



**Etude thématique 2021**

**ANALYSE DE LA RESILIENCE DES ECONOMIES DE LA CEMAC A  
TRAVERS LES DONNEES DESAGREGUES**



**-BEAC ET N°02/21-**

**Convergences sectorielles et synchronisation des cycles  
économiques dans la CEMAC**

**MVONDO Emile Thierry**

[mvondot@beac.int](mailto:mvondot@beac.int)

---

**BANQUE DES ETATS DE  
L'AFRIQUE CENTRALE**  
736, Avenue Monseigneur  
Vogt BP:1917 Yaoundé  
Cameroun  
Tel : (237) 222 234 030  
Fax : (237) 222 233 329  
Direction des Etudes, de la  
Recherche et des Statistiques  
27 janvier 2023

*Les opinions émises dans cet article sont  
propres à leur (s) auteur (s) et ne  
représentent pas nécessairement la position  
de la Banque des Etats de l'Afrique Centrale.*

---

*The opinions expressed in this paper are  
those of the author (s) and don't necessarily  
represent the views of the Central Bank of  
Central Africa States.*

## Sommaire

<b>Résumé non technique.....</b>	<b>2</b>
<b>Introduction.....</b>	<b>4</b>
<b>1. L'exigence de synchronisation des cycles économiques au cœur des critères définissant une Zone Monétaire Optimale.....</b>	<b>6</b>
1.1 Des critères traditionnels au critère endogènes pour plus de flexibilité .....	6
1.2 Les déterminants de la synchronisation des cycles économiques : l'apport de la Convergence des structures de production .....	8
1.3 Les évaluations empiriques de la relation entre la synchronisation des cycles économiques et ses déterminants.....	9
<b>2. Modélisation de la relation entre convergence des structures de production et synchronisation des cycles économiques dans la CEMAC.....</b>	<b>13</b>
2.1. Présentation des variables en relation.....	13
2.2 Le modèle et la méthode d'estimation.....	16
2.3. La portée des résultats .....	17
<b>Conclusion .....</b>	<b>21</b>
<b>Références bibliographiques.....</b>	<b>22</b>
<b>Annexes .....</b>	<b>24</b>



## Résumé non technique

Lorsque des pays se regroupent en union monétaire, c'est pour tirer tous les avantages possibles de cette union et, minimiser les coûts microéconomiques liés au « passager solitaire ». Parmi ceux-ci, figurent la liberté des mouvements de capitaux au sein de l'union et l'incertitude sur les taux de change qui sont des obstacles à l'intégration économique et l'amélioration du bien-être. Toutefois, les pays concernés se doivent d'être homogènes pour que les effets de la politique monétaire commune se ressentent de manière similaire. En effet, la divergence des performances qui en découlent conduit à des dynamiques toutes aussi divergentes des inflations pays ; limitant de ce fait le rôle de la politique monétaire quant à l'atteinte de son objectif interne. Cette atteinte assure une croissance soutenue et durable qui alimente in fine, le processus cumulatif de long terme qu'est le développement économique. Lorsqu'il y a divergence de performance, se pose la nécessité d'identifier et d'influer sur les facteurs à même de les harmoniser en union monétaire. C'est l'objet de ce travail.

Pour répondre à cette préoccupation, nous avons considéré que les activités des secteurs similaires des pays de la CEMAC s'intègrent à une vitesse suffisante et sous l'impulsion de certaines variables économiques ; ce qui harmonise leurs évolutions économiques dans l'ensemble. Ces variables qui ont été retenues suivant les travaux théoriques et empiriques sont : (i) le commerce extérieur ; (ii) un indicateur de convergence sectorielle réelle et ; (iii) un indicateur financier. Par la suite, elles ont permis d'expliquer la dynamique économique entre pairs de pays au sein d'une approche en données de panel avec changements de régimes. Cette approche a permis d'isoler l'évolution commune mais également, de maîtriser l'incidence éventuelle du facteur pair de pays sur cette dynamique. Toutefois, au vu de ses facteurs explicatifs, la convergence ne se fait pas de manière linéaire au sein d'un pays et, les dates de rupture de dynamique ne sauraient être identiques pour tous les secteurs dans tous les pays ; il y a assurément une date « médiane » pour tous ces pays que nous a permis de détecter l'approche à changements de régimes markovienne.

Les résultats obtenus ont montré que la relation entre la synchronisation des cycles et ses déterminants dans la CEMAC comporte deux régimes. Dans le premier régime où elle a plus de chance de demeurer lorsqu'elle s'y trouve (probabilité de 0.92), toutes les variables explicatives sont significatives. Le pouvoir explicatif du modèle dans ce régime se situe à 51%, ce qui peut être suffisant au vu de la normalisation qu'ont connu les variables. Dans le deuxième où la probabilité de demeurer est de 0.166, seule la convergence impacte (négativement en outre) la synchronisation des cycles et le pouvoir explicatif du modèle se situe à 38%. Corrélativement, la probabilité de partir du régime 2 vers le régime 1 est plus élevée (0.83) alors qu'à l'inverse, celle de partir du régime 1 vers le régime 2 est basse (0.079). Suivant ces résultats, se pose la nécessité pour les Autorités monétaires d'accélérer les mesures d'inclusion monétaire et financière dans la zone, ainsi que celles liées au commerce sous régional, pour optimiser les gains en termes de synchronisation des cycles et donc, la maîtrise de l'inflation par la politique monétaire commune.



## Résumé

Cet article s'intéresse à l'incidence des convergences sectorielles sur la synchronisation des cycles économiques dans la CEMAC. Une telle dynamique conduirait à des évolutions similaires des inflations pays et donc, octroierait un degré de liberté additionnel à la politique monétaire commune. Pour cela, un modèle de panel avec changements de régimes markovien a permis de mettre en relation la dynamique commune de la synchronisation par paires de pays avec ses potentiels déterminants que sont le commerce extérieur, un indicateur de convergence réelle dans le secteur tertiaire et un indicateur du secteur financier. Les résultats obtenus montrent que cette relation comporte deux régimes, avec une significativité de toutes les variables explicatives ci-dessus dans le premier et, uniquement l'indicateur de convergence dans le deuxième. Suivant cette conclusion, se pose la nécessité pour les Autorités monétaires d'accélérer les mesures d'inclusion financière pour optimiser les gains en termes de synchronisation liés à celles-ci.

## Mots clés

-----

Convergence sectorielle – Synchronisation des cycles – Panel markovien – Politique monétaire

## Abstract

This paper focus on sectoral convergences impact on synchronization of economic cycles in CEMAC. Such a dynamic would lead to similar developments in country inflation and therefore grant an additional degree of freedom to the common monetary policy. For this purpose, a Markov Switching panel model was use to relate the common dynamic of synchronization by pairs of countries with its potential determining factors, which are foreign trade, an indicator of real convergence in the tertiary sector and an indicator of the financial sector. The results obtained show that this relationship has two regimes, with significance of all the explanatory variables above in the first and only the real convergence indicator in the second. Following this conclusion, arises the need for monetary authorities to accelerate financial inclusion measures to optimize the gains in terms of synchronization associated with them.

## Key words

-----

Sectoral convergence - Synchronization of cycles – Markov Switching panel - Monetary policy



## Introduction

La mise en place de la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC) peut être inscrite dans la logique des critères endogènes d'une Zone Monétaire Optimale [Cooper (1977) ; Kindleberger (1986) ; Frankel et Rose (1998) puis Fontagné et Freudenberg (1999)]. Suivant cette logique, il est admis que des pays ne respectant pas les critères traditionnels tels que définis par Mundell (1961), Mc Kinnon (1963) et Kenen (1969) puissent constituer un bloc susceptible d'évoluer de manière endogène vers un espace monétaire optimal. L'idée ici est de réduire progressivement les hétérogénéités qui constituent avec les chocs exogènes et l'absence de crédibilité, les principales limites à l'efficacité de la politique monétaire en union monétaire [Menguy (2005) et Mazuy (2021)]. Pour ce qui est des hétérogénéités particulièrement, les cycles asynchrones qui en découlent conduisent à des dynamiques divergentes des inflations pays ; limitant de ce fait le rôle de la politique monétaire pour une croissance soutenue et durable qui devrait alimenter in fine, au travers des changements structurels non linéaires, le processus cumulatif de long terme qu'est le développement économique (Rougier et Piveteau, 2012).

Un facteur de la réduction des hétérogénéités ci-dessus est suivant Frankel et Rose (1998), le commerce extérieur. Son intensification induirait celle de la corrélation des cycles des pays, à condition que le canal de la demande entre les pays du bloc soit dominant. Cette conjecture est validée dans la CEMAC par Bikai et Afomongono (2017). Besso et Chameni (2016) soulignent toutefois que les pays de la Zone Franc et donc de la CEMAC sont très exposés aux chocs commerciaux, peu diversifiés et très hétérogènes : d'où la nécessité de stratégies visant à réduire leur dépendance aux recettes d'exportation, à accélérer leur processus de diversification et, à accroître les échanges intra-zone. Dans la même veine, Mbou Libiki (2015) note que sur les quinze indices de synchronisation qu'il calcule, neuf sont négatifs et les six autres, bien que positifs ont des valeurs très faibles. De même, en partant de la moyenne et de la dispersion des corrélations bilatérales des séries du taux de croissance du PIB d'une part et, d'autre part, des indices de concordance des cycles d'activité de Harding et Pagan, Keungne (2017) montre que la synchronisation des cycles s'est grandement affaiblie dans la CEMAC depuis 2007.

En rapport avec l'indécision ci-dessus, il y a lieu de noter sur un plan dynamique que, depuis la création de la CEMAC en 1994, peu d'avancées sont notables quant à une intégration réelle de ses économies. Ce constat milite pour de faibles effets du commerce extérieur et impose de rechercher d'autres facteurs à même d'impulser la convergence des cycles dans la zone. C'est une zone extravertie dont environ 80% des recettes d'exportation sont tributaires du pétrole (Zamaroczy, 2019). Du fait de sa dépendance au pétrole, ses structures économiques notamment du secteur tertiaire sont similaires et de ce fait, les pays échangent très peu entre-deux. Ces similitudes pourraient toutefois servir de tremplin à l'amélioration du degré de synchronisation des cycles économiques dans la zone [Imbs (2001) ; Kalemlı-Ozcan et al (2001) et Imbs (2004)]<sup>7</sup>, induisant des

---

<sup>7</sup> Ces similitudes font partie des cinq critères endogènes à vérifier ex post pour constater le passage d'une union monétaire à une zone monétaire optimale [Cooper (1977) ; Kindleberger (1986) puis Frankel et Rose (1998)] à savoir : (i) l'homogénéité des préférences ; (ii) la diversification des productions ; (iii) le



effets similaires de chocs spécifiques à l'industrie sur les fluctuations globales à travers les frontières nationales. Ainsi, l'exploitation du pétrole devrait induire un développement des services qui y sont rattachés, permettant de ce fait une meilleure synchronisation des cycles économiques à travers l'homogénéité relative des structures productives (Guerini et al, 2018). D'où la nécessité d'identifier et d'influer sur les facteurs à même d'induire un retour vers des cycles synchrones dans la CEMAC.

Sur cette question, Cadot et al (2016) partent d'une analyse sectorielle pour s'intéresser au développement de l'Afrique subsaharienne sans transformation structurelle à l'instar des pays développés. Le transfert de ressources du secteur primaire vers le secondaire puis vers le tertiaire semble avoir sauté le deuxième secteur dans cette zone<sup>8</sup>. Nonobstant soulignent-ils, l'éventualité de ce type de développement reste possible, en présence de progrès technique dans les services et en l'absence d'alternatives manufacturières crédibles. Une forte similarité indique en effet que la zone pourrait être perçue dans le futur comme un bloc productif unique, avec une forte spécialisation dans certains secteurs. A contrario, une faible similarité indiquerait que chaque pays a son propre profil de spécialisation ; ce qui pourrait avoir d'importantes conséquences pour la politique monétaire commune avec d'importants chocs asymétriques entre les pays.

Pour répondre à la préoccupation ci-dessus, nous avons fait le postulat que les activités des secteurs similaires des pays de la CEMAC s'intègrent à une vitesse suffisante et sous l'impulsion de certaines variables économiques ; ce qui induit une synchronisation de leurs cycles. Ces variables sont le commerce extérieur, un indicateur de convergence sectorielle réelle et un indicateur financier. Elles ont été retenues suivant les travaux théoriques et empiriques [Giannone et al (2009), Calderon et al (2007), puis Cerqueira et Martins, (2009)] puis, mises en relation avec la dynamique commune de la synchronisation entre pairs de pays au sein d'un modèle de panel avec changements de régimes. L'approche en panel a permis d'isoler la tendance commune mais également, de maîtriser l'incidence éventuelle du facteur pair de pays sur cette dynamique. Toutefois, au vu de ses facteurs explicatifs, la convergence ne se fait pas de manière linéaire au sein d'un pays et, les dates de rupture de dynamique ne sauraient être identiques pour tous les secteurs dans tous les pays ; il y a assurément une date « médiane » pour tous ces pays que nous a permis de détecter l'approche à changements de régimes markovienne.

Les résultats obtenus ont montré que la relation entre la synchronisation des cycles et ses déterminants dans la CEMAC comporte deux régimes. Dans le premier régime où elle a plus de chance de demeurer lorsqu'elle s'y trouve (probabilité de 0.92), toutes les variables explicatives sont significatives. Le pouvoir explicatif du modèle dans ce régime se situe à 51%, ce qui peut être suffisant au vu de la normalisation qu'ont connu les variables. Dans le deuxième où la probabilité de demeurer est de 0.166, seule la convergence impacte (négativement en outre) la synchronisation des cycles et le

---

sentiment d'appartenance à un ensemble commun ; (iv) la distance et la taille économique ; (v) ainsi qu'une langue commune. Ceux-ci se démarquent des critères ex ante définis par Mundell (1961) qui peuvent se résumer en : (i) l'importance des chocs symétriques ; (ii) l'efficacité des mécanismes d'ajustement et ; (iii) les caractéristiques structurelles des économies.

<sup>8</sup> Comme facteurs responsables, ils citent : (i) les incertitudes de l'environnement des affaires en présence de gouvernance publiques défaillantes ; (ii) une relative cherté de la main-d'œuvre par rapport à ses qualifications ; (iii) le manque d'infrastructures énergétiques et de transport et ; (iv) le dysfonctionnement des marchés du crédit.



pouvoir explicatif du modèle se situe à 38%. Corrélativement, la probabilité de partir du régime 2 vers le régime 1 est plus élevée (0.83) alors qu'à l'inverse, celle de partir du régime 1 vers le régime 2 est basse (0.079). Suivant ces résultats, se pose la nécessité pour les Autorités monétaires d'accélérer les mesures d'inclusion monétaire et financière dans la zone, ainsi que celles liées au commerce sous régional, pour optimiser les gains en termes de synchronisation des cycles et donc, la maîtrise de l'inflation par la politique monétaire commune. Ces résultats ainsi que la méthodologie adoptée sont présentés à la section 2, la section 1 quant à elle montre que l'exigence de synchronisation des cycles réels est au cœur des critères définissant une ZMO.

## **1. L'exigence de synchronisation des cycles économiques au cœur des critères définissant une Zone Monétaire Optimale**

### **1.1 Des critères traditionnels au critère endogènes pour plus de flexibilité**

La zone monétaire optimale est définie comme un espace géographique dans lequel il est bénéfique d'établir une monnaie unique. Les premiers développements sur ce concept datent des années 60 avec les travaux de Mundell (1961), Mc Kinnon (1963) et Kenen (1969). Suivant ces travaux ayant définis des critères dits traditionnels, une union monétaire n'est viable que si à la base, les pays ou la zone géographique concerné remplissent trois critères fondamentaux à savoir : (i) la mobilité des facteurs de production ; (ii) un degré d'ouverture des économies suffisant et ; (iii) une spécialisation et une diversification sectorielle. Sur cette base, une telle union est censée produire des avantages économiques tels que l'élimination des coûts de transaction mais, implique toutefois que les pays concernés renoncent à leur politique monétaire propre pour une approche commune. Cette condition est souvent considérée comme une limite importante parce que la politique monétaire est un instrument de régulation fondamentale, permettant d'influer sur le taux de change d'une monnaie et les devises étrangères et donc, d'éliminer les chocs asymétriques.

Une forte mobilité des facteurs de production au sein de l'union permet selon Mundell (1961), en cas de choc asymétrique, de contrebalancer l'absence de flexibilité du taux de change. A ce critère, s'ajoute celui de Mc Kinnon (1963) suivant lequel, un degré d'ouverture élevé permet de rééquilibrer toute modification du taux de change par une modification équivalente du prix des produits pouvant être importés ou exportés, et qui a donc tendance à se répercuter sur l'ensemble des prix. En d'autres termes et en considérant le ratio entre biens échangeables et non-échangeables, seuls les prix des premiers sont affectés par les niveaux d'importations ou d'exportations, tandis que les prix des biens non-échangeables dépendent de la monnaie domestique. Par conséquent suivant cet auteur, plus les pays sont ouverts sur l'extérieur, moins ils ont à perdre à adopter un système de change fixe. Le troisième critère a été proposé par Kenen (1969) et concerne le degré de diversification du tissu productif des pays qui envisagent de créer une zone de change fixe. Ainsi, des économies diversifiées peuvent se passer de l'instrument du taux de change et former une zone monétaire optimale : celle-là qui réduit l'exposition aux chocs spécifiques.



Sur la base de ce dernier critère, l'on devrait assister à une dilution des chocs d'autant plus rapide que l'économie est diversifiée. Par conséquent, il se créer une intégration économique des partenaires de l'union et donc, un recul du commerce inter-branche au profit du commerce intra branche. Ces trois critères peuvent être traduits suivant Sénégas (2010) en trois autres plus explicites à savoir : (i) l'importance des chocs symétriques ; (ii) l'efficacité des mécanismes d'ajustement et ; (iii) les caractéristiques structurelles des économies. L'on se retrouve ainsi au cœur de la problématique des cycles synchronisés au sein d'un espace monétaire ; ce qui permet à la politique monétaire de mieux adresser les questions inflationnistes voire de lisser la conjoncture. En effet, lorsque les chocs sont symétriques, la politique monétaire commune n'est pas contrainte par des tendances divergentes et, les mécanismes d'ajustement concernent de ce fait tous les pays de l'union.

Toutefois, la théorie de la zone monétaire optimale est un ensemble de critères ex ante que des pays désireux de se mettre ensemble vérifieraient difficilement. La question est alors de savoir si nonobstant cette non vérification des critères, ces pays ne pourraient pas se mettre ensemble. C'est sur la base de cette préoccupation qu'ont été définis les critères endogènes. Suivant la logique ayant gouverné la mise en place de ces critères, une union monétaire produit d'elle-même les conditions de son optimisation ; ce qui annule de facto l'écart entre la théorie et la réalité a priori et, permet son examen uniquement a posteriori. Il est admis ici que les critères traditionnels puissent évoluer dans le temps et sont par conséquent endogènes au fonctionnement de la zone monétaire et, appelés à être évalués ex post. Ces critères souvent qualifiés de secondaires sont : (i) l'homogénéité des préférences ; (ii) la diversification des productions ; (iii) le sentiment d'appartenance à un ensemble commun ; (iv) la distance et la taille économique puis ; (v) une langue commune.

L'homogénéité des préférences entrevoit l'union monétaire comme un bien collectif qui suppose pour fonctionner que les objectifs de politique économique des différents gouvernements convergent, notamment en matière d'inflation [Cooper (1977) et Kindleberger (1986)]. L'on retrouve ici le souci de synchronisation des cycles qui permet de ne pas avoir des écarts de production avec des signes différents et donc un degré de liberté moindre pour la politique monétaire. En somme, la divergence de préférences entre les pays membres pourrait conduire à un mécanisme de moins disant social, fiscal, réglementaire et écologique. Pour ce qui de l'intégration commerciale, Frankel et Rose (1998) soulignent que l'union monétaire favorise l'intégration commerciale entre les pays membres, donc leur ouverture, et réduit de ce fait le risque de chocs asymétriques. Fontagné et Freudenberg (1999) vont plus loin en montrant que l'intégration économique entraîne essentiellement une spécialisation intra branche, ce qui est un critère favorable à l'Union monétaire.

Sur le plan empirique, la synchronisation des cycle économique est difficilement assurée, il est par conséquent question de la rechercher, d'où l'examen de ses déterminants tels que le commerce extérieur, la diversification et la convergence des structures de production.



## 1.2 Les déterminants de la synchronisation des cycles économiques : l'apport de la Convergence des structures de production

De nombreux auteurs se sont intéressés aux déterminants de la synchronisation des cycles économiques. Les variables souvent suivies sont : (i) l'intensification des échanges commerciaux (Calderon, Chong et Stein, 2007) ; (ii) l'ouverture économique et financière (Cerqueira et Martins, 2009), les transferts des migrants (Barajas et al, 2012) et les similarités dans les structures de production (Cerqueira et Martins, 2009). Suivant les travaux empiriques, des pays exhibant un niveau de commerce bilatéral élevé ont également un niveau élevé de synchronisation de leur cycle réel [Frankel et Rose, 1998] ; Clark et Van Wincoop (2001) ; Baxter et Koupiratsas (2004) puis Imbs (2004, 2006)]. Cette dynamique est imputable selon Déés et Zorell (2011), à la mondialisation qui a conduit à des liens commerciaux plus étroits à travers le monde. Ainsi, les échanges de biens et services en pourcentage du PIB mondial ont augmenté de 15% au début des années 1980 à 25% avant le début de la crise des subprimes de 2007. Parallèlement, l'intégration financière s'est accrue. L'investissement étranger direct en particulier a augmenté à des taux supérieurs à ceux du commerce ou de la production (30% du PIB). En outre, l'ouverture commerciale et l'ouverture financière ont été fortement corrélée entre les pays industriels et les pays en développement. Alors que la mondialisation a accru l'interconnexion entre les pays, des différences structurelles entre les économies pourraient également avoir générés des différences dans les cycles économiques : d'où la nécessité de prendre en compte le degré de similitude dans les structures de production entre les pays.

Suivant cette logique, Imbs (2004, 2006) a montré que des pays avec des structures industriels similaires ont des cycles plus synchronisés. Le manque de robustesse de cette conclusion a toutefois été mis en évidence par Koupiratsas (2004) qui a trouvé l'hypothèse non robuste puis, Clark et Van Wincoop (2001) qui ont obtenu une relation non significative. Pour Cerqueira et Martins (2009), la non validation de cette conjecture par les travaux ci-dessus est imputable au fait que ceux-ci utilisent la corrélation croisée du PIB entre les pays pour un certain laps de temps et une moyenne dans le temps des autres variables. Par conséquent, les estimations sont transversales, ou tout au plus, en panel avec peu de profondeur temporelle, du fait qu'ils calculent la corrélation croisée de la période antérieure et les moyennes pour plusieurs sous-périodes. Cette agrégation de données minimise l'importance de la variabilité temporelle. De ce fait, Cerqueira et Martins (2009) aboutissent à sa validation sur données plus désagrégées et à partir d'un indice de synchronisation permettant d'utiliser des données de panel sans agrégation temporelle.

Deux approches sont utilisées dans la littérature pour obtenir un proxy de la convergence des structures. La première découle des travaux de Krugman (1991) et semble la plus utilisée, alors que la deuxième par ailleurs plus récente est l'œuvre de Guerini et al (2018). Le recours à l'indice de valeur absolue suggéré par Krugman (1991) a été fait en vue de tester la robustesse de l'estimation du coefficient de l'intensité commerciale à l'inclusion d'éventuelles variables omises ; d'où la construction d'un proxy des similitudes/différences dans les structures économiques des différentes économies. L'on suppose à cet effet que  $S_{k,i}$  et  $S_{k,j}$  représentent les parts de PIB pour l'industrie  $k$  dans les pays  $i$  et  $j$  ( $k=1, 2, \dots, N$  industries). Par conséquent, un indice



( $ASP_{i,j,\tau}$ ) des asymétries dans les structures ou la production ( $\tau$  est moyenne sur les périodes  $t$  de longueur  $T$ ) est calculé tel que :

$$ASP_{i,j,\tau} = \frac{1}{T} \sum_t \sum_{k=1}^N |S_{k,i} - S_{k,j}| \quad (1)$$

Plus la valeur de  $ASP_{i,j,\tau}$  est élevée, plus les différences de structures ou de production sont importantes (Calderon et al, 2007).

Guerini et al (2018) ont quant à eux recours à l'indice de similarité qui mesure le degré et la direction de spécialisation spécifique aux différents pays. Plus spécifiquement ils (i) déterminent l'avantage comparatif révélé de chaque pays dans la production de biens et services en calculant l'indice de Balassa (1965, 1988)<sup>9</sup>, à partir des données sur la valeur ajoutée totale par secteur ; (ii) calculent le même indice sur la production moyenne de chaque secteur dans la zone et ; (iii) mesurent le degré de similarité de chaque pays avec la spécialisation moyenne de la zone en calculant l'indice du cosinus compris entre 0 et 1. Une valeur élevée indique une forte similarité des spécialisations productive avec la moyenne des pays de la zone. Concrètement, l'avantage comparatif ou Revealed Comparative Advantage (RCA) est calculé comme suit :

$$RCA_{i,s} = \frac{(VA_{i,s} / \sum_s VA_{i,s})}{(\sum_i VA_{i,s} / \sum_i \sum_s VA_{i,s})} \quad (2)$$

Où les indices (i) et (s) représentent respectivement le pays et le secteur (désagrégation à deux chiffres). Le numérateur donne la part de chaque secteur dans le PIB du pays, et le dénominateur fourni cette part pour l'ensemble des pays étudiés. Si ce ratio est supérieur à l'unité, le pays est plutôt spécialisé dans le secteur (s) relativement aux autres pays.

### 1.3 Les évaluations empiriques de la relation entre la synchronisation des cycles économiques et ses déterminants

Les évaluations empiriques de la relation entre la synchronisation des cycles et ses déterminants ont été faites suivant deux approches : en quasi coupe instantanée (avec une faible dimension temporelle) et en panel. Suivant la première approche, la variable endogène est obtenue comme la corrélation croisée des indicateurs du cycle des pays pour un laps de temps et, les variables explicatives comme une moyenne sur le même intervalle de temps (Calderon et al, 2007). Suivant la deuxième approche, il est question de se départir de la limite liée à l'absence de profondeur temporelle constatée dans le premier cas (Cerqueira et Martins, 2009) ; le calcul de l'indice de synchronisation subi de ce fait une correction. Quelle que soit l'approche adoptée, les indicateurs du cycle sont inobservables et doivent de ce fait être extraits du PIB en y ôtant le PIB potentiel. A ce sujet, deux grandes familles d'approches ont été élaborées : les approches statistiques

<sup>9</sup> L'idée de déterminer les secteurs « forts » d'un pays en analysant les flux réels d'exportation a été lancée par Liesner (1958) puis, popularisée par Balassa (1965, 1989), elle est connue sous le nom d'indice de Balassa. Alternativement, comme les flux d'exportation réels « révèlent » les secteurs forts du pays, il est également connu sous le nom d'avantage comparatif révélé.



et les approches économiques. Des limites de ces deux familles, est née l'approche éclectique mise au point par Rennison (2003)<sup>10</sup>.

Les approches statistiques les plus utilisées se regroupent autour du Filtre HP et ses principaux développements dont le filtre HP multivarié de Laxton et Tetlow (1992). Ce filtre fait partie d'un ensemble d'instruments statistiques (les moyennes mobiles) permettant de mettre en évidence des régularités (tendances) dans l'évolution et la dynamique des agrégats macroéconomiques, avec pour avantage de conserver les tendances déterministes, de réduire au minimum la composante irrégulière et d'annuler les composantes périodiques lors de l'extraction de la tendance d'une série. Les approches économiques font recours à la fonction de production (utilisant de façon maximale tous les facteurs disponibles) ou à la modélisation VAR structurel. A cet effet, le modèle construit doit refléter les mécanismes économiques sous-jacents entre les déterminants et le niveau de production que l'on désire projeter. Ses paramètres peuvent s'obtenir par estimation économétrique ou par calibrage. Le recours à la modélisation Vectorielle Auto Régressive structurelle est basé sur la décomposition de Blanchard et Quah (1989) de la variance des innovations. Cette décomposition a la particularité d'imposer des restrictions issues de la théorie économique à long terme sur certains chocs. L'importance est la décomposition que l'on obtient de la variable d'intérêt en une composante permanente et une composante cyclique. Cette approche ne génère pas un PIB potentiel biaisé en fin d'échantillon, mais celui-ci peut s'avérer très volatile.

Dans les travaux portant sur la synchronisation des cycles, l'indicateur sous-jacent est obtenu de quatre manières et se fonde le plus souvent sur taux de croissance comme mesure du cycle<sup>11</sup>, sous l'hypothèse que le PIB comporte un trend stochastique et donc que la différence première de cette série est stationnaire :

- ✓ A partir des écarts absolus des taux de croissance, (Giannone et al, 2009) ;
- ✓ A partir de la moyenne des coefficients de corrélation du taux de croissance sur un intervalle de temps précis (Calderon et al, 2007), ou des coefficients variant chaque année (Cerqueira et Martins, 2009). Dans ce cas, il est obtenu tel que :

$$\rho_{i,j,t} = 1 - \frac{1}{2} \left( \frac{d_{j,t} - \bar{d}_j}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_1^T (d_{j,t} - \bar{d}_j)^2}} - \frac{d_{i,t} - \bar{d}_i}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_1^T (d_{i,t} - \bar{d}_i)^2}} \right)^2 \quad (3)$$

Dans ce contexte,  $\rho_{i,j}$  est la moyenne des  $\rho_{i,j,t}$ , avec  $d_{j,t}$  et  $d_{i,t}$  les taux de croissance réelles des pays j et i. suivant ces auteurs, cet indice en captant la variabilité temporelle, présente un avantage principal par rapport à l'indice de

<sup>10</sup> Elle est basée sur l'usage comme information conditionnelle dans un filtre HP multivarié du sentier d'équilibre obtenu d'un VAR structurel.

<sup>11</sup> En tout état de cause, la diversité des techniques de filtrage à laquelle l'on peut avoir recours traduit les nombreuses remises en cause dans ce domaine (Mvondo, 2018), d'où le recours généralement à plusieurs indicateurs par souci de robustesse.



corrélation calculé suivant l'approche de Calderon et al (2007) ; il distingue en effet les corrélations négatives dues à des épisodes au cours d'une seule année et, les comportements asynchrones en période de turbulence des comportements synchrones au cours de périodes stables. Les fenêtres dynamiques sont ainsi une approche alternative permettant de capter la variabilité temporelle. Cependant, l'indice de corrélation de Calderon et al (2007) présente certains avantages. Premièrement, il n'est pas nécessaire de définir une plage de fenêtres, deuxièmement, il n'y a pas de perte d'observations, troisièmement, il ne présente pas les « caractéristiques fantômes », car l'impact des principaux chocs ne se reflète pas dans  $n$  périodes consécutives, avec  $n$  étant la largeur des fenêtres. De plus, l'inconvénient majeur de l'utilisation de fenêtres superposées est que les variables résultantes sont fortement corrélées et, par conséquent, difficiles à manipuler dans l'analyse économétrique.

- ✓ A partir des résidus de la croissance, purgés des effets des chocs covariants et des moyennes spécifiques aux pays. Il s'agit en fait de régresser la croissance sur le temps en ressortant les effets fixes pays dans un modèle en panel et de récupérer les résidus (Morgan et al, 2004) ;
- ✓ A partir d'une régression à coefficients variant dans le temps suivant la technique des moindres carrés ordinaires Gaussiens locale. Le modèle utilisé par Aghion et Marinescu (2008) est présenté ci-dessous :

$$gro_{it} = a_{ij}gro_{jt} + b_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\text{Avec } \varepsilon_{it} \sim N \left[ 0, \frac{\sigma^2}{w_t(\tau)} \right] \text{ et } w_t(\tau) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{\left[ -\frac{(\tau-t)^2}{2\sigma^2} \right]} \quad (5)$$

Il s'agit alors d'estimer les coefficients  $a_{ij}$  en utilisant toutes les observations disponibles pour chaque pays ( $i$ ) et, d'effectuer une régression à chaque date ( $t$ ), où les observations sont pondérées par un gaussien centré à la date ( $t$ ).

- ✓ A partir d'une méthodologie permettant de caractériser la synchronisation des économies en termes de corrélations avec un facteur commun expliquant la plus grande partie de la variance de la production sectorielle des économies concernées, facteur destiné à capter le cycle économique de l'ensemble d'une zone (Guerini et al, 2019).

Suivant la Banque mondiale (2010)<sup>12</sup>, le commerce bilatéral peut être capté par l'indice d'intensité commerciale ou l'indice de complémentarité commerciale. L'indice d'intensité du commerce ( $T$ ) est utilisé pour déterminer si la valeur du commerce entre

<sup>12</sup> WITS is software developed by the World Bank, in close collaboration and consultation with the various International Organizations including, United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD), International Trade Center (ITC), United Nations Statistical Division (UNSD) and World Trade Organization (WTO). WITS gives access and allows users to retrieve information on trade and tariffs compiled by various international organizations.



deux pays est supérieure ou inférieure à ce à quoi on pourrait s'attendre sur la base de leur importance dans le commerce mondial. Il est défini comme la part des exportations d'un pays allant à un partenaire, divisée par la part des exportations mondiales allant au partenaire, soit :

$$T_{ij} = \frac{X_{ij}/X_{it}}{X_{wj}/X_{wt}} \quad (6)$$

Où  $X_{ij}$  et  $X_{wj}$  sont les valeurs des exportations du pays  $i$  et des exportations mondiales vers le pays  $j$  et où  $X_{it}$  et  $X_{wt}$  sont respectivement les exportations totales du pays  $i$  et les exportations mondiales totales. Un indice supérieur (inférieur) à l'unité indique un flux commercial bilatéral plus important (inférieur) que prévu, compte tenu de l'importance du pays partenaire dans le commerce mondial.

L'indice de complémentarité commerciale (TC) peut fournir des informations utiles sur les perspectives du commerce intra-régional dans la mesure où il montre à quel point les structures des importations et des exportations d'un pays correspondent. Il présente également l'attrait que ses valeurs pour les pays envisageant la formation d'un accord commercial régional peuvent être comparées à celles d'autres qui ont conclu ou tenté de conclure des accords similaires. Le TC entre les pays  $k$  et  $j$  est défini comme :

$$TC_{ij} = 100[1 - \text{sum}(|m_{ik} - x_{ij}|/2)] \quad (7)$$

Où  $x_{ij}$  est la part du bien  $i$  dans les exportations mondiales du pays  $j$  et  $m_{ik}$  est la part du bien  $i$  dans toutes les importations du pays  $k$ . L'indice est de zéro lorsqu'aucune marchandise n'est exportée par un pays ou importée par l'autre et de 100 lorsque les parts d'exportation et d'importation correspondent exactement.

Dans la pratique, deux approches proposées par Calderon et al (2007) puis Cerqueira et Martins (2009) sont utilisées pour évaluer l'intensité commerciale :

- Suivant Calderon et al (2007) en quasi coupes instantanées :

$$T_{i,j,\tau}^F = \ln\left(\frac{1}{T} \sum_t \frac{1+f_{i,j,t}}{F_{i,t}+F_{j,t}}\right) \quad (8) \quad \text{et} \quad T_{i,j,\tau}^Y = \ln\left(\frac{1}{T} \sum_t \frac{1+f_{i,j,t}}{Y_{i,t}+Y_{j,t}}\right) \quad (9)$$

Où  $T_{i,j,\tau}^F$  est un indicateur de l'intensité commerciale entre les pays  $i$  et  $j$  sur la période de temps  $\tau$ , de longueur  $T$ ,  $f_{i,j,t}$  est la valeur des flux commerciaux (exportations et importations) entre les pays  $i$  et  $j$ .  $F_{i,t}$  ou  $F_{j,t}$  le total des flux commerciaux du pays  $i$  respectivement  $j$ .  $Y_{i,t}$  ou  $Y_{j,t}$  représentent la valeur du PIB dans les pays  $i$  ou  $j$  respectivement.

- Suivant Cerqueira et Martins (2009) pour des analyses en panel :

$$T_{i,j,t} = \frac{\text{Exp}_{i,j,t} + \text{Imp}_{i,j,t}}{\text{GDP}_{i,t} \text{GDP}_{j,t}} * \frac{\text{GDP}_{w,t}}{2} \quad (10)$$



Où  $Exp_{i,j,t}$  représentent les exportation du pays  $i$  vers le pays  $j$  à la date  $t$ ,  $Imp_{i,j,t}$  les importations.  $GDP_{i,t}$  et  $GDP_{j,t}$  respectivement le PIB du pays  $i$  et du pays  $j$ .  $GDP_{w,t}$  est le PIB mondiale.

L'ouverture financière est mesurée par Cerqueira et Martins (2009) comme suit :

$$\text{Financial Openness}_{i,j,t} = \left( \frac{A_{i,t} + L_{i,t}}{GDP_{i,t}} + \frac{A_{j,t} + L_{j,t}}{GDP_{j,t}} \right) \quad (11)$$

Où  $A_{i,t}$  et  $L_{i,t}$  représentent les totaux des actifs et engagements du pays  $i$ , et  $GDP_{i,t}$  son PIB à la période  $t$ .

## 2. Modélisation de la relation entre convergence des structures de production et synchronisation des cycles économiques dans la CEMAC

Dans cette section, l'examen des variables en relation (3.1) devrait nous donner une première idée de la méthode d'estimation à retenir ici (3.2). A l'application de cette méthode, la portée des résultats sera examinée (3.3).

### 2.1. Présentation des variables en relation

La relation à établir concerne d'une par l'indicateur de synchronisation des cycles dans la CEMAC (SYNCHRO) et, d'autre part, l'intensité commerciale (CCE), la convergence dans le secteur tertiaire (CVRGCE), et les écarts d'approfondissement financier (APFIN). Toutes ces variables sont captées par paires de pays. La relation sous-jacente se présente ainsi qu'il suit :

$$\text{SYNCHRO} = \sqrt{\begin{pmatrix} + & + & + \\ \text{CCE} & \text{CVRGCE} & \text{APFIN} \end{pmatrix}} \quad (12)$$

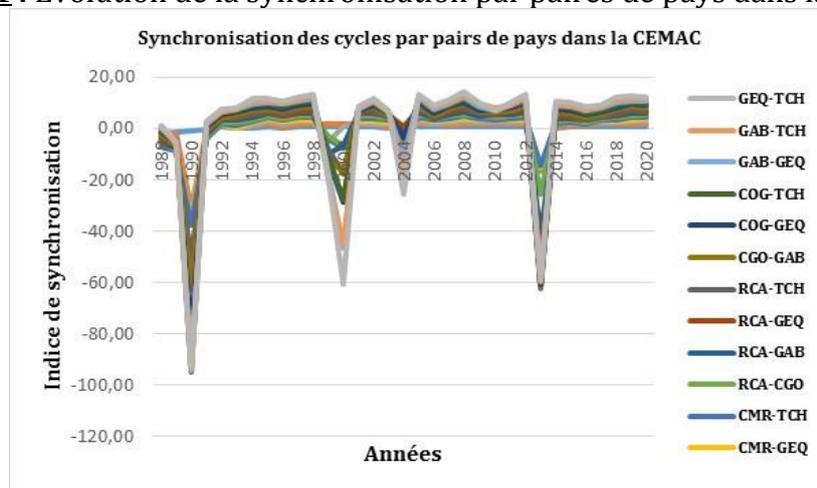
Les indicateurs des variables ci-dessus ont été construits à partir des PIB pays extraits du fichier de programmation monétaire de la BEAC, du PIB mondial extrait des World Economic Outlook, des matrices annuelles des exportations et importations entre pays de la CEMAC, extraits de la base des données de la base COMTRADE ainsi que l'approfondissement financier, mesurée comme le ratio crédit sur PIB, disponibles dans la base de données WDI de la Banque Mondiale. La période d'estimation a été retenue suffisamment longue pour permettre de capter les phénomènes structurels, elle va de 1987 à 2019. Les indicateurs construits par paires de pays sont présentés ci-dessous. Le commerce n'y figure pas parce qu'il a fait l'objet de beaucoup d'analyse dans et hors de la zone.

- ✓ **La variable endogène** : la synchronisation des cycles par paires de pays de la zone



Deux indicateurs sont retenus ici à savoir celui de Giannone et al (2009) et celui de Cerqueira et Martins (2009). Le focus sur ces indicateurs est lié à leur facilité d'implémentation, contrairement aux indicateurs de Morgan et al (2004) puis Aghion et Marinescu (2008). Il n'en demeure pas moins que la robustesse des résultats aux différentes approches du cycle, ainsi que de l'indicateur de synchronisation est à évaluer dans les développements ultérieurs. Ce faisant, l'évaluation empirique de l'indicateur de synchronisation suivant les deux approches retenues ci-dessus révèle une dynamique identique, avec toutefois une légère accentuation des pics et des creux pour l'indicateur proposé par Giannone et al (2009); une confrontation des résultats est prévue ultérieurement suivant les deux indicateurs. Ci-dessous, nous retenons l'indicateur de Giannone et al (2009) et présentons les dynamiques suivant ce dernier.

**Graphique n°1 : Evolution de la synchronisation par paires de pays dans la CEMAC**



Source : construit par l'auteur

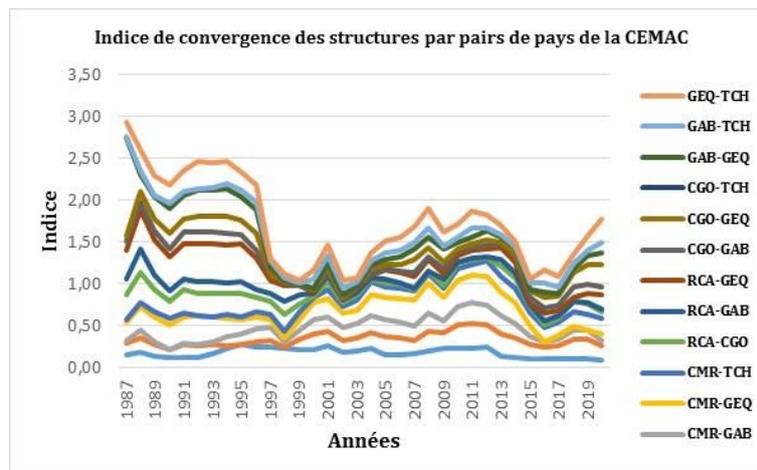
Suivant le graphique n°1 ci-dessus, la synchronisation par paires de pays a connu des dynamiques similaires, nonobstant une différence d'amplitudes. Ainsi, la synchronisation par paires de pays s'est notablement dégradée sur les périodes 1988-1992, 1999-2001, 2003-2005 et 2012-2015. L'on est ainsi amené à penser à deux régimes dans la dynamique de la synchronisation dans la zone et, surtout, à s'interroger sur les variables responsables ; la technique d'estimation devra en tenir compte.

✓ **La convergence dans le secteur tertiaire comme variable explicative**

L'indice retenu pour évaluer la convergence des structures productives est celui de Cerqueira et Martins (2009). Contrairement à celui de Calderon et al (2007) basé sur une moyenne sur plusieurs périodes, il a l'avantage d'être calculé à chaque période et donc, de se prêter à une analyse en panel. Son évolution par paires de pays est présentée ci-dessous.



**Graphique n°2** : Evolution de la convergence dans le secteur tertiaire par paires de pays de la CEMAC



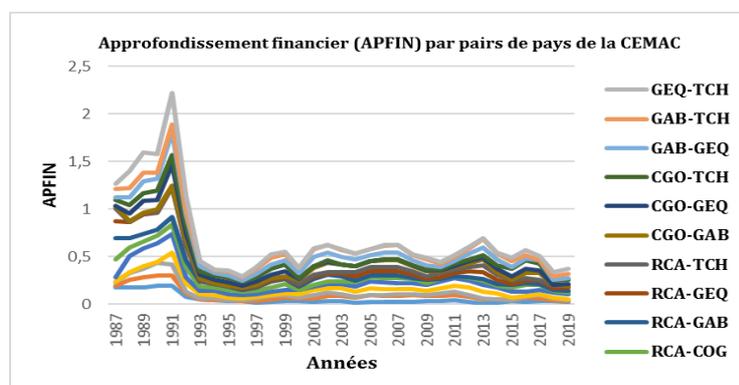
Source : construit par l'auteur

A l'instar de l'indicateur de synchronisation, les paires de pays de la CEMAC semblent exhiber la même dynamique en termes de convergence des structures, avec toutefois une divergence d'amplitudes.

✓ **L'indicateur des similitudes financières : l'écart d'approfondissement financier**

Les travaux sur la synchronisation des cycles ont souvent recours à l'ouverture financière comme variable explicative dans ce secteur. L'idée ici est que, plus les économies concernées sont ouvertes, plus l'épargne étrangère permet de financer l'investissement et donc la croissance. D'une part, la variable telle que calculée (quoique significative dans les modèles) ne permet pas de capter la convergence ou la divergence des degrés d'ouverture des deux pays et, d'autre part, l'insuffisance d'observations compatibles avec la profondeur temporelle retenue nous ont poussé à rechercher un autre indicateur. L'écart d'approfondissement financier a ainsi été retenu au vu de l'impact de la variable sur la croissance et donc, de la divergence du degré d'approfondissement entre paires de pays sur la synchronisation des cycles économiques. Son évolution par paires de pays est présentée ci-dessous.

**Graphique n°3** : Evolution de l'approfondissement financier par paires de pays de la CEMAC



Source : construit par l'auteur



Suivant le graphique n°3 ci-dessus, l'écart d'approfondissement financier a été important entre 1987 et 1992. Il a par ailleurs été plus tassé sur les périodes 1992-1997 et 2017-2019. La première période se limite à la première génération de la réforme monétaire qu'a connu la BEAC, avec la mise en œuvre de la programmation monétaire. La deuxième quant à elle renvoie à la réforme de la deuxième génération avec des réformes structurelles (Credit bureau, Centrale des risques, Centrale des incidents de paiements, ...) et opérationnelles (méthodes d'intervention, méthodes d'analyse, ...). Dans l'ensemble, l'on est amené à penser que les multiples réformes financières menées par la BEAC ont généré des réductions notoires dans les écarts d'approfondissement financier par paires de pays. Il devient alors logique de s'attendre à une incidence identique sur les performances des pays et une synchronisation de leurs cycles.

## 2.2 Le modèle et la méthode d'estimation

Le modèle s'intéresse aux déterminants de la dynamique commune entre les cycles économiques des paires de pays de la CEMAC. De ce fait, comme souligné ci-dessus, la tendance commune est captée par l'indicateur de synchronisation par paires de pays (SYNCHRO) et les déterminants retenus sont les indicateurs par paires de l'intensité commerciale de pays (CCE), de la convergence dans le secteur tertiaire (CVRGCE) et de l'approfondissement financier (APFIN). Toutefois, il est possible que ces paires de pays considérés aient des caractéristiques spécifiques susceptibles d'améliorer la compréhension que l'on a de la dynamique de cette tendance commune mais aussi d'altérer la qualité des résultats de l'estimation si elles ne sont pas prises en compte. Par conséquent, nous avons recours à un modèle en données de panel dont la forme générale est :

$$\text{SYNCHRO}_{it} = \alpha_{it} + \beta_{1it}\text{CCE}_{it} + \beta_{2it}\text{CVRGCE}_{it} + \beta_{3it}\text{APFIN}_{it} + \mu_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

Avec (i) une paire de pays spécifique, (t) l'indice de temps allant de 1987 à 2019,  $\alpha_{it}$  l'effet fixe,  $f_t$  le facteur commun inconnu et  $\varepsilon_{it}$  un terme aléatoire de moyenne nulle. En outre, la relation (13) ci-dessus s'avère non estimable, d'où les hypothèses qui sont généralement faites sur la structure des paramètres, le terme d'erreurs et l'exogénéité des régresseurs. Ces hypothèses conduisent à une taxinomie de modèles que nous nous attelons à comparer par des tests adéquats.

Enfin, l'examen des variables opéré ci-dessus nous a permis de confirmer que celles-ci comporteraient chacune au moins deux phases dans leur dynamique. La non prise en compte de ces phases peut également biaiser l'estimation et les recommandations de politique économique sous-jacentes. Ainsi, aux phase de synchronisation, s'oppose des phases de désynchronisation susceptibles d'être induites par une ou plusieurs des variables explicatives retenues. De ce fait et pour prendre en compte l'occurrence endogène de ces phases, nous faisons usage d'un modèle en données de panel avec changement de régime markovien. La relation (13) ci-dessus peut par conséquent s'écrire :

$$\text{SYNCHRO}_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it}^{\text{St}}\text{CCE}_{it} + \beta_{it}^{\text{St}}\text{CVRGCE}_{it} + \beta_{it}^{\text{St}}\text{APFIN}_{it} + \mu_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (14)$$



Suivant l'analyse de la dynamique des variables ci-dessus, le modèle aurait deux régimes, soit  $s \in \{1, 2\}$ . De ce fait, la dynamique  $s_t$  est modélisée par une chaîne de Markov d'ordre 1 et les probabilités de transition peuvent être consignées au sein d'une matrice carré d'ordre deux dont les éléments  $p_{ij}$  donnent la probabilité  $p(s_t = j | s_{t-1} = i)$ . Ce modèle est estimé par la méthode du Maximum de Vraisemblance sous le logiciel du R Core Team (2017), en combinant les packages fournis par Croissant et Milo (2008) pour les panel linéaire, Milo (2017) pour l'usage des estimateurs robustes en données de panel puis Sanchez-Espigarez et Lopez-Moreno (2021) pour la modélisation des changements de régimes sous R.

### 2.3. La portée des résultats

Nous commençons par nous interroger sur les propriétés statistiques des variables, particulièrement leur stationnarité, puis la technique d'estimation en panel à retenir ; ce qui nous conduit tours à tours à comparer la régression empilée à celle avec des paramètres de pente suivant les individus, ainsi que l'existence d'effets spécifiques voire la nuance entre le type d'effets. Cette identification de la meilleure technique d'estimation s'achève par l'examen de l'éventuelle correction à apporter pour rendre l'estimateur BLUE. En rapport avec la stationnarité des variables, la synthèse des tests effectués est présentée en annexe 2. Ces tests se distinguent selon que l'on considère que la racine unitaire est commune (Levin, Lin & Chu) ou alors qu'elle est particulière à chacun des 15 individus (Im, Pesaran & Shin puis ADF et PP). Quel que soit le type de test considéré, l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire est abandonnée pour l'hypothèse alternative. Cette conclusion aurait pu être déduite du traitement fait sur les séries brutes ayant consisté en leur différenciation ou en leur normalisation, sous l'hypothèse quelles comportaient un trend stochastique.

La statistique de Fisher nous permet par la suite de tester l'hypothèse suivant laquelle les coefficients de pente sont identiques pour tous les individus. Cette statistique est basée sur la comparaison du modèle estimé sur l'ensemble de l'échantillon et du modèle estimé par individu. Suivant le résultat obtenu ( $F = 1.1339$ ,  $df1 = 42$ ,  $df2 = 435$ ,  $p\text{-value} = 0.2672$ ), l'on ne saurait rejeter l'hypothèse nulle d'identité des coefficients de pente pour tous les individus. Fort de cette conclusion, nous nous interrogeons, conformément aux approches en panel, à l'existence d'effets spécifiques (individuels et/ou temporels). Les statistiques de Lagrange ( $\text{chibarsq} = 188.17$ ,  $df0 = 0.00$ ,  $df1 = 1.00$ ,  $df2 = 2.00$ ,  $w0 = 0.25$ ,  $w1 = 0.50$ ,  $w2 = 0.25$ ,  $p\text{-value} < 2.2e-16$ ) et de Wooldridge ( $z = -2.8839$ ,  $p\text{-value} = 0.003927$ ) évaluées à cet effet ont permis de conclure à l'existence d'effets spécifiques. Toutefois, le test de Hausman ( $\text{chisq} = 2.9573$ ,  $df = 3$ ,  $p\text{-value} = 0.3983$ ) n'a pas permis d'arbitrer entre les deux types d'effets, d'où le choix de l'estimateur à effets aléatoires qui est le meilleur estimateur efficient car, équivalent à celui utilisé en présence d'effets individuels lorsque le coefficient de pondération des écarts à la moyenne est égal à l'unité.

La procédure d'estimation s'est faite en deux étapes, d'abord par l'obtention des inputs à fournir à l'estimateur du maximum de vraisemblance sous-jacent aux changements de régimes suivant une technique des moindres carrés pondérés puis, par l'estimation du modèle sous les deux régimes. Les résultats sont présentés ci-dessous :



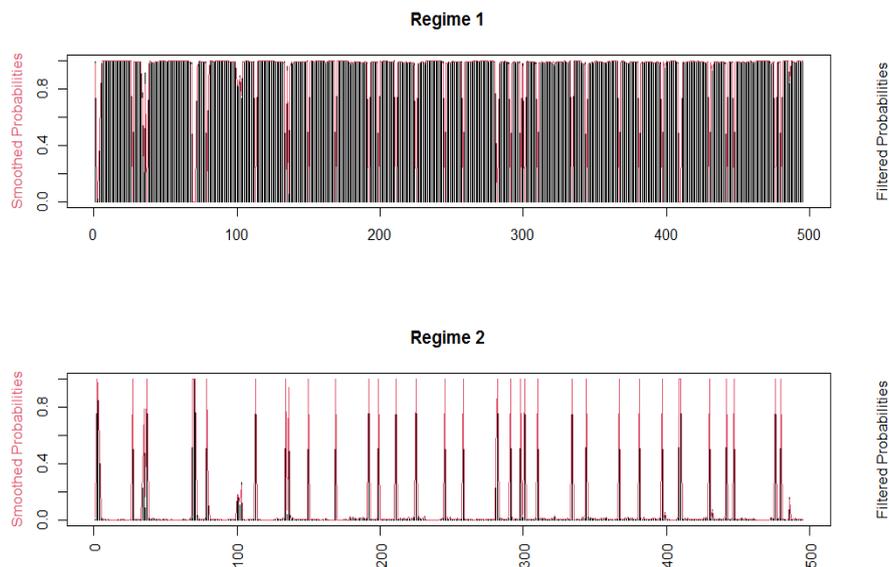
Tableau n° 1 : Informations générales sur le modèle

	AIC = 1286.421	BIC = 1348.876	logLik = 637.2107
	Probabilités de transition entre les régimes		
	Régime 1	Régime 2	
<b>Régime 1</b>	0.92086828	0.8339191	
<b>Régime 2</b>	0.07913172	0.1660809	

Source : l'auteur, à partir des sorties de R

Le tableau n°1 ci-dessus fournit deux types d'informations : le premier type est relatif aux critères d'information (Akaike et bayésien ainsi que la log-vraisemblance) et le deuxième type traite des probabilités de transition entre les deux régimes du modèle. Ces statistiques qui permettent de pénaliser le modèle en fonction du nombre de paramètres ajoutés afin de satisfaire le critère de parcimonie et donc de ne pas augmenter la vraisemblance du modèle du fait de l'ajout de paramètres ne seront pas utilisées ici parce que nous ne comparons pas diverses spécifications. Le deuxième type d'information quant à lui montre que le système a plus de chances de rester dans le premier régime (0.92) que dans le deuxième (0.166). Corrélativement, la probabilité de partir du régime 2 vers le régime 1 est plus élevée (0.83) alors qu'à l'inverse, celle de partir du régime 1 vers le régime 2 est basse (0.079). Les probabilités lissées et filtrées qui en découlent sont présentées ci-dessous.

Graphique n°4 : Probabilités lissées et filtrées suivant les régimes



Au vu de cet état des choses, il y a lieu de s'interroger sur le comportement du modèle dans ces deux régimes et, particulièrement, sur les variables responsables de cette dynamique.



Tableau n° 2 : Comportement du modèle dans le premier régime

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
<b>CCE(S)</b>	5.2662	1.1621	4.5316	5.854e-06 ***
<b>CVRGCE(S)</b>	2.5786	0.2540	10.1520	< 2.2e-16 ***
<b>APFIN(S)</b>	2.1853	0.6547	3.3379	0.0008441 ***
<b>Residual standard error: 0.5487052</b>			Multiple R-squared: 0.5119	
<b>Min</b>	Q1	Med	Q3	Max
<b>-1.51953200</b>	-0.04889492	0.25727350	0.52267293	0.94688085

Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Source : l'auteur, à partir des sorties de R

Dans le premier régime par ailleurs caractérisé par une forte probabilité d'y demeurer, toutes les variables sont significatives. Ce régime peut de ce fait être caractérisé de situation normale, avec une incidence avérée des variables structurelles que sont la convergence réelle et la convergence financière sur la synchronisation des cycles économiques dans la zone. Le pouvoir explicatif du modèle dans ce régime se situe à 51%, ce qui peut être suffisant au vu de la normalisation qu'ont connu les variables.

Tableau n° 3 : Comportement du modèle dans le deuxième régime

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
<b>CCE(S)</b>	2.6799	264.3431	0.0101	0.99194
<b>CVRGCE(S)</b>	-43.4599	21.5434	-2.0173	0.04366 *
<b>APFIN(S)</b>	17.7959	18.5847	-0.9576	0.33826
<b>Residual standard error: 7.758701</b>			Multiple R-squared: 0.3812	
<b>Min</b>	Q1	Med	Q3	Max
<b>-24.4430224</b>	0.3195570	0.4556928	0.5372235	9.3718632

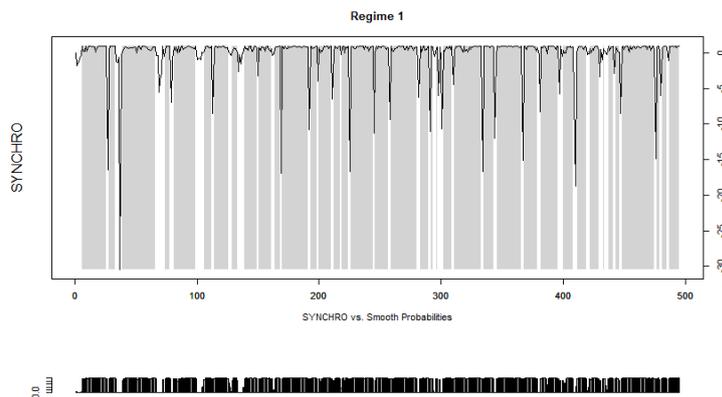
Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Source : l'auteur, à partir des sorties de R

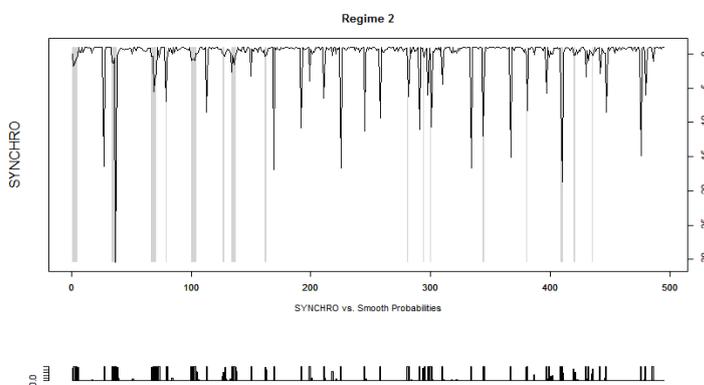
Dans le deuxième régime caractérisé par une faible probabilité d'y demeurer, seule la convergence impacte (négativement en outre) la synchronisation des cycles. Le pouvoir explicatif du modèle se situe à 38%, révélant par ailleurs l'importance qu'a la convergence réelle sur la variable endogène. Rapportée aux probabilités de lissées des régimes, il apparaît cette variable endogène les épouse bien comme l'illustre le graphique ci-dessous.



**Graphique n°5 : Variable endogène et probabilités lissées du premier régime**



**Graphique n°6 : Variable endogène et probabilités lissées du deuxième régime**



Les résultats ci-dessus montrent que les Etats, la Commission de la CEMAC et la Banque centrale devraient s’impliquer davantage dans la recherche de la synchronisation des cycles économiques de la zone. La convergence réelle qui est un des facteurs doit en effet être assurée par la Commission, sous le label des Etats. Il s’agit principalement de l’amélioration des conditions infrastructurales et juridiques propices à une intensification des échanges physiques mais également, des transactions financières. C’est à ce niveau qu’apparaît l’importance d’un des rôles assignés à la banque centrale, en rapport notamment avec les systèmes et moyens de paiements. Plus les paiements sont fluidifiés dans la zone pour accompagner les transactions physiques, plus les effets de débordement d’un choc d’un pays à l’autre se font sentir et donc, une synchronisation des cycles. Cette fluidité des transactions doit être couplée à une intensification de l’inclusion financière, en vue de permettre un développement du micro crédit et des transactions transfrontaliers par ceux qui ne disposent pas de comptes bancaires. Mieux encore, la poursuite de la connexion des opérateurs de téléphonie mobile en matière de transferts sur le plan sous régionale d’une part et, d’autre part, le raccordement de ceux-ci aux banques opérant dans la zone sont souhaités.

Un autre facteur prépondérant est la réduction des écarts d’approfondissement financier par pairs de pairs de pays. Moins ces écarts sont grands, plus la politique monétaire commune peut symétriquement toucher toutes les places bancaires qui par ailleurs présentent de ce fait les mêmes caractéristiques. Le secteur bancaire comptant



pour plus de 80% dans le secteur financier de la zone, la poursuite des réformes actuelles menées par la Banque centrale pourra intensifier les effets attendus. Ces réformes tournent autour de son dispositif d'intervention, du système d'information (centrale des risques, centrale des incidents de paiement, bureau de crédit, ...) et de la refonte du collatéral. Point n'est besoin de rappeler ici que l'approfondissement financier accroît le crédit et donc le financement de l'investissement et, fine la croissance et le développement.

### Conclusion

Ce papier avait pour objectif d'évaluer l'incidence de la convergence des structures réelles et financières sur la synchronisation des cycles économiques dans la CEMAC. Suivant une telle dynamique, la banque centrale fait face à des évolutions similaires des inflations pays et, acquiert plus d'autonomie dans la conduite de sa politique monétaire. Pour ce faire, des indicateurs des variables d'intérêt (synchronisation des cycles, commerce extérieur, convergence des structures productives et approfondissement financier) ont été construits conformément à la littérature théorique et empirique. Ces indicateurs ont été mis en relation dans un modèle de panel avec changement de régimes markovien pour identifier d'une part le comouvement commun et, d'autre part, déterminer de manière endogène les ruptures de dynamique. Suivant les résultats obtenus, la relation entre ces variables comporterait deux régimes, avec le premier qui est influencé par le commerce extérieur, la convergence des structures de production et l'approfondissement financier puis, le deuxième qui n'est sous l'influence que de l'approfondissement financier.

Les résultats ci-dessus montrent que la banque centrale peut améliorer l'efficacité de sa politique monétaire dans la zone dans deux directions. Une première concerne son rôle dans l'inclusion financière qui semble encore très faible et une deuxième, son dispositif d'intervention. De manière générale, en réduisant les écarts entre les systèmes financiers des pays, elle réduit également l'asymétrie des effets de sa politique monétaire. Parallèlement, la banque centrale peut aussi compte sur le rôle de la Commission de la CEMAC pour ce qui est de la convergence des structures réelles.



## Références bibliographiques

1. **Balassa, B. (1965):** « Trade Liberalization and Revealed Comparative Advantage », *The Manchester School of Economic and Social Studies*, 33, 99-123.
2. **Balassa, B. (1965):** « Trade liberalization and “revealed” comparative advantage », *The Manchester School of Economic and Social Studies* 33: 92–123.
3. **Balassa, B. (1989):** « Revealed” comparative advantage revisited’, in: B. Balassa (ed.), *Comparative Advantage, Trade Policy and Economic Development*, New York University Press, New York, pp. 63–79.
4. **Blanchard O. J. et D. Quah (1989):** « The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances », *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 79(4), pages 655-673, September.
5. **Cooper R. (1977):** « Worldwide versus regional integration The optimum size of the integrated area », *Economic integration, Worldwide, regional, sectoral*, Londres, F. Machlup, 1977
6. **Croissant Y., Millo G. (2008):** « Panel Data Econometrics in R: The plm Package », *Journal of Statistical Software*, 27(2), 1–43. doi:10.18637/jss.v027.i02.
7. **Dées S. et N. Zorell (2011):** « Business Cycle Synchronization: Disentangling Trade and Financial Linkage », *ECB Working Paper Series* N° 1322.
8. **Fontagné L. et M. Freudenberg (1999) :** « Marché unique et développement des échanges », *Economie et Statistique*, 326-327 pp. 31-52.
9. **Guerini M., M. Napoletano et L. Niesta (2018) :** « Convergence des structures productives et synchronisation des cycles de production industrielle de l’Union Européenne », *Revue de l’OFCE*, n° 158, pp 127-147.
10. **Kenen P. (1969):** « *The theory of optimum currency areas: an eclectic view* », dans R. Mundell, A. Swoboda, *Monetary Problems of the international economy*, Chigaco University Press.
11. **Kindleberger C. (1986):** « International public goods without international government », *The American Economic Review*.
12. **Krugman P. A. (1991):** *Geography and Trade*, *The MIT Press*.
13. **Laxton, D., et R. Tetlow (1992):** «A Simple Multivariate Filter for the Measurement of Potential Output», *Technical Report* No. 59, (Ottawa: Bank of Canada) (June).
14. **Liesner, H.H. (1958):** « The European common market and British industry’, *Economic Journal* 68: 302–16.
15. **Mattia Guerini & Duc Thi Luu & Mauro Napoletano, (2019) :** « [Synchronization Patterns in the European Union](#) », [GREDEG Working Papers](#) 2019-30, *Groupe de REcherche en Droit, Economie, Gestion (GREDEG CNRS)*, Université Côte d’Azur, France.
16. **McKinnon R. I. (1963):** « Optimum Currency Areas », *The American Economic Review*.
17. **Milo G. (2017):** « Robust Standard Error Estimators for Panel Models: A Unifying Approach», *Journal of Statistical Software*, 82(3), 1–27. doi:10.18637/jss.v082.i03.
18. **Mundell R. (1961):** « A theory of optimum currency areas », *American Economic Review*, vol. 51.

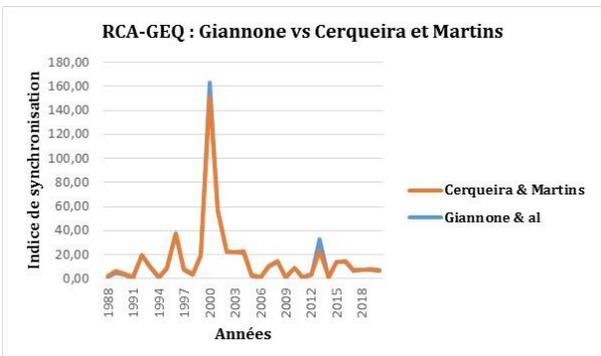
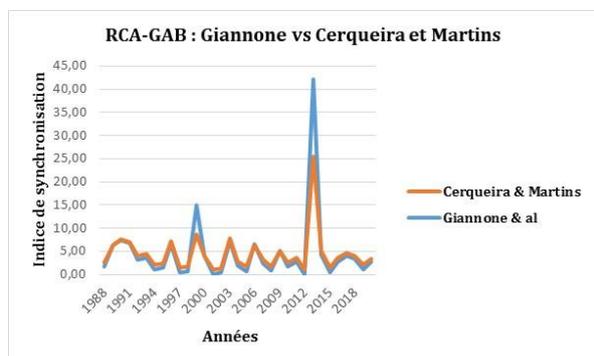
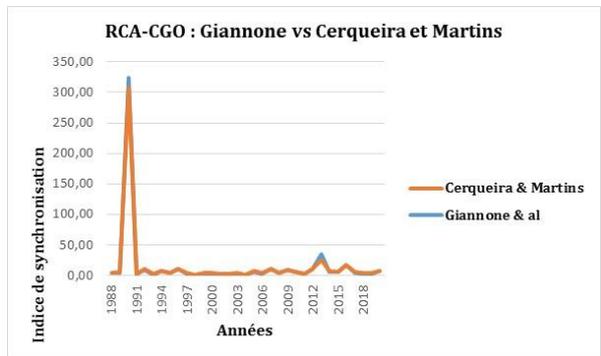
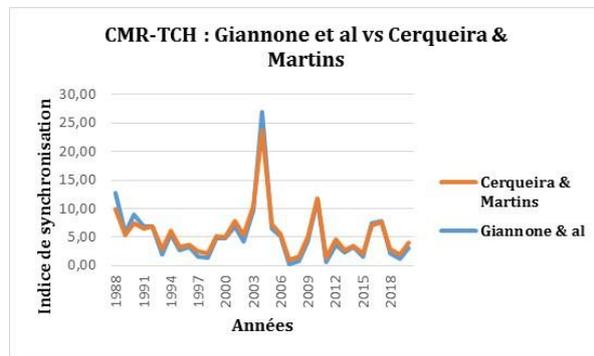
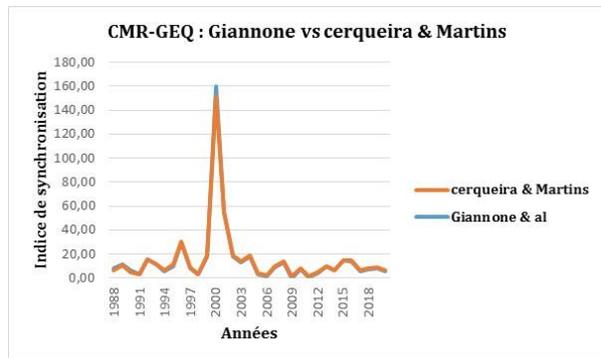
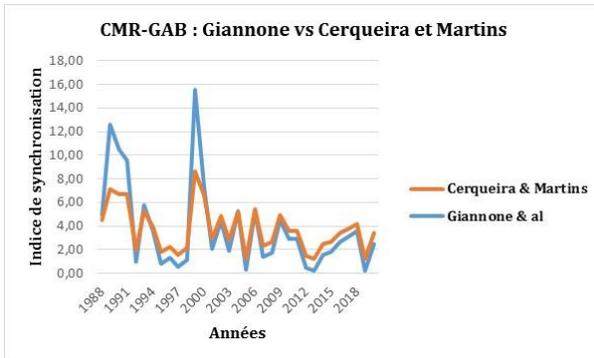
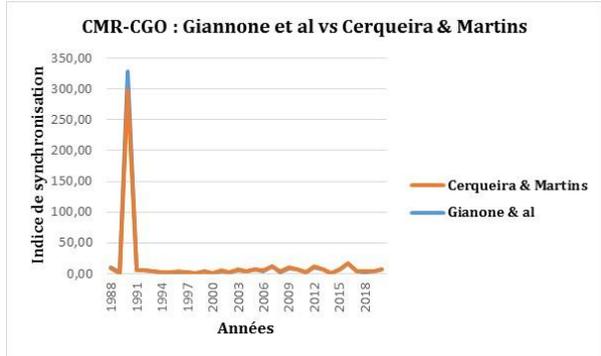
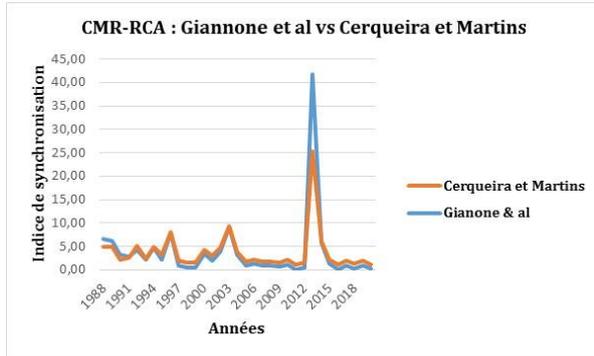


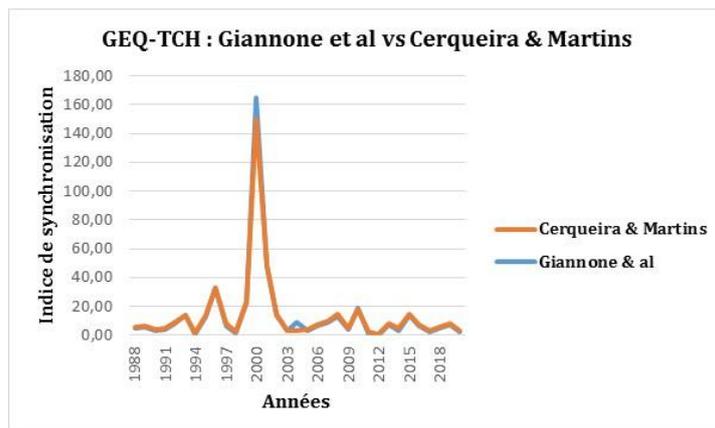
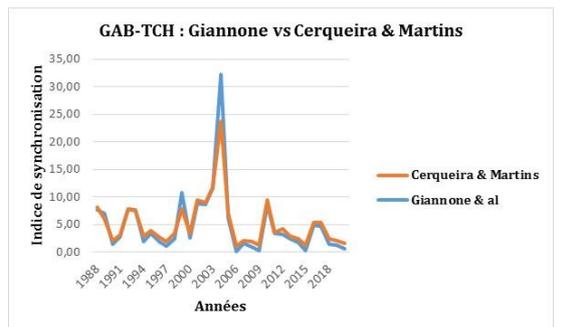
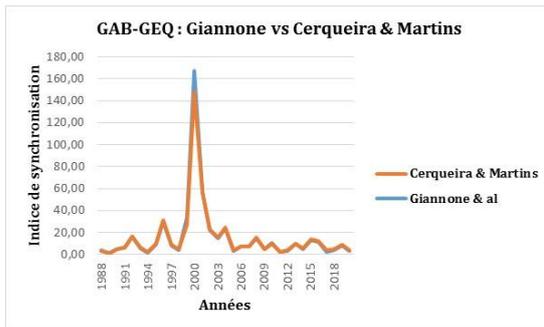
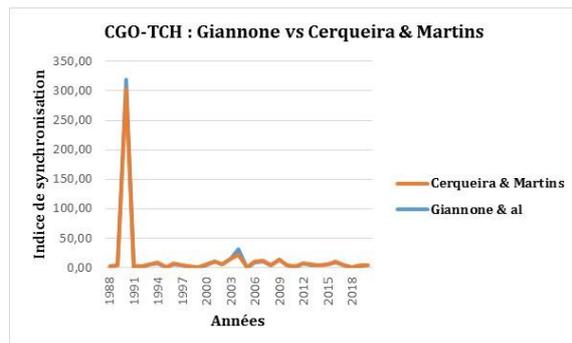
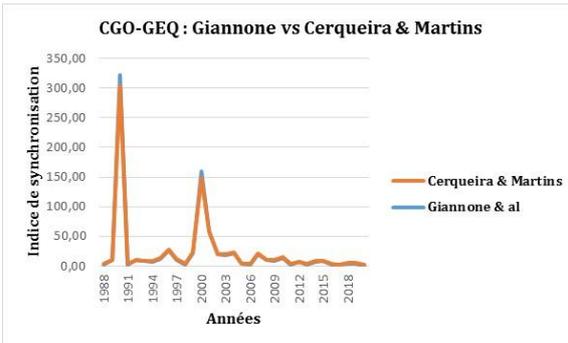
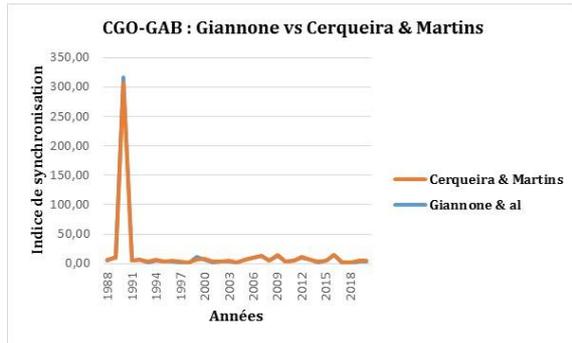
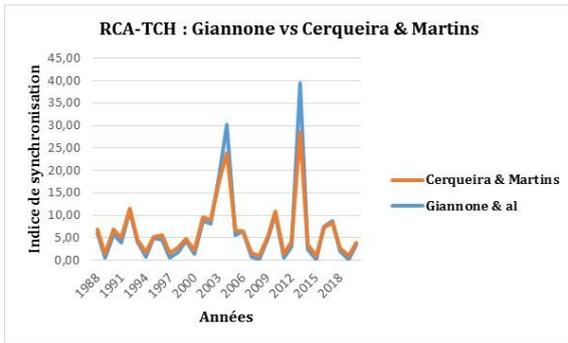
- 19. Mvondo E. T. (2018) :** « La relation entre l'écart de production et l'inflation à la lumière de deux indicateurs concurrents dans la CEMAC », BEAC Working Paper n° 10/18.
- 20. R development Core Team (2017):** « R: A Language and Environment for Statistical Computing », *R Foundation for Statistical Computing*, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org/>.
- 21. Rennison A. (2003):** « Comparing alternative output gap estimator: a monte carlo approach », Bank of Canada, Working Paper 2003-8
- 22. Sénag M. A. (2010) :** « La théorie des zones monétaires optimales au regard de l'euro », *Revue d'économie politique*, vol. 120, 2010



Annexes

Annexe 1 : Indice de synchronisation de Giannone et al (2009) vs Cerqueira et Martins (2009)





## Annexe 2 : Tests de racine unitaire sur les variables du modèle

Panel unit root test: Summary  
 Series: SYNCHRO  
 Date: 10/22/21 Time: 22:00  
 Sample: 1987 2019  
 Exogenous variables: Individual effects  
 User-specified lags: 1  
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel  
 Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
<u>Null: Unit root (assumes common unit root process)</u>				
Levin, Lin & Chu t*	-12.0404	0.0000	15	465
<u>Null: Unit root (assumes individual unit root process)</u>				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-10.1544	0.0000	15	465
ADF - Fisher Chi-square	156.758	0.0000	15	465
PP - Fisher Chi-square	282.772	0.0000	15	480

\*\* Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Panel unit root test: Summary  
 Series: CCE  
 Date: 10/22/21 Time: 22:01  
 Sample: 1987 2019  
 Exogenous variables: Individual effects  
 User-specified lags: 1  
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel  
 Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
<u>Null: Unit root (assumes common unit root process)</u>				
Levin, Lin & Chu t*	-3.26886	0.0005	14	434
<u>Null: Unit root (assumes individual unit root process)</u>				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-3.65244	0.0001	14	434
ADF - Fisher Chi-square	61.7194	0.0002	14	434
PP - Fisher Chi-square	79.7779	0.0000	14	448

\*\* Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Panel unit root test: Summary  
 Series: CVRGCE  
 Date: 10/22/21 Time: 20:47  
 Sample: 1987 2019  
 Exogenous variables: Individual effects  
 User-specified lags: 1  
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel  
 Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
<u>Null: Unit root (assumes common unit root process)</u>				
Levin, Lin & Chu t*	-2.40555	0.0081	15	465
<u>Null: Unit root (assumes individual unit root process)</u>				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-2.29972	0.0107	15	465
ADF - Fisher Chi-square	48.8925	0.0161	15	465
PP - Fisher Chi-square	46.6524	0.0269	15	480

\*\* Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

