°2 :  $Outputgap_t = \left( \sum_{i=1}^n \alpha_i^1 \right) outputgap_{t-1} + \sum_{j=1}^N \beta_j^1 X_t + c_t$

Dans les deux régimes d'output gap, le vecteur des variables exogènes ( $X_t$ ) reste identique. Il est composé des outputs gap des cinq autres pays de la CEMAC. Mais le classement des observations entre ces deux phases est inconnu (variable d'état inobservable). Dans ce cas de figure, Hamilton (1989) montre que l'on peut modéliser le processus de la série comme un processus à changements de régimes markoviens. Le régime à la date t étant

déterminé par une variable inobservable. C'est la variable d'état (expansion ou récession) qui est générée par un processus de Markov.

En effet, en économie, la variable inobservable est souvent supposée représenter l'état courant. Dans la plupart des applications, cette variable est modélisée par une chaîne de Markov à deux régimes, c'est-à-dire qu'elle prend la valeur 1 lorsque l'économie est en expansion et la valeur 2 lorsqu'elle est en récession.

### 3.2. Présentation des résultats

Les données portant sur les PIB sont extraites de la base DOTS des statistiques financières du FMI. Les séries sont annuelles sur la période 1980-2018 (avec données estimées après 2013). L'année 1980 est celle du début de la crise ayant conduit des réformes économiques dans la décennie 90 au sein de l'UDEAC (l'Union douanière et économique de l'Afrique centrale). L'estimation du modèle a été réalisée avec le logiciel R et les résultats portent sur les coefficients de l'output gap, les différentes probabilités ainsi que sur les indices de synchronisation des cycles.

Le tableau 2 ci-dessous résume les résultats obtenus sur les indices des outputs gap des différents pays de la CEMAC ainsi que sur les probabilités.

Tableau 2: Présentation des coefficients des outputs gap des différents pays

me	Régi	Indicateurs Avancés des régimes d'output gap	CAM	CAF	TCD	COG	GNQ	GAB
Régime 1		<i>Constants</i>	-200,8***	-18,3***	0,82	55,52***	-3,20***	-21,18
		<i>Output_gap_CAF</i>	6,634***		0,15	-0,57*	0,63	3,09***
		<i>Output_gap_TCD</i>	-1,547	0,022***		0,66*	1,03***	0,96***
		<i>Output_gap_COG</i>	0,591	0,31***	0,10		0,55*	-4,25***
		<i>Output_gap_GNQ</i>	0,660*	0,07**	0,09*	0,14		-0,51***
		<i>Output_gap_GAB</i>	0,919	-0,017		-0,13	-0,220	
		<i>Output_gap_CAM</i>		0,063***	-0,017	0,13***	0,09**	-0,71***
		<i>R<sup>2</sup></i>	0,559	0,860	0,20	0,885	0,78	0,838
		<i>P<sub>11</sub></i>	0,901	0,9E-9	0,925	0,903	0,953	0,739
		<i>P<sub>12</sub></i>	0,208	0,40	0,201	0,038	0,134	0,12
Régime 2		<i>Constants</i>	124,09***	5,41**	54,99***	-0,40	39,19	23,21
		<i>Output_gap_CAF</i>	5,23***		-7,04***	0,24	-18,10	0,20
		<i>Output_gap_TCD</i>	0,76**	-0,120***		0,08*	-1,55**	0,51***
		<i>Output_gap_COG</i>	-7,91***	-0,037	0,41		-3,24***	-0,52***
		<i>Output_gap_GNQ</i>	-0,31*	-0,045**	-0,23***	-0,07***		0,08**
		<i>Output_gap_GAB</i>	0,25	-0,032	1,66***	0,006	0,35	
		<i>Output_gap_CAM</i>		0,034***	0,384***	-0,08***	0,94*	0,009
		<i>R<sup>2</sup></i>	0,950	0,800	0,984	0,730	0,850	0,67
		<i>P<sub>22</sub></i>	0,791	0,597	0,798	0,961	0,865	0,879
		<i>P<sub>21</sub></i>	0,098	1	0,074	0,038	0,046	0,26

$P_{11}$  : Probabilité de séjour dans le régime 1;  $P_{22}$  : Probabilité de séjour dans le régime 2 ;  $P_{12}$  : Probabilité de transition du régime 2 au régime 1 ;  $P_{21}$  : Probabilité de transition du régime 1 au régime 2.

Source: résultats obtenus par l'auteur avec les données du FMI à partir du logiciel R

Le régime 1 détecte les récessions et le régime 2 les expansions. Le modèle avec le régime 1 où les variables indépendantes sont les outputs gap des cinq autres pays est très significatif et dans l'autre régime les coefficients de la conjoncture de certains pays de la CEMAC le sont également.

Le modèle détecte parfaitement les périodes de chaque état. Les résidus ressemblent au bruit blanc et s'ajustent à la distribution normale. De plus, on note qu'il y a absence d'autocorrélation des erreurs.

Il ressort que les coefficients de l'output gap de la Centrafrique avec les autres pays de la CEMAC sont significatifs entre ce pays, le Cameroun, le Congo et le Gabon dans le régime 1. Dans le régime 2 (régime d'expansion), seuls les outputs gap du Cameroun et du Tchad influencent celui de la Centrafrique. Pour le Tchad, les coefficients de l'output gap avec les autres pays sont significatifs dans le régime de récession (sauf avec le Cameroun) et dans le régime d'expansion.

Quant au Congo, il a des coefficients significatifs avec la Centrafrique, la Guinée Equatoriale et le Gabon (dans le régime 1) et le Cameroun, la Guinée Equatoriale et le Gabon dans le régime 2. Les coefficients de l'output gap de la Guinée Equatoriale sont significatifs, sauf dans le cas avec le Congo dans le premier régime. Le Gabon est un cas particulier qui n'a qu'un coefficient significatif dans le régime 2 avec le Tchad. Enfin, le tableau renseigne que les coefficients de l'output gap du Cameroun avec ceux des autres pays sont significatifs, excepté le cas du Tchad dans le régime de récession et celui du Gabon dans le régime d'expansion. L'évolution de l'output gap du Cameroun est donc influencée par celles de beaucoup d'autres pays de la CEMAC.

On note que les  $R^2$  dans les deux régimes sont élevés et pour la plupart supérieurs à 70% et que les probabilités de transition sont faibles sauf pour le cas de la Centrafrique, surtout dans le régime d'expansion. Cela dénote la stabilité des régimes, à l'exception, bien évidemment, de la Centrafrique où la probabilité de transition du régime 1 au régime 2 est très forte et égale à l'unité. Ces résultats sont confortés par des probabilités de séjour dans chacun des régimes qui sont très élevés et tendent vers l'unité. Ce qui signifie, lorsqu'on exclut le cas de la RCA, qu'un pays qui se trouve dans la phase de récession y demeure longtemps. Il en est de même lorsque celui-ci se trouve dans la phase de récession. Lorsqu'on raisonne en dehors du cas atypique de la RCA, on note que dans le régime de récession la probabilité de demeure la plus faible est observée au Gabon (0,739) et la plus élevée en Guinée Equatoriale (0,953). Cependant, le pays qui demeure plus longtemps dans le régime d'expansion est le Congo avec une probabilité de séjour de 0,961 alors que celui qui séjourne peu longtemps dans ce régime est le Cameroun avec une probabilité de 0,791 juste devant la Centrafrique (0,597). Le tableau 3 fournit les informations relatives aux indices de synchronisation des cycles.

Tableau 3: Indices de synchronisation des cycles des affaires, utilisant les observations de 1981 à 2018, 5% valeur critique (bilatérale) = 0,3202 pour n = 38

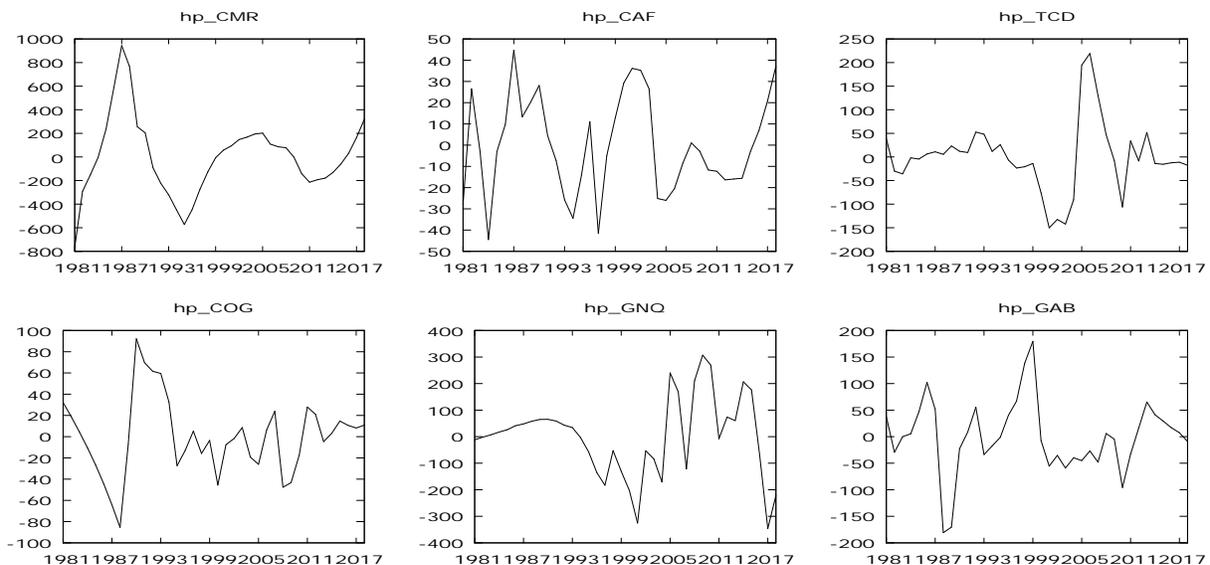
CMR	CAF	TCD	COG	GNQ	GAB	
1,0000	0,5316	-0,0350	-0,4896	0,0165	-0,2160	CMR
	1,0000	-0,4157	-0,1598	-0,3151	-0,1266	CAF
		1,0000	0,1145	0,3909	0,0427	TCD
			1,0000	-0,0814	0,0755	COG
				1,0000	-0,1214	GNQ
					1,000	GAB

Source: résultats obtenus par l'auteur avec les données du FMI à partir du logiciel R

Tous les coefficients sont significatifs à 5%, ce qui atteste que toutes les économies de la CEMAC sont interdépendantes. On observe, par ailleurs, que sur quinze (15) indices de synchronisation de cycles, six (6) seulement sont positifs et donc neuf (9) négatifs. Ainsi, la conjoncture au Cameroun n'est positivement corrélée qu'avec celle de la Centrafrique (indice=0,5316) et avec celle de la Guinée Equatoriale (indice=0,0165). Pour les autres pays, notamment le Congo, le Gabon et le Tchad, ces indices sont négatifs. Ainsi, lorsque l'économie du Cameroun est en phase d'expansion, celles de la RCA et de la Guinée Equatoriale le sont également. Par contre, celles du Congo, du Gabon et du Tchad se trouvent pendant ce temps en récession. Le cycle des affaires de la Centrafrique n'est positivement corrélé qu'à celui du Cameroun pour un indice de corrélation de 0,5316. On observe que l'indice de synchronisation entre les cycles du Congo et du Tchad est de 0,1145 et que celui entre les cycles du Congo et du Gabon est de 0,0755. Excepté ces deux cas, tous les autres indices sont négatifs pour le cas du Congo. Pour ce qui est du cycle des affaires du Gabon, il suit une phase d'expansion et de récession ensemble avec ceux du Congo et du Tchad dans des taux respectifs de 7,55% et 4,27%. Enfin, le Tchad a son cycle en phase à ceux du Congo, du Gabon et de la Guinée Equatoriale dans la mesure où c'est avec ces trois pays que les coefficients de synchronisation sont positifs. Son cycle est asynchrone avec ceux du Cameroun et de la RCA.

Le graphique 1 ci-dessous confirme les résultats des indices de synchronisation.

*Graphique 1: Evolution des outputs gap des pays de la CEMAC*



*Source: graphiques construits par l'auteur avec les données du FMI à partir du logiciel R*

#### 4. Analyse des effets de la CEMAC sur la synchronisation des cycles des affaires

Les résultats montrent, d'une part, que les économies ont des probabilités de transition d'un régime à l'autre faible et, d'autre part, que les indices de synchronisation sont pour la plupart négatifs.

##### 4.1. Des économies aux écarts de produits interdépendants mais difficiles à regrouper

Les résultats obtenus attestent de l'interdépendance entre les différentes économies de la Communauté. Comme cela sera mis en évidence par les indices de corrélation des cycles, on observe que beaucoup de coefficients liés aux outputs gap sont négatifs, traduisant la pro cyclicité des économies de la CEMAC, ce qui laisse apparaître une difficulté à les regrouper. Le graphique 2 (en annexes) montre que dans la première moitié de la décennie 1980, les économies du Cameroun, de la Centrafrique et de la Guinée Equatoriale sont marquées par une phase d'expansion et celles des autres pays par une phase de récession. La Guinée Equatoriale reste dans ce régime d'expansion sur une période de onze (11) ans environ et le Cameroun pendant environ sept (7) ans. Cependant, le pic atteint par le cycle du Cameroun est très élevé alors qu'il est moins prononcé dans le cas de la Guinée. La Centrafrique, par contre, n'est pas restée longtemps dans cette phase d'expansion car en 1982 elle connaît un retournement de la conjoncture. La récession ne dure pas longtemps puisqu'un autre point de retournement est identifié en 1984. Les autres creux atteints par la Centrafrique sont observés en 1994, 1997 et 2004. Les creux de 1984 et 1997 sont les plus bas atteints au cours de la période en revue.

Dans l'ensemble, on remarque que chaque cycle a une évolution distincte des autres cycles. Ce qui est une difficulté majeure à regrouper les pays sur la base de leur synchronisation. Le Cameroun, ainsi que nous le mentionnons plus bas, a une situation beaucoup plus stable. De 1980 à 2014, le pays n'a enregistré que quatre points de retournement dont deux pics en 1987 et 2005 et deux creux en 1995 et 2011. Cette stabilité est liée à la diversification de l'économie de ce pays. Les autres pays connaissent des fluctuations telles que la durée de leurs cycles des affaires est courte, moins de huit (8) ans. On observe que le cycle du Tchad a des fluctuations de faible ampleur. Ce qui est cependant remarquable, c'est une récession qui commence en 1991 pour s'estomper en 2001, l'année où une reprise de l'activité est notée jusqu'à l'atteinte d'un pic en 2006. A cette date débute une autre récession qui conduit le cycle économique tchadien à un creux en 2010.

##### 4.2. Des indices de synchronisation traduisant l'asymétrie des cycles

Les résultats obtenus (9 indices de corrélation négatifs contre 5 positifs) reflètent la faible diversification des économies de la CEMAC (CEEAC, 2009). Ainsi, plutôt que d'un commerce intra-branche, c'est un commerce inter branche qui prévaut au sein de cette zone (BAD, 2011 ; Commission économique des Nations unies pour l'Afrique, 2011). Le processus endogène des critères de ZMO qui, en principe, devrait s'enclencher du fait de l'utilisation d'une monnaie unique dans cette union monétaire demeure encore très limité. Aussi, la politique de convergence macroéconomique appliquée dans la Communauté afin de renforcer l'intégration monétaire et, par voie de conséquence, l'intensification des échanges commerciaux intra-communautaires n'a pas encore produit les résultats escomptés (CEMAC, 2006 ; 2010). La norme établie par la Communauté à savoir les soldes budgétaires de base hors pétrole positifs ou nuls n'est pas respectée. Tous les pays ont plutôt des soldes budgétaires de base hors pétrole négatifs attestant de fait la dépendance de leurs économies vis-à-vis de ce produit. De même, l'évolution des indicateurs relatifs à l'environnement des affaires dénote la faiblesse des engagements des différents Etats pour pouvoir attirer les investissements reconnus déterminants dans diversification des économies.

Toutefois, nos résultats en termes de synchronisation des cycles sont assez similaires de ceux de Carmignani (2010) dans son étude portant également sur la CEMAC. En termes de différences, il y a synchronisation entre les cycles du Cameroun et du Tchad dans son étude, ce qui n'est pas le cas dans notre travail où la synchronisation est obtenue dans le cas des cycles du Cameroun et de la Guinée Equatoriale. Le cycle de la RCA a également une corrélation positive avec celui du Tchad, ce qui n'apparaît pas dans le présent papier. Dans son étude, le cycle du Tchad est en synchronisation à ceux de quatre pays qui sont le Cameroun, la RCA, le Congo et le Gabon. Dans notre cas, il s'agit de trois pays notamment le Congo, le Gabon et la Guinée Equatoriale et non quatre. Kane (2013) qui a utilisé l'indice harmonisé de la production industrielle (IHPI) dans une étude menée sur l'UEMOA conclut aussi à une faible synchronisation des cycles économiques dans cette union monétaire.

Ces résultats dans le cadre des études sur la CEMAC et l'UEMOA contrastent avec ceux obtenus dans la zone euro. En effet, l'indice de synchronisation est évalué à 0,65 et lorsque ne sont considérés que l'Allemagne, la France, l'Italie et l'Espagne qui représentent ensemble 80% du PIB de la zone euro, cet indice est encore plus élevé, se situant à 0,85 (De Lucia, 2008). Chen et Mills (2009) ont observé des cycles économiques synchronisés au sein de la zone euro. Ils trouvent que la synchronisation est encore plus forte au sein d'un petit groupe de pays composé de l'Allemagne, de l'Autriche, de la Belgique et des Pays-Bas. Le fait que l'Autriche et les Pays-Bas aient amarré leur taux de change sur le deutsche mark, d'une part, et que leurs économies soient très intégrées à celle de l'Allemagne, d'autres part, a contribué à cette synchronisation des cycles de produits au sein de ce groupe restreint de pays.

Le caractère asynchrone des cycles des économies de la CEMAC mis en évidence à partir des indices de synchronisation est confirmé par l'évolution des *output gap* (graphique 1). L'écart relatif entre PIB observé et PIB potentiel, *output gap*, permet de mesurer la distance qui sépare temporairement une économie de ce niveau de référence. L'*output gap* est alternativement positif s'il y a des tensions sur l'appareil productif, ou négatif si les facteurs de production sont sous utilisés. Il est un indicateur théoriquement pertinent des risques d'évolution dans l'économie. En effet, tout écart du PIB à son niveau potentiel constitue par définition le signe d'un déséquilibre sur le marché du travail ou sur celui des biens, se traduisant par des pressions désinflationnistes s'il est négatif ou des tensions inflationnistes s'il est positif (Bonnet, Lengart et Mahfouz, 1995).

Sur le graphique 1, on observe que le Cameroun a un niveau de volatilité de l'*output gap* le plus faible comparativement à d'autres pays. Cela peut s'expliquer par le dynamisme de son économie qui est la plus diversifiée de la sous-région et peut-être aussi, par le faible degré d'ouverture de son économie au commerce mondial. Pour ce qui est de la Guinée Equatoriale, il ressort que sur la sous-période 1980-1992, l'écart du produit est moins volatil reflétant d'ailleurs l'évolution de son taux d'inflation et de celui du degré d'ouverture de l'économie (données du site [www.worldbank.org](http://www.worldbank.org)). Par contre, à partir de 1992, la volatilité de l'écart de produit s'amplifie du fait de la forte contribution du pétrole dans le PIB.

Les prix deviennent plus fluctuant et l'économie plus ouverte aux échanges internationaux. Aussi, la faible volatilité de l'*output gap* du Tchad est l'image de l'évolution du taux d'inflation dans ce pays sur toute la période sous-revue. Son économie est également l'une des moins ouvertes de la Communauté. Il y a également évidence entre volatilité de l'*output gap* et du taux d'inflation dans les cas du Congo et du Gabon.

Empiriquement, ce lien entre output gap et inflation est assez évident dans le cas des Etats-Unis. En revanche, Bonnet, Lenglard et Mahfouz (1995) n'ont pas réussi à l'établir dans le cas de la France, sans doute parce que l'inflation, en raison du plus grand degré d'ouverture de l'économie, y a été plus largement déterminée par les chocs inflationnistes d'origine externe qui ont marqué les vingt années précédant leur étude, en particulier les chocs et contre-choc pétroliers. Toutefois, les auteurs soulignent qu'en l'absence de nouveaux phénomènes de ce type, l'output gap constitue un indicateur plus fiable des tensions inflationnistes en France.

## 5. Conclusion et implications de politiques économiques

Dans cet article, nous avons examiné la synchronisation des cycles des affaires des économies de la CEMAC. Se servant d'un modèle à changements de régimes markoviens, nous sommes parvenu's à montrer le caractère asynchrone des cycles économiques des pays de cette sous-région. Seuls six indices de synchronisation sur quinze sont positifs. L'explication la plus plausible de ce résultat repose sur la structure peu diversifiée des économies des pays de cette zone qui sont essentiellement basée sur l'exportation des produits primaires notamment pétroliers. Dans un tel environnement, le commerce qui prévaut est du type inter branches qui ne contribue pas à la synchronisation des cycles économiques (Krugman, 1993). De même, le fait que les économies soient moins diversifiées mais très ouvertes sur l'extérieur renforce le caractère asynchrone des cycles des économies des pays de la Communauté. Les résultats obtenus montrent également que pour chaque pays, la probabilité pour une économie de séjourner dans un régime (expansion ou récession) est très élevée. Ces résultats conduisent à la conclusion selon laquelle la CEMAC n'est pas une zone monétaire optimale et que les pays de la zone ne tirent pas pleinement les avantages liés à l'usage d'une monnaie unique.

Trois principales implications se dégagent de nos résultats. La première concerne la diversification des économies des pays de la sous-région qui sont encore tributaires du pétrole. En effet, au regard du lien très étroit entre échanges intra-branches et synchronisation des cycles des affaires prouvé empiriquement dans l'UEM, les pays de la CEMAC devraient financer l'industrialisation de leurs économies au moyen des revenus pétroliers. De cette manière, les échanges commerciaux entre pays membres de la Communauté seront plus importants. La seconde implication est liée à la relation inverse existant entre taux d'inflation et degré de symétrie des cycles économiques. A propos, les différents Etats membres devraient fournir davantage d'efforts dans la recherche de la satisfaction des exigences en matière de convergence de l'ensemble des critères dont, notamment, le maintien des taux d'inflation en dessous de 3%. Enfin, comme dernière implication, la Banque des Etats de l'Afrique Centrale (BEAC) devrait, dans la conduite de la politique monétaire unique, tenir compte de l'hétérogénéité des économies de la CEMAC afin d'atténuer les coûts d'appartenance à la Communauté.

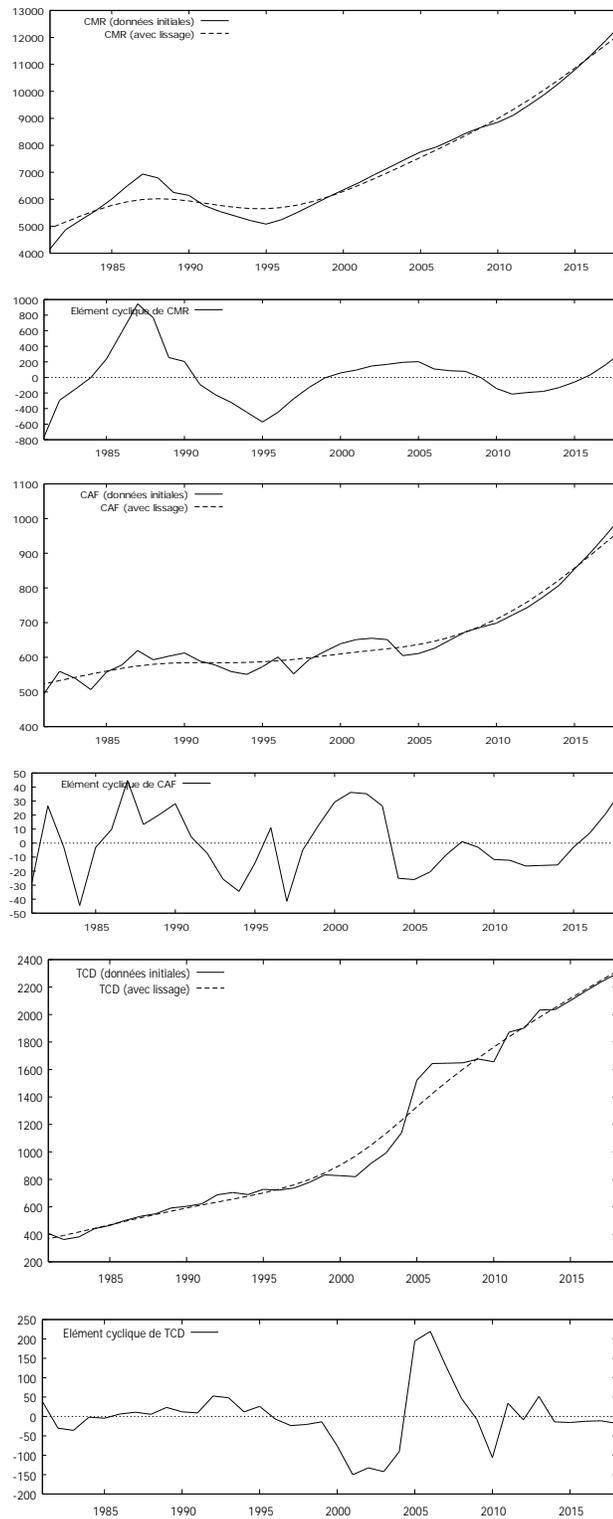
## Références

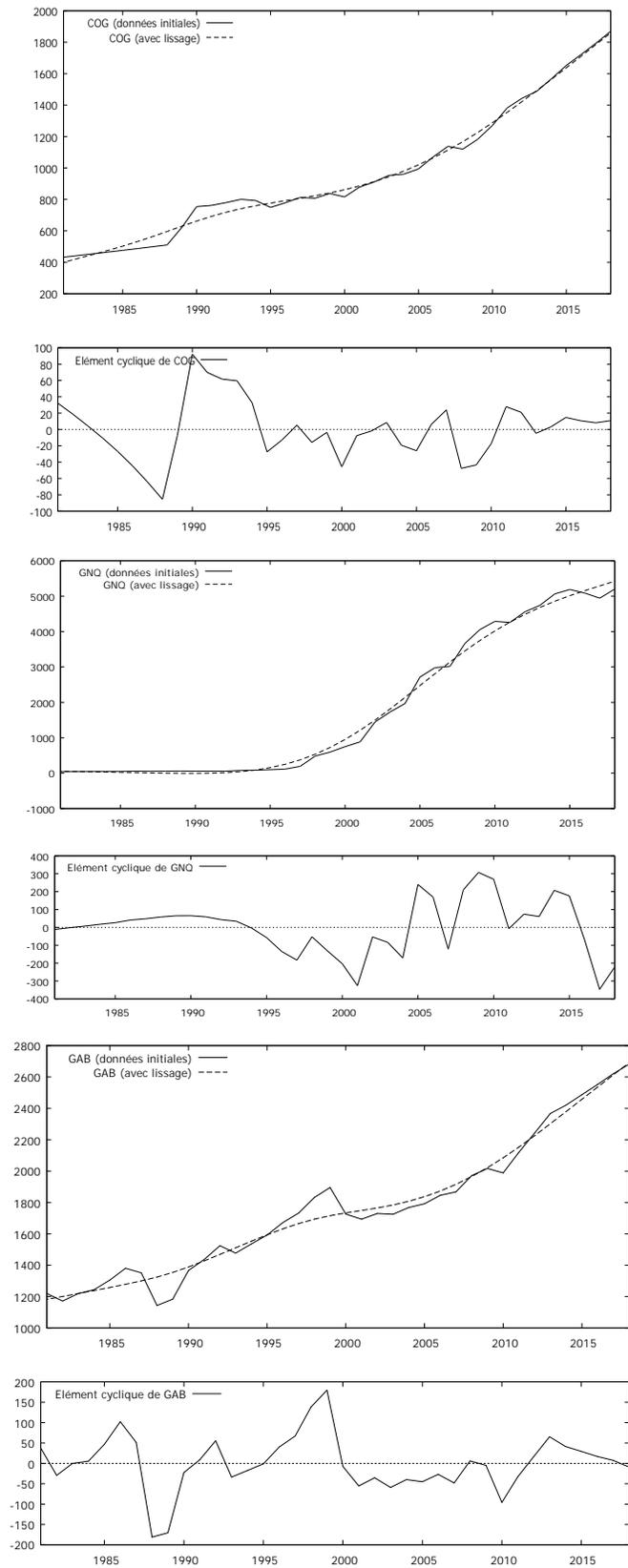
- BAD (2011), Republic of Gabon – Country Strategy Paper 2011-2015.  
 BAD (2011), Republic of Guinea – Country Strategy Paper 2012-2016.  
 Bellone (2006), "Une lecture probabiliste du cycle d'affaires américain", *Economie et Prévision*, n°172, 63-81.  
 Bellone, B., E., Gautier et S., Le Coent (2006), "Les marchés financiers anticipent-ils les retournements conjoncturels?", *Economie et Prévision*, Programme National Persée, Vol. 172 (1), 83-99.  
 Bonnet, X., F., Lenglard et S., Mahfouz (1995), "Ecart d'activité (« Output gap ») et diagnostic conjoncturel", Note de conjoncture, INSEE.  
 Bry, G. et C., Boschan (1971), "Cyclical Analysis of Time Series: Selected procedures and Computer programs", *NBER Technical Paper, No20*.  
 Calderon, C., A. Chong, et E. Stein (2003), "Trade Intensity and Business Cycle Synchronization: Are Development Countries Any Different?" *Working Paper n°478*, Inter-American Development Bank.  
 Carmigni, F. (2010), "Endogenous optimal Currency Areas: the Case of the Central African Economic and Monetary Community", *Journal of African Economies* (Impact Factor: 0.57), 01/2010; 19 (1), 25-51  
 CEEAC (2009), Annuaire statistique du commerce des Etats de l'Afrique centrale. Les Editions CLE, Yaoundé-Cameroun.  
 CEMAC (2006), Rapport intérimaire d'exécution de la surveillance multilatérale pour l'année 2005 et perspectives pour 2006.  
 CEMAC (2010), Rapport intérimaire d'exécution de la surveillance multilatérale.

- Chen, X. et T.C., Mills (2009), "Evaluation de la Synchronisation des cycles économiques dans la zone euro", *Revue française d'économie*, n°4, Vol. XXIV, 165-185.
- Cologni, A. et M., Manera (2009), "The Asymmetric Effects of Oil Shocks on Output Growth: A Markov-Switching Analysis for G-7 Countries", *Economic Modelling*, 26, 1-29.
- De Lucia, C. (2008), "Où en est la convergence des économies de la zone euro? ", *Conjoncture - Etudes économiques*, BNP Paribas, mars.
- Deardorff, A.V. (1998), "Determinants of Bilateral Trade: Does Gravity Work in a Neoclassical World?" In *The Regionalization of the World Economy*, Edited by Frankel, J.A. Chicago: University of Chicago Press: pp.7-22.
- Diebold, F., J., Lee et G., Weinbach (1994), "Regime Switching with Time-Varying Transition Probabilities", in C. Hargreaves (Ed.), *Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration*, pp. 283-302. Oxford University Press
- Duval, R., K., Cheng, K., Hwa Oh, R., Saraf et D., Seneviratne (2014), "Trade Integration and Business Cycle Synchronization: A Reappraisal with Focus on Asia", *IMF Working Paper*, N° wp/14/52.
- Frankel, J.A. et A.K, Rose (1998), "The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria", *Economic Journal*, 108, 1009-1025.
- Grégoir, S. et F. Lengart (2000), "Mesuring the Probability of a Business Cycle Turning Point by using a Multivariate Qualitative Hidden Markov Model", *Journal of Forecasting*, No19, 39-60.
- Hamilton, J. (1989), "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Times Series and the Business Cycle". *Econometric Society*, Vol. 57, N°2, 357-384.
- Hamilton, J. (1989), "Analysis of Time Series Subject to Changes in Regimes", *Journal of Econometrics*, 45, 39-70.
- Kane, C.S. (2013), "Synchronization des Cycles Conjoncturels de la Production Industrielle dans l'UEMOA ", *Revue d'Economie Appliquée du LEA*, Vol. 1, n°1, janvier-juin, 179-98.
- Krugman, P. (1993), "Lessons of Massachusetts for EMU", in *Adjustment and Growth in the European Monetary Union*, edited by F. Giavazzi. Cambridge, United Kingdom: Cambridge University Press, pp. 241-61.
- Nguiffo-Boyom, M. (2006), "Un indicateur de retournement conjoncturel pour la France: une application du modèle à facteur avec changements de régimes", *Economie et Prévision*, 172, 101-114.
- Penot, A., J.-P. Polin et V. Seltz (2000), "Hétérogénéité de la zone euro et politique monétaire unique", *Papier présenté aux 17èmes Journées du GdR Economie Monétaire et Financière*, Lisbonne.
- Rabault, G. (1993), "Une application du modèle de Hamilton à l'estimation des cycles économiques», *Annales d'économie et de statistiques*, n°30.
- Rana, P. (2007), "Trade Intensity and Business Cycle Synchronization: The Case of East Asia", *Working Paper Series on Regional Economic Integration* N°10.
- Raymond, J.E., et R.W., Rich (1997), "Oil and the Macroeconomy: A Markov State-Switching Approach", *Journal of Money, Credit and Banking*, 29, pp. 193-213.
- Saiki, A. et S.H., Kim (2014), "Business Cycle Synchronization and Vertical Trade Integration : A Case Study of the Eurozone and East Asia", *DNB Working Paper* No407.
- Shin, K., et Y., Wang (2004), "Trade Integration and Business Cycle Synchronization in East Asia", *Asian Economic Papers*, 2:3.
- Wei, S.-J. (1996), "Intra-National versus International Trade: How Stubborn are Nations in Global Integration?", *NBER Working Paper* N°5531.

Annexes:

Graphique 2: Conjoncture dans les pays de la CEMAC





*Source: graphiques construits par l'auteur avec les données du FMI à partir du logiciel R Résultats des estimations par modèle à changements de régimes markoviens*

## Modele à changements de régimes markovien

## I- Modele1: CAMEROUN

## 1. Estimation des deux régimes

```

Regime 2
-----
              Estimate Std. Error  t value  Pr(>|t|)
(Intercept) (S) 124.0986    23.0103    5.3932 6.921e-08 ***
CAF1 (S)         5.2368     0.7442    7.0368 1.967e-12 ***
TCD1 (S)         0.7653     0.2423    3.1585 0.001586 **
COG1 (S)        -7.9183     0.6603   -11.9920 < 2.2e-16 ***
GNQ1 (S)        -0.3198     0.1544    -2.0712 0.038340 *
GAB1 (S)         0.2581     0.2206    1.1700 0.242001
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 61.12873
Multiple R-squared: 0.9534

Standardized Residuals:
              Min          Q1          Med          Q3          Max
-108.58476487  -18.67903071  -0.01314847   11.52979020   73.57133354

Transition probabilities:
              Regime 1  Regime 2
Regime 1 0.90192123 0.2089824
Regime 2 0.09807877 0.7910176

              AIC          BIC          logLik
511.1916 574.4937 -243.5958

Coefficients:

Regime 1
-----
              Estimate Std. Error t value  Pr(>|t|)
(Intercept) (S) -200.8321    41.5553  -4.8329 1.346e-06 ***
CAF1 (S)         6.6345     1.8509   3.5845 0.0003377 ***
TCD1 (S)        -1.5476     0.8922  -1.7346 0.0828117 .
COG1 (S)         0.5914     0.9981   0.5925 0.5535158
GNQ1 (S)         0.6609     0.2662   2.4827 0.0130391 *
GAB1 (S)         0.9195     0.6655   1.3817 0.1670638
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 154.1491
Multiple R-squared: 0.5593

Standardized Residuals:
              Min          Q1          Med          Q3          Max
-365.817456   -6.175712    7.798628   39.610157   227.705547

```

## Modèle à changements de régimes markoviens

## Modèle 2: République Centrafricaine

## 1- Estimation des deux régimes

```

Call: msmFit(object = mod2, k = 2, sw = rep(T, 7), control = list(parallel = F))

              AIC          BIC          logLik
323.6677 386.9698 -149.8339

Coefficients:

Regime 1
-----
              Estimate Std. Error t value  Pr(>|t|)
(Intercept) (S) -18.2897    2.9232  -6.2567 3.932e-10 ***
CMR1 (S)         0.0631     0.0099   6.3737 1.845e-10 ***
TCD1 (S)         0.0218     0.0025   8.7200 < 2.2e-16 ***
COG1 (S)         0.3110     0.0748   4.1578 3.213e-05 ***
GNQ1 (S)         0.0682     0.0223   3.0583 0.002226 **
GAB1 (S)        -0.0168     0.0438  -0.3836 0.701275
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 8.379491
Multiple R-squared: 0.8605

Standardized Residuals:
              Min          Q1          Med          Q3          Max
-2.382646e+01  6.838650e-06  3.882393e-02  2.316113e+00  6.508282e+00

```

```

Regime 2
-----
                Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) (S)  5.4106      1.9636  2.7554  0.005862 **
CMR1 (S)        0.0342      0.0069  4.9565  7.177e-07 ***
TCD1 (S)       -0.1192      0.0303 -3.9340  8.354e-05 ***
COG1 (S)       -0.0376      0.0796 -0.4724  0.636641
GNQ1 (S)       -0.0454      0.0162 -2.8025  0.005071 **
GAB1 (S)       -0.0326      0.0316 -1.0316  0.302260
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 9.348508
Multiple R-squared: 0.804

Standardized Residuals:
      Min       Q1       Med       Q3       Max
-15.3546259  -6.6451895  -0.6743472   5.2254525  27.2061871

Transition probabilities:
      Regime 1  Regime 2
Regime 1 8.345522e-09 0.4022964
Regime 2 1.000000e+00 0.5977036

```

Modèle à changements de régimes markoviens

Modèle 2: Tchad

### 1- Estimation des régimes

```

      AIC      BIC    logLik
393.6808 456.9829 -184.8404

Coefficients:

Regime 1
-----
                Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) (S)  0.8206      5.4314  0.1511  0.87990
CAF1 (S)        0.1564      0.2962  0.5280  0.59750
CMR1 (S)       -0.0167      0.0210 -0.7952  0.42650
COG1 (S)        0.1079      0.1670  0.6461  0.51821
GNQ1 (S)        0.0948      0.0457  2.0744  0.03804 *
GAB1 (S)       -0.0120      0.0718 -0.1671  0.86729
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 26.75745
Multiple R-squared: 0.2054

Standardized Residuals:
      Min       Q1       Med       Q3       Max
-66.5082970  -6.5986768  -0.0283225  16.0904924  45.9573045

Regime 2
-----
                Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) (S)  84.9984     13.3977   6.3443  2.234e-10 ***
CAF1 (S)       -7.0420      0.4012 -17.5523 < 2.2e-16 ***
CMR1 (S)        0.3844      0.0539  7.1317  9.914e-13 ***
COG1 (S)        0.4142      0.3020  1.3715  0.1702
GNQ1 (S)       -0.2314      0.0472 -4.9025  9.462e-07 ***
GAB1 (S)        1.6652      0.2278  7.3099  2.673e-13 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 16.42329
Multiple R-squared: 0.9843

Standardized Residuals:
      Min       Q1       Med       Q3       Max
-2.968814e+01 -6.637836e-01 -3.796737e-11  2.792687e-19  2.976776e+01

Transition probabilities:
      Regime 1  Regime 2
Regime 1 0.92555391 0.2013873
Regime 2 0.07444609 0.7986127

```

## Modèle à changements de régimes markoviens

## Modèle 2: Congo

```

      AIC      BIC    logLik
350.6022 413.9042 -163.3011

Coefficients:

Regime 1
-----
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) (S)  55.5229     7.5442   7.3597 1.843e-13 ***
TCD1 (S)         0.6626     0.3205   2.0674 0.0386965 *
CAF1 (S)        -0.5694     0.2762  -2.0615 0.0392554 *
CMR1 (S)         0.1323     0.0362   3.6547 0.0002575 ***
GNQ1 (S)         0.1434     0.1141   1.2568 0.2088261
GAB1 (S)        -0.1359     0.0801  -1.6966 0.0897723 .
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 14.67835
Multiple R-squared: 0.8856

Standardized Residuals:
      Min      Q1      Med      Q3      Max
-2.452812e+01 -7.940565e-01 -9.220636e-08  4.339035e-01  2.605370e+01

Regime 2
-----
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) (S)  -0.3988     2.9895  -0.1334 0.8938770
TCD1 (S)         0.0830     0.0396   2.0960 0.0360822 *
CAF1 (S)         0.2417     0.1752   1.3796 0.1677098
CMR1 (S)        -0.0760     0.0105  -7.2381 4.55e-13 ***
GNQ1 (S)        -0.0724     0.0197  -3.6751 0.0002378 ***
GAB1 (S)         0.0065     0.0463   0.1404 0.8883440
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 14.57472
Multiple R-squared: 0.7397

Standardized Residuals:
      Min      Q1      Med      Q3      Max
-30.23798412 -2.63032923 -0.06680044  8.45928481  25.10931145

Transition probabilities:
      Regime 1  Regime 2
Regime 1 0.90355377 0.03825529
Regime 2 0.09644623 0.96174471

```

## Modèle à changements de régimes markoviens

## Modèle 2: Gabon

## Modélisation

```

      AIC      BIC    logLik
412.4837 475.7858 -194.2419

Coefficients:

Regime 1
-----
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) (S) -21.1846    18.3744  -1.1529 0.2489514
GNQ1 (S)        -0.5101     0.1026  -4.9717 6.637e-07 ***
COG1 (S)        -4.2579     0.9578  -4.4455 8.769e-06 ***
TCD1 (S)         0.9673     0.2487   3.8894 0.0001005 ***
CAF1 (S)         3.0902     1.1129   2.7767 0.0054914 **
CMR1 (S)        -0.7099     0.1165  -6.0936 1.104e-09 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 41.67446
Multiple R-squared: 0.838

Standardized Residuals:
      Min      Q1      Med      Q3      Max
-61.5297679  -1.3604039  0.1162331  5.9698202  88.4206296

```

```

Regime 2
-----
                Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) (S) 23.2110    4.9407  4.6979 2.629e-06 ***
GNQ1(S)         0.0796    0.0409  1.9462 0.0516307 .
COG1(S)        -0.5185    0.1431 -3.6233 0.0002909 ***
TCD1(S)         0.5091    0.0996  5.1114 3.198e-07 ***
CAF1(S)         0.2041    0.2554  0.7991 0.4242324
CMR1(S)         0.0090    0.0171  0.5263 0.5986798
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 22.12232
Multiple R-squared: 0.6791

Standardized Residuals:
      Min       Q1       Med       Q3      Max
-4.386769e+01 -8.792940e+00 -4.282190e-07  9.136993e+00  4.207141e+01

Transition probabilities:
      Regime 1  Regime 2
Regime 1 0.7395793 0.1206623
Regime 2 0.2604207 0.8793377

```

Modèle à changements de régimes markoviens

Modèle 2: Guinée Equatoriale

```

                AIC      BIC    logLik
456.1046 519.4067 -216.0523

Coefficients:

Regime 1
-----
                Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) (S) -3.1956    9.7118 -0.3290 0.742156
COG1(S)         0.5522    0.2713  2.0354 0.041811 *
TCD1(S)         1.0366    0.1565  6.6236 3.506e-11 ***
CAF1(S)         0.6354    0.4890  1.2994 0.193807
CMR1(S)         0.0860    0.0330  2.6061 0.009158 **
GAB1(S)        -0.2219    0.1425 -1.5572 0.119423
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 43.64625
Multiple R-squared: 0.779

Standardized Residuals:
      Min       Q1       Med       Q3      Max
-9.367138e+01 -1.106097e+01 -2.666057e-06  2.325991e+01  5.950934e+01

Regime 2
-----
                Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) (S) 39.1933    23.0818  1.6980 0.0895078 .
COG1(S)        -3.2429    0.9249 -3.5062 0.0004546 ***
TCD1(S)        -1.5591    0.5755 -2.7091 0.0067466 **
CAF1(S)       -18.1064    3.4970 -5.1777 2.246e-07 ***
CMR1(S)         0.9461    0.3940  2.4013 0.0163369 *
GAB1(S)         0.3570    0.4305  0.8293 0.4069347
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 80.21138
Multiple R-squared: 0.8504

Standardized Residuals:
      Min       Q1       Med       Q3      Max
-1.587781e+02 -1.995016e+01 -1.545818e-11  3.104013e+00  1.544417e+02

Transition probabilities:
      Regime 1  Regime 2
Regime 1 0.95333828 0.1346296
Regime 2 0.04666172 0.8653704

```