

# Conditions Monétaires Et Croissance Économique En Zone Cemac

Wafo Deffo Alain Leberre<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Université de Douala

Received: 16 December 2018 Accepted: 1 January 2019 Published: 15 January 2019

---

## Abstract

The objective of this study is to track the monetary policy stance in CEMAC zone with GDP as target variable using a real size. The construction of reel monetary condition index use heterogeneous macropanel VAR approach with individual specification proposed par Fabio and al (2013). The inter-individual cointegration test confirm the long term relationship between GDP, real short run interest rate, real effective exchange rate and credit to economy making possible the combination of those instruments to forecast growth. But the result of intraindividual cointegration remains lukewarm compromising the possibility to combine the instruments above-mentioned in a single synthetic indicator for each country in CEMAC zone. The estimation of model parameters has been done through pooled mean group in Blackburn and Fran (2007) way. The construction of real ICM uses Canada Bank approach. One finds that real ICM is determined mainly by real effective exchange rate, then credit to economy and lastly the real short run interest rate. The construction of ICM must be included among the large range of indicators used by central bank to forecast growth in CEMAC zone.

---

*Index terms*— monetary policy, reel monetary condition index, heterogeneous macropanel, cointegration.

## 1 Conditions Monétaires Et Croissance Économique En Zone Cemac

Wafo Deffo Alain Leberre

Resume-L'objectif de cette étude est de retracer la trajectoire empruntée par la politique monétaires en zone CEMAC avec pour variable de référence le PIB sur la période 1990-2017, au moyen des grandeurs réelles. La construction de l'indice des conditions monétaires (ICM) réel est adossée à un modèle macro économétrique de type VAR en macropanel hétérogène à spécification individuelle inspiré des travaux de Fabio et al (2013). Le test de cointégration interindividuelle valide la relation d'équilibre de long terme entre le PIB, le taux d'intérêt réel de court terme, le taux de change effectif réel et le crédit à l'économie pour les pays de la zone CEMAC rendant ainsi possible la combinaison de ces instruments pour prévoir la croissance. Mais, les résultats de la cointégration intra individuelle restent mitigés compromettant la possibilité de combiner les instruments sus évoqués en un seul indicateur synthétique pour chaque pays de la CEMAC. L'estimation des paramètres du modèle s'est faite par le pooled mean group à la manière de Blackburn et Franc (2007). La construction de l'ICM réel utilise l'approche de la banque du Canada. On obtient que les conditions monétaires réelles en zone CEMAC sont déterminées en grande partie par le change effectif réel, puis le crédit à l'économie et en fin le taux d'intérêt réel de court terme. Il est possible de prévoir la croissance à partir d'un indice conditions monétaires réelles.

Mots-clés: politique monétaire, indice des conditions monétaires réelles, macropanel hétérogènes, cointegration. Abstract-The objective of this study is to track the monetary policy stance in CEMAC zone with GDP as target variable using a real size. The construction of reel monetary condition index use heterogeneous macropanel VAR approach with individual specification proposed par Fabio and al (2013). The inter-individual cointegration

43 test confirm the long term relationship between GDP, real short run interest rate, real effective exchange rate and  
44 credit to economy making possible the combination of those instruments to forecast growth. But the result of  
45 intraindividual cointegration remains lukewarm compromising the possibility to combine the instruments above-  
46 mentioned in a single synthetic indicator for each country in CEMAC zone. The estimation of model parameters  
47 has been done through pooled mean group in ??lackburn and Fran (2007) way. The construction of real ICM  
48 uses Canada Bank approach. One finds that real ICM is determined mainly by real effective exchange rate, then  
49 credit to economy and lastly the real short run interest rate. The construction of ICM must be included among  
50 the large range of indicators used by central bank to forecast growth in CEMAC zone.

## 2 Introduction

52 a Zone CEMAC a été en proie à la menace d'une crise de liquidité des banques de second rang qui à faillit de peu  
53 être à l'origine d'une crise systémique du fait d'une contraction des dépôts bancaires et d'un alourdissement de  
54 la dette intérieure des ETATS membres qui ont vu leur recette d'exportation chuter. Les prévisions de croissance  
55 ont plaidé en faveur d'une récession économique dans un contexte d'insécurité et de chute des cours des produits  
56 de base notamment le prix du baril du pétrole dont la contribution au PIB varie entre 25% et 85% selon les pays.  
57 Face à une telle situation, la Banque des États de l'Afrique Centrale a mené une stratégie de baisse anticipée du  
58 taux directeur et des réserves obligatoires pour prévenir un ralentissement de l'activité économique du à une crise  
59 de liquidité. Ceci renouvelle le débat sur la neutralité monétaire qui a laissé place aujourd'hui à la sensibilité  
60 permanente ou transitoire de la sphère réelle aux impulsions monétaires.

61 Cette démarche proactive oblige la Banque des États de l'Afrique Centrale à devoir maîtriser le rythme et  
62 l'incidence de ses actions sur l'activité économique; ce qui passe inéluctablement par une meilleure compréhension  
63 des mécanismes par lesquels les conditions monétaires 1 1 Ensemble des variables monétaires susceptibles  
64 d'influencer la demande globale et donc le niveau de l'activité économique. affectent l'activité économique. Notre  
65 contribution est de modéliser les canaux pertinents par lesquels les conditions monétaires ont affecté l'activité  
66 économique notamment la croissance du PIB réel afin de mieux orienter les efforts de la Banque des États de  
67 l'Afrique Centrale en matières de stratégie de politique monétaire, en mettant à leur disposition la hiérarchie des  
68 variables pertinentes par lesquelles les chocs sur les conditions monétaires se transmettent à la croissance du PIB.  
69 Nous utilisons un VAR bidimensionnel en macropanels hétérogène inspiré des travaux de Fabio et al (2013) avec  
70 les séries observées en grandeur réelle sur la période 1990 et 2017. Ce modèle est construit à partir des relations  
71 de long terme de la théorie économique et part du paradigme de l'école de la synthèse avec pour cadre analytique  
72 le schéma IS-LM. Nous présentons le cadre macroéconomique d'exercice de la politique monétaire de la BEAC,  
73 puis les investigations et la stratégie empirique avant de chuter par les principaux résultats et recommandations.  
74 La politique monétaire de la BEAC a régulièrement soutenu l'activité économique jusqu'à l'effondrement des  
75 cours des produits de base en 1985-1986. La zone enregistre alors une détérioration considérable de sa situation  
76 monétaire et l'ampleur de la crise est telle que la stratégie monétaire de la BEAC s'avère inopérante, obligeant  
77 les pays membres à initier des réformes.

## 3 II

79 En effet, dès 1991, la BEAC a entrepris des réformes consistant à abandonner les mécanismes rigides au  
80 profit d'une politique plus souple caractérisée par l'institution de la Programmation Monétaire avec pour  
81 objectifs la stabilité monétaire, le renforcement du dispositif de surveillance bancaire marquée par la création  
82 de la Commission Bancaire de l'Afrique Centrale (COBAC) et la promotion d'un système financier intégré  
83 concrétisée par la création du Marché Monétaire en juillet 1994. Dès lors, le nouveau dispositif de régulation  
84 monétaire consacre l'abandon des instruments de contrôle direct et sélectif du crédit (taux privilégiés, plafonds  
85 de refinancement...). D'un point de vue théorique, la nouvelle politique monétaire de la banque centrale semble  
86 inspirée par deux postulats de la théorie monétariste : la stabilité des prix, en vue de garantir une évolution  
87 durable de l'économie le long de son sentier de croissance, d'une part ; la définition de l'inflation comme un  
88 phénomène exclusivement monétaire, d'autre part. L'identification de l'ensemble des canaux pertinents de  
89 transmission de la politique monétaire au sein des pays de la CEMAC constitue un enjeu de politique économique  
90 dans la mesure où elle permet d'apprécier l'efficacité de cet instrument. Par ailleurs, cette question revêt un intérêt  
91 particulier compte tenu des réformes mises en oeuvre par la Banque des États de l'Afrique Centrale à partir de  
92 1991.

## 4 III.

## 5 Investigations Empiriques

95 Durant les années 1990, les travaux empiriques ont relevé l'insuffisance du taux d'intérêt comme instrument ou  
96 indicateur de politique monétaire en économie ouverte. En effet, en raison de l'effet de l'inflation importée et  
97 de l'effet de la compétitivité, une variation donnée du taux de change peut avoir, qualitativement, le même effet  
98 sur l'activité et l'inflation qu'une variation (généralement plus faible) du taux d'intérêt. Ainsi, l'appréhension  
99 scrupuleuse de l'orientation courante de la politique monétaire ou, plus généralement, l'évaluation des conditions  
100 monétaires exigerait la prise en compte conjointe de l'évolution du taux d'intérêt et du taux de change. C'est la

101 logique qui sous-tend la définition des Indicateurs de conjoncture à l'instar de l'indice des Conditions Monétaires  
102 (ICM), construits comme une combinaison pondérée de ces deux taux. Dembo (2012) a procédé à un réexamen  
103 du calcul de l'indice des conditions monétaires dans la zone UEMOA compte tenu des évolutions conceptuelles  
104 théorique et de l'évolution du marché monétaire de la zone. Il a opté pour le calcul d'un indice des conditions  
105 monétaire réel qui combine les évolutions du taux de change effectif réel et taux d'intérêt réel ; le taux d'intérêt  
106 interbancaire a été retenu comme le taux d'intérêt à court terme. Il obtient un ratio ICM à 1,125 qui est le  
107 poids relatif du taux d'intérêt par rapport au taux de change effectif. Ce ratio qui est inversement proportionnel  
108 au degré d'ouverture de l'économie est du même ordre de grandeur que celui obtenu dans les autres pays en  
109 développement et plus ouvert (entre 0.2 et 2) et inférieur à celui obtenu dans les pays développés et moins ouvert  
110 (entre 3 et 10). Guichard (2000) analyse les différents canaux d'action de la politique monétaire et leur efficacité  
111 dans le contexte particulier du Japon à la fin des années quatre-vingt et au début des années 2000. Le point de  
112 vue défendu est que la politique monétaire, quelles que soient les actions mises en oeuvre, ne peut plus grand chose  
113 pour la croissance japonaise. En effet, l'un des principaux canaux de transmission des stimulations monétaires à  
114 l'activité, le crédit bancaire, est toujours enrayé au début des années 2000. Les conséquences de près de dix ans de  
115 crise bancaire se font encore sentir très fortement. S'appuyant sur une analyse en panel, elle montre en particulier  
116 que les difficultés des banques les conduisent à rationner le crédit. La prise en compte du comportement des  
117 banques en matière d'offre de crédit apparaît alors nécessaire pour évaluer l'évolution des conditions monétaires  
118 japonaises. L'étude rappelle d'abord l'évolution des taux d'intérêt réels et du taux de change durant la crise  
119 japonaise et en particulier de 1998 à 2000. Elle détaille également les actions suggérées à la banque centrale  
120 pour enrayer leur hausse. Puis elle montre que la crise bancaire reste, via des mécanismes de capital crunch,  
121 l'explication première de l'inefficacité de la politique monétaire observée sur cette période. Elle propose en outre  
122 un nouvel indice des conditions de financement de l'économie prenant en compte explicitement le comportement  
123 des banques. Il s'agit exactement d'un indice des conditions bancaires et monétaire qui incorpore le rationnement  
124 du crédit représentant un canal pertinent de transmission monétaire.

125 P. Frochen (1996) Pei-Tha Gan et al (2008) cherchent à estimer le model optimal de la politique monétaire  
126 en fondant leur analyse sur le concept de l'indice des conditions monétaires pour relever le rôle important de la  
127 parité du taux d'intérêt en Malaisie. Ils estiment l'influence du taux d'intérêt et du taux de change sur l'output  
128 gap et leur poids qui en découle leur permet d'estimer l'indice des conditions monétaires optimal. Les résultats  
129 empiriques donnent un indice des conditions monétaires de 1.6 :1 pouvant être utilisé comme cible opérationnelle  
130 de la politique monétaire.

131 Bayangos. V (2000) construit un indice réel des conditions monétaires qui fournit une meilleure compréhension  
132 des canaux de transmission monétaires et un cadre d'implémentation de la politique monétaire aux Philippines.  
133 Son objectif est de capter l'impact des chocs de change et de taux d'intérêt sur la structure de l'économie afin  
134 d'évaluer la position de la politique monétaire. L'indice des conditions monétaires obtenu constitue une mesure  
135 digeste des conditions monétaires domestiques dans une économie de plus en plus libéralisée. L'estimation des  
136 poids des différentes composantes est adossée à une équation économétrique construit dans le cadre standard  
137 d'un modèle macroéconomique keynésienne en économie ouverte et utilise les séries temporelles. Il trouve un  
138 ratio ICM égale à 1 :1/9 soit 0.11 pour les Philippines. Ce résultat contredit la plupart des résultats qui trouvent  
139 le taux d'intérêt comme ayant une plus forte contribution aux activités économiques que le taux de change. Le  
140 taux de change réel dans le contexte des philippines devient un canal pertinent de transmission monétaire du fait  
141 du rôle qu'il joue en matière d'attraction des investissements directs à l'étranger dans un contexte de libéralisation  
142 progressive.

143 M. Petrovska et L. Georgievska (2014) construisent un indice alternatif de la position de la politique monétaire  
144 en Macédoine, en combinant différents instruments de la politique monétaire. Ils utilisent l'approche introduite  
145 par Bernanke et Mihov (1995, 1998) pour isoler les chocs de politique monétaire parmi tous les autres chocs  
146 de l'ensemble de la politique économique afin de voir leur impact sur la croissance réelle. Les estimations des  
147 paramètres se font au moyen d'un modèle SVAR sur les données mensuelles, dont le résidu qui capte la fonction  
148 de réaction de la banque centrale représente la vraie innovation en matière de politique monétaire. Bien plus  
149 ils mesurent le degré d'interdépendance entre les différents instruments de la politique monétaire contenu dans le  
150 résidu en développant un modèle structurel qui permet d'isoler la position non anticipée de la politique monétaire.  
151 Ils font le constat que la politique monétaire a été accommodante avant la crise en Macédoine; ce qui s'est traduit  
152 par une forte mobilisation de ses instruments, mais l'après crise a connu un durcissement de la politique monétaire.  
153 Ils concluent que l'indice des conditions monétaires obtenu est utile à la conduite de la politique monétaire et  
154 constitue un cadre analytique des impulsions monétaires sur l'économie. Ils pensent que la politique monétaire  
155 a joué un rôle stabilisateur pendant la période de surchauffe conjoncturelle en Macédoine.

156 Battini et Thurmbull (2000) IV.

## 157 6 Strategies Empiriques a) Modèle et source des données i. 158 Modèle théorique

159 Le modèle théorique est conçu dans le paradigme de l'école de la synthèse et consiste à estimer une courbe de la  
160 demande agrégée à partir du schéma IS-LM. Ce schéma est d'ailleurs une interprétation de la théorie keynésienne

## 7 PRESENTATION DES RESULTATS A) DIAGNOSTIC DES PROPRIÉTÉS STATISTIQUES DES VARIABLES

161 par Hicks (1937) puis par Hansen. On a donc la relation suivante :  $y_t = \alpha + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \beta_3 y_{t-3} + \beta_4 y_{t-4} + \beta_5 y_{t-5} + \beta_6 y_{t-6} + \beta_7 y_{t-7} + \beta_8 y_{t-8} + \beta_9 y_{t-9} + \beta_{10} y_{t-10} + \beta_{11} y_{t-11} + \beta_{12} y_{t-12} + \beta_{13} y_{t-13} + \beta_{14} y_{t-14} + \beta_{15} y_{t-15} + \beta_{16} y_{t-16} + \beta_{17} y_{t-17} + \beta_{18} y_{t-18} + \beta_{19} y_{t-19} + \beta_{20} y_{t-20} + \beta_{21} y_{t-21} + \beta_{22} y_{t-22} + \beta_{23} y_{t-23} + \beta_{24} y_{t-24} + \beta_{25} y_{t-25} + \beta_{26} y_{t-26} + \beta_{27} y_{t-27} + \beta_{28} y_{t-28} + \beta_{29} y_{t-29} + \beta_{30} y_{t-30} + \beta_{31} y_{t-31} + \beta_{32} y_{t-32} + \beta_{33} y_{t-33} + \beta_{34} y_{t-34} + \beta_{35} y_{t-35} + \beta_{36} y_{t-36} + \beta_{37} y_{t-37} + \beta_{38} y_{t-38} + \beta_{39} y_{t-39} + \beta_{40} y_{t-40} + \beta_{41} y_{t-41} + \beta_{42} y_{t-42} + \beta_{43} y_{t-43} + \beta_{44} y_{t-44} + \beta_{45} y_{t-45} + \beta_{46} y_{t-46} + \beta_{47} y_{t-47} + \beta_{48} y_{t-48} + \beta_{49} y_{t-49} + \beta_{50} y_{t-50} + \beta_{51} y_{t-51} + \beta_{52} y_{t-52} + \beta_{53} y_{t-53} + \beta_{54} y_{t-54} + \beta_{55} y_{t-55} + \beta_{56} y_{t-56} + \beta_{57} y_{t-57} + \beta_{58} y_{t-58} + \beta_{59} y_{t-59} + \beta_{60} y_{t-60} + \beta_{61} y_{t-61} + \beta_{62} y_{t-62} + \beta_{63} y_{t-63} + \beta_{64} y_{t-64} + \beta_{65} y_{t-65} + \beta_{66} y_{t-66} + \beta_{67} y_{t-67} + \beta_{68} y_{t-68} + \beta_{69} y_{t-69} + \beta_{70} y_{t-70} + \beta_{71} y_{t-71} + \beta_{72} y_{t-72} + \beta_{73} y_{t-73} + \beta_{74} y_{t-74} + \beta_{75} y_{t-75} + \beta_{76} y_{t-76} + \beta_{77} y_{t-77} + \beta_{78} y_{t-78} + \beta_{79} y_{t-79} + \beta_{80} y_{t-80} + \beta_{81} y_{t-81} + \beta_{82} y_{t-82} + \beta_{83} y_{t-83} + \beta_{84} y_{t-84} + \beta_{85} y_{t-85} + \beta_{86} y_{t-86} + \beta_{87} y_{t-87} + \beta_{88} y_{t-88} + \beta_{89} y_{t-89} + \beta_{90} y_{t-90} + \beta_{91} y_{t-91} + \beta_{92} y_{t-92} + \beta_{93} y_{t-93} + \beta_{94} y_{t-94} + \beta_{95} y_{t-95} + \beta_{96} y_{t-96} + \beta_{97} y_{t-97} + \beta_{98} y_{t-98} + \beta_{99} y_{t-99} + \beta_{100} y_{t-100} + \epsilon_t$

162 + = ? 3 2 1 0 0 ; 0 ; 3 2 1 ? ? h h h (1)  
163 Où  $y_t$  est le PIB réel du pays  $i$  à la date  $t$  calculé en faisant le ratio entre le PIB nominal au prix courant et  
164 l'indice des prix à la consommation ;  $i_t$  est le taux d'intérêt réel de court terme du pays  $i$  à la date  $t$  ;  $e_t$  est  
165 le taux d'intérêt effectif réel du pays  $i$  à la date  $t$  ;  $crd_t$  est le crédit octroyé par le secteur financier du pays  $i$  à  
166 la date  $t$ .  $it$  ? capte les autres facteurs qui influencent la demande globale du pays  $i$  à la date  $t$ .

167 Toutes les variables sont exprimées sous forme logarithmique en l'exception du taux d'intérêt effectif réel. En  
168 sus toutes ces variables sont des grandeurs réelles.  $T$  est l'indice temporel et 0 la période de base,  $3 2 1 1 h h h h$   
169 + + = ? ; 3 2 1 2 h h h h + + = ? ; h h h h + + = ?

170 Le taux d'intérêt réel de court terme apparait dans l'indice en point de pourcentage tandis que le taux de  
171 change effectif réel apparait dans l'indice avec pour valeur 100 pour l'année de base. L'ICM est calculé avec des  
172 données annuelles sur la période 1990 jusqu'à 2017. La détermination de l'année de base doit tenir compte d'un  
173 minimum de neutralité. Une augmentation de L'ICM traduit un durcissement des conditions monétaires et dont  
174 une politique monétaire restrictive, tandis que une baisse de l'ICM signifie un assouplissement des conditions  
175 monétaires c'est-à-dire une politique monétaire accommodante. L'augmentation de l'ICM peut être due à une  
176 augmentation du taux d'intérêt domestique réel de court terme qui induit un accroissement des flux de capitaux  
177 entrants et par conséquent une appréciation du taux de changes effectif réel domestique. L'appréciation du taux  
178 de change effectif réel altère la compétitivité et crée un déficit dans les comptes courants qui, à son tour, réduit  
179 l'entrée des devises et dont la liquidité bancaire sapant ainsi la capacité d'offre de crédit des établissements  
180 bancaires. Toute chose qui exerce un effet dépressif sur la demande globale et vice versa.

181 ii. Modèle empirique L'analyse des messages des évaluations empiriques emprunte un modèle VAR  
182 bidimensionnel en macropanels hétérogène à spécification individuelle, empiré des travaux de Fabio et al (2013)  
183 qui se présente de la manière suivante :  $V.it\ it\ i\ i\ it\ Z\ l\ A\ t\ A\ Z\ ?\ +\ +\ =\ ?\ 1\ 0\ )\ ( )\ ((3$

## 184 7 Presentation des Resultats a) Diagnostic des propriétés statis- 185 tiques des variables

186 A l'observation des paramètres de dispersion (annexe 1a), il apparait que le coefficient de variation des séries du  
187 Produit Intérieur Brut est de  $0.057 < 0.15$  ; ce qui signifie que la distribution est concentrées pour les six pays  
188 entre 1990 et 2017. Il en est de même pour les séries de changes effectifs réels qui ont pour coefficient de variation  
189 de  $0.04 < 0.15$ . Par contre les observations sur le taux d'intérêt réel de court terme sont plutôt dispersées  
190 ( $CV=0.83>0.15$ ). On peut en dire autant pour la distribution des crédits à l'économie dont le coefficient de  
191 variation est de  $0.95>0.15$ .

192 La structure de corrélation entre les variables (annexe 1b) nous apprend qu'il n'y a pas de risque de  
193 multicollinéarité; puisqu'aucun coefficient de corrélation n'est supérieur à 0.5.

194 Le nombre de retard optimal est d'un an pour tous les critères d'information (AIC, HQ, FPE, SBIC) puis qu'il  
195 obtient le score le plus élevé (annexe 2).

196 Le pool ability test (annexe 3) montre que les effets fixes ne sont pas significatifs au seuil de 5% ( $Prob >$   
197  $F = 0.0971$ ) ; ce qui signifie qu'il s'agit d'un panel hétérogène. Les séries considérées dans l'analyse sont donc  
198 influencées par des spécificités individuelles propres à chaque pays de la CEMAC au moins à court terme.

199 Le test de dépendance transversale (annexe 4) montre que sous l'hypothèse nulle d'indépendance individuelle,  
200 les pays de la CEMAC sont interdépendants pour toutes les séries considérées au seuil de 5% ; ce qui suppose le  
201 rejet de l'hypothèse nulle. Autrement dit, du fait des critères de surveillance multilatérale et l'harmonisation des  
202 politiques monétaires, les politiques de taux d'intérêt ; de taux de change et de crédit s'influencent mutuellement  
203 pour tous les pays de la CEMAC en dépit de leurs spécificités structurelles.

204 Le caractère hétérogène du panel et l'interdépendance transversale permet de conclure qu'on ne peut pas  
205 utiliser un même modèle pour tester la présence d'une racine autoregressive pour tous les individus du panel. On  
206 utilise donc un test de deuxième génération pour stationariser les variables notamment celui de Pesaran (2007)  
207 qui exclu la possibilité de rupture structurelle. Les résultats sont présentés en annexe 4. La statistique appelée  
208 CIPS pour Cross-Sectionally Augmented IPS est la moyenne des statistiques individuelles. On précise ici que  
209  $T=27$  comprise entre 20 et 30 et la dimension individuelle est  $N=6$  inférieure à 10. On peut donc utiliser la  
210 statistique non tronquée tabulée par Pesaran (2007) et reportée dans à la colonne droite du tableau. (annexe  
211 5) pour un risque de la première espèce de 5%. On rejette l'hypothèse nulle de racine unitaire si la statistique  
212 CIPS ( $N; T$ ) est inférieure à la valeur tabulée ( CADF ). On remarque qu'au seuil de 5%, on ne peut pas rejeter  
213 l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire pour la variable PIB à niveau ; mais cette hypothèse est rejetée  
214 en différence première. Le logarithme de PIB réel est intégrée d'ordre 1 (I [1]). Le taux d'intérêt réel de court  
215 terme, le taux de change effectif réel et le crédit au secteur privé sont stationnaires à niveau et en différence au  
216 seuil de 5% ; c'est-à-dire intégrées d'ordre 0 (I[0]).

217 Les résultats du test de cointégration de Westerlun (2007) présentés en annexe 6 nous renseignent que la  
218 combinaison linéaire des observations sur le PIB réel, le taux d'intérêt réel de court terme, le taux de change et  
219 le crédit à l'économie est stationnaire pour l'ensemble du panel (cointégration inter individuelle) au regard des  
220 deux dernières statistiques du tableau (Pt et Pa). En ce qui concerne la cointégration intra individuelle (Gt et  
221 Ga), il est difficile de se prononcer puis que la première statistique rejette l'hypothèse de cointégration tandis

---

222 que la deuxième statistique la confirme. Ceci signifie dans le cadre de cette étude qu'il est possible de combiner  
223 le taux d'intérêt réel de court terme, le taux de change effectif réel et le crédit à l'économie en un seul indicateur  
224 synthétique pour contrôler la croissance réelle dans la zone CEMAC, mais qu'il est difficile pour chaque pays de  
225 le faire individuellement à moins de tester si la combinaison linéaire de ces observations cause conjointement la  
226 croissance dans la zone CEMAC ; ce qui n'est pas l'objectif de ce travail .

## 227 8 b) Estimation des coefficients du modèle

228 Étant donné que les coefficients des variables ne sont pas identiques pour tous les individus du panel et que  
229 la combinaison linéaire de toutes les variable est stationnaire à long terme pour tous les pays du panel, nous  
230 utilisons l'estimateur pooled mean group (pmg) qui suppose qu'à long terme les pays de la CEMAC ont un  
231 minimum d'effet commun du fait des efforts d'intégration régionale et qu'à court terme ces pays se distinguent  
232 par leurs différences structurelles. Dans ces conditions la pente de l'hétérogénéité est statique.

233 L'estimateur pooled mean group égalise la dynamique de court terme des séries intégrées en différence à la  
234 tendance de long terme de ces mêmes séries cointégrées à niveau. Ceci contraint les élasticités de long terme des  
235 variables explicatives à s'égaliser entre les individus du panel.

236 Dans le tableau présenté ci-dessous, on a deux équations à savoir une équation de court terme et une équation  
237 de long terme. On constate que la vitesse d'ajustement du modèle de court terme est positive ( $\text{string} = 0.8$ ) et  
238 non significative au seuil de 5% ( $\text{Prob} = 1.99 > 0.05$ ). La qualité d'ajustement du modèle de court terme n'est  
239 donc pas bonne du fait d'un possible biais d'ajustement temporel. Le signe positif de ce coefficient est justifié  
240 par le fait que, bien que les séries combinées du produit intérieur brut, du taux d'intérêt, du change effectif réel  
241 et du crédit convergent à long terme vers leurs valeurs d'équilibre pour tous les pays de la CEMAC, ce n'est pas  
242 le cas pour chaque pays de la CEMAC.

243 A court terme, une baisse du taux d'intérêt réel de court terme de 1 point de pourcentage augmente  
244 significativement au seuil de 5% le PIB réel de 3 points de pourcentage après un an dans la zone CEMAC.  
245 En effet une baisse du taux d'intérêt réel de court terme justifiée par une forte contribution du taux nominal,  
246 a pour effet d'abaisser les coûts du crédit qui facilite le financement des besoins en fonds de roulement des  
247 entreprises et de consommation des ménages ; toute chose qui est favorable à la croissance dans un horizon d'un  
248 an . A la deuxième année, le taux d'intérêt réel de court terme évolue dans le même sens que le PIB réel. Ceci  
249 suppose que les fluctuations du taux d'intérêt réel sont justifiées par une modification des anticipations d'inflation  
250 des agents économiques de la CEMAC.

251 Or à travers l'effet Fisher, le canal du taux d'intérêt réel de court terme permet à l'inflation de jouer un rôle  
252 redistributif. Ainsi, une hausse du taux d'intérêt réel de court terme de 1 point de pourcentage, provoque un  
253 transfert de revenu des prêteurs vers les débiteurs, de l'épargnant vers l'investisseur, réduit la valeur réelles de  
254 la dette publique non indexée et favorise un transfert de richesse des ménages vers les entreprises augmentant  
255 finalement les recettes fiscales. Toute chose qui, modifiant le fonctionnement des économies de la sous région,  
256 booste significativement la croissance de 1 point de pourcentage deux ans après. Au total, une baisse du taux  
257 d'intérêt réel augmente le PIB réel de 3 points de pourcentage un an après et le fait baisser de 1 point de  
258 pourcentage deux ans après en zone CEMAC.

259 A long terme, la variation du taux d'intérêt réel est essentiellement justifiée par une forte contribution du taux  
260 d'intérêt nominal. Ainsi, une baisse de 1 point de pourcentage du taux d'intérêt réel fait gagner à long terme 14  
261 points de croissance aux économies de la sous région CEMAC.

262 A court terme, le change effectif réel influence positivement et significativement au seuil de 5% la croissance  
263 après un an. Une hausse du taux de change réel de 1 point de pourcentage, justifiée par un bon comportement  
264 de ses fondamentaux, a pour effet de faire croître les économies de la CEMAC de 66 points de pourcentage un  
265 an après.

266 A long terme l'effet d'une innovation dans la structure du taux de change effectif réel sur la croissance est  
267 positif et significatif au seuil de 1%. Ainsi, une hausse de 1 point de pourcentage du change effectif réel augmente  
268 le PIB de 115,8 points de pourcentage. Donc à court terme comme à long terme la dynamique du taux de change  
269 effectif réel est justifiée par le bon comportement de ses fondamentaux.

270 A court terme le crédit à l'économie affecte négativement et significativement la croissance. 1 dollar injecté à  
271 titre de crédit à l'économie par le secteur financier fait perdre 14 dollars de croissance en valeur un an après dans  
272 la zone CEMAC. Pourtant à long terme 1 dollar de crédit injecté fait gagner 77 dollars de croissance en valeur.  
273 Ceci s'explique par le fait qu'à court terme le crédit aux secteur privé finance la demande d'importation et crée  
274 un déficit commercial ralentissant la croissance, mais à long terme la part des biens d'équipement importés génère  
275 des retours sur

## 276 9 c) Réponses impulsionnelles et décomposition de la variance

### 277 10 Réponses impulsionnelle

278 Les figures ci-dessous permettent d'apprécier la réponse de la croissance économique à un choc sur le taux d'intérêt  
279 réel de court terme, le taux de change effectif réel et le crédit à l'économie au moyen d'un modèle vectoriel  
280 autorégressif non restrictif eu égard au caractère mitigé de la présence de la cointégration intraindividuelle.

## 12 CONCLUSIONS ET IMPLICATIONS DE POLITIQUES ECONOMIQUES

281 Figure ??: réponses du PIB à un choc sur les composantes des conditions monétaires Les courbes situées aux  
282 extrémités sont les intervalles de confiance au seuil de 5%. On peut remarquer que les réponses de la croissance  
283 économique réelle à un choc spécifique sur le taux d'intérêt réel de court terme, le taux de change effectif réel  
284 et le crédit à l'économie sont globalement durables et négatives dans la zone CEMAC sur la période 1990-2017.  
285 L'amplitude du choc est plus forte lorsqu'il s'agit du taux de change effectif réel, elle est moyenne pour le crédit à  
286 l'économie et moins importante pour le taux d'intérêt réel de court terme comparativement aux séries changent  
287 de tendance à la septième année après quoi elles amorcent la phase ascendante pour s'estomper à long terme. Les  
288 effets sur la croissance économiques réelle, des chocs sur les conditions monétaires réelles sont donc plus explosifs  
289 à court terme et s'estompent à long terme confirmant à cet effet la sensibilité transitoire des grandeurs réelles  
290 (PIB) aux impulsions monétaires dans la zone CEMAC. Il reste à savoir comment la croissance économique réagit  
291 à un choc global sur les conditions monétaires réelles. Le graphique suivant nous en donne la réponse: En annexe  
292 7, on a la décomposition de la variance du PIB réel de Cholesky associé aux simulations de 100 répétitions de  
293 monte Carlo accumulées sur 10 années. On remarque que le taux de change effectif réel explique à 10,24% la  
294 variation de la croissance économique sur 10 ans. Par la suite le crédit à l'économie explique la variation de la  
295 croissance économique dans une proportion ??e (4) Ce résultat montre que le PIB réel dans la zone CEMAC est  
296 en grande partie déterminé par le change effectif réel, suivi du crédit au secteur privé et enfin du taux d'intérêt  
297 réel de court terme. Ainsi, l'effet d'une augmentation de 1 point de pourcentage du taux d'intérêt effectif réel sur  
298 la croissance peut être contrebalancé par une baisse de 0,07 point de pourcentage du taux de change effectif réel  
299 et une augmentation de 0,07 point de pourcentage du crédit à l'économie. De la même manière une augmentation  
300 d'un point de pourcentage du taux de change effectif réel a le même effet sur les conditions monétaires qu'une  
301 baisse de 9,20 points de pourcentage du taux d'intérêt réel de court terme. Aussi, une baisse de 1 point de  
302 pourcentage du crédit au secteur privé a le même effet sur les conditions monétaires réelles qu'une augmentation  
303 de 5,65 points de pourcentage du taux d'intérêt réel de court terme.

304 Ces résultats sont similaires à ceux qui ont été trouvés au Nigeria (Yaaba, 2013), en Indonésie, Thaïland,  
305 Malaisie et Singapoor (Wai-Ching, 2010). Cependant ils diffèrent des résultats de Sonia (2000); Kannan (2006)  
306 et Oriël (2011) qui ont calculé un indice des conditions monétaires dérivé de la demande global, accordant un  
307 poids plus important au taux d'intérêt réel par rapport au change effectif réel.

308 La figure ci-dessous présente l'évolution des conditions monétaire en zone CEMAC qui ressort des résultats  
309 obtenus dans l'équation (4). Il s'agit d'un indice des conditions monétaires calculé sur la base des grandeurs  
310 réelles encore appelé ICM réel.

311 A l'observation de la figure 3 ci-dessous, on remarque en général qu'entre 1990 et 2008, les conditions monétaires  
312 réelles se seraient durcies dans la zone CEMAC et qu'à partir de 2008 jusqu'en 2017, les conditions monétaires  
313 réelles se seraient assouplies. Ce durcissement des conditions monétaires a pris de l'ampleur en 1994 qui correspond  
314 à la dévaluation du FCFA et puis en 2005 à la veille de la dépréciation du dollar face à l'euro.

315 Note : la construction de l'ICM réel utilise pour valeurs de référence les moyennes historiques du taux d'intérêt  
316 réel de court terme, du taux de change effectif réel et du crédit à l'économie sur la période 1990-2017. Cette  
317 figure nous renseigne que les périodes de durcissement des conditions monétaires ont cohabité avec une tendance  
318 haussière de la croissance économique de 1990 à 1996. Après 1996, la persistance du durcissement des conditions  
319 monétaires réelles cohabite avec une tendance baissière de la croissance. La croissance semble reprendre avec  
320 l'assouplissement des conditions monétaires réelles amorcée depuis 2008. Le niveau moyen de corrélation entre  
321 l'indice des conditions monétaires réelles et le taux de croissance économique est positif et se situe au tour de  
322 0.038. Cette faible corrélation justifie le caractère perfectible de la politique monétaire. Le signe positif de la  
323 corrélation s'explique par l'objectif de stabilité poursuivi par la banque centrale. Le durcissement des conditions  
324 monétaires induit une détente des prix qui peut être favorable à la croissance.

325 Au final, la hausse du taux d'intérêt réel de court terme entre 1990 et 1992, puis entre 1994 et 1996, va  
326 provoquer un afflux des capitaux entrants qui va entraîner une appréciation du taux de change effectif réel entre  
327 1990 et 1997 dont l'ampleur est amoindrie par la dévaluation de 1994. Tout ceci associé à une restriction de  
328 l'offre crédit à partir de 1991, dans le cadre de l'ajustement structurel, va durcir les conditions monétaires réelles  
329 en dépit de l'instauration de la programmation monétaire par la banque centrale. La chute du taux d'intérêt  
330 réel de court terme entre 1997 et 2000 occasionne une sortie des capitaux et donc une dépréciation du taux de  
331 change effectif réel entre 1997 et 2000. Mais les conditions monétaires réelles ne s'assouplissent pas du fait d'une  
332 restriction persistante de l'offre de crédit à l'économie. Entre 2000 et 2001, une nouvelle hausse du taux d'intérêt  
333 réel de court terme déclenche un afflux des capitaux entrants qui incite de nouveau une forte appréciation du  
334 taux de change effectif réel eu égard à l'entrée en vigneau de l'euro qui, associée à un rationnement de l'offre de  
335 crédit à l'économie, entretiennent le durcissement des conditions monétaires réelles. Une hausse additionnelle du  
336 taux d'intérêt réel de court terme entre 2005 et 2008 va entretenir une augmentation du taux de change effectif  
337 réel et donc un durcissement des conditions monétaires réelles ; mais l'augmentation de l'offre crédit à l'économie  
338 à partir de 2008 va assouplir les conditions monétaires réelles à partir de la même année jusqu'en 2017.

---

339 **11 VI.**

340 **12 Conclusions et Implications de Politiques Economiques**

341 La présente étude a essayé autant que faire se peut de construire un indice des conditions monétaire réelles avec  
342 pour variable de référence le PIB réel. Il s'est agit d'un indice à trois composantes à savoir le taux d'intérêt réel  
343 de court terme, le taux de change effectif réel et le crédit à l'économie évalué en pourcentage du PIB.

344 -10 0 10 20 30 1990 1991 1992 1993 1994 1995 1996 1997 1998 1999 2000 2001 200  
345 2 2 0 0 3 2 0 0 4 2 0 0 5 2 0 0 6 2 0 0 7 2 0 0 8 2 0 0 9 2 0 1 0 2 0 1 1 2 0 1 2 2 0 1 3 2 0 1 4 2 0 1 5 2 0 1 6 2 0 1  
346 7 Comparaison ICM réel et taux de croissance zone CEMAC de 1990 à 2017

347 **13 ICM réel TC**

348 Il en ressort que les phases de durcissement des conditions monétaires réelles ont cohabité avec une alternance  
349 des phases expansion et de récession économique en zone CEMAC, tandis que la phase d'assouplissement des  
350 conditions monétaires réelles s'est accompagné d'une expansion économique.

351 La contribution du change effectif réel est de 9,20 et celle du crédit à l'économie est de 5,65 comparativement  
352 au taux d'intérêt réel de court terme. En conséquence, les conditions monétaires réelles sont principalement  
353 déterminées par le change effectif réel que Verdelhan (1998) approxime au degré d'ouverture de l'économie.

354 Le crédit à l'économie semble avoir une influence tendancielle significative sur les conditions monétaires  
355 réelles pour autant qu'il occupe la seconde place dans la hiérarchie des instruments. Une restriction de l'offre de  
356 crédit à l'économie semble durcir des conditions monétaires réelles tandis que qu'une augmentation de l'offre de  
357 crédit à l'économie semble assouplir les conditions monétaires réelles. Bien plus, l'adoucissement des conditions  
358 monétaires à partir de 2008 est essentiellement justifiée par une politique de crédit généreuse en vu de soutenir  
359 les grands projets mise en place par les Etats de la CEMAC.

360 Il est important pour la banque centrale d'intégrer l'indice des conditions monétaires dans la gamme des  
361 indicateurs déjà utilisés.

362 Il s'avère donc nécessaire d'accroître les efforts de diversification de l'économie des pays de la zone CEMAC  
363 pour booster la croissance réelle. Par ailleurs, les pays doivent poursuivre les efforts de redéfinition de  
364 leurs politiques commerciales afin de réduire leurs dépendances commerciale vis-à-vis de l'extérieur parce que  
365 l'ouverture commerciale est en grande partie responsable de la volatilité de la croissance réelle en CEMAC.

366 Une maîtrise des mouvements du change réel à travers ses fondamentaux permettrait d'accroître l'attractivité  
367 territoriale des investissements directs à l'étranger.

368 Cependant le modèle dans le cadre de la présente étude ne prend pas en considération tous les autres  
369 déterminants de la demande globale. Par ailleurs, le modèle VAR en panel ne permet pas de tester la stabilité ou  
370 non des coefficients de l'ICM réel; lesquels sont d'ailleurs sensibles au modèle économétrique retenu dans l'analyse  
371 ??Frochen, 2007) <sup>1 2 3</sup>

Figure 1:

371

---

<sup>1</sup>© 2019 Global Journals

<sup>2</sup>( ) Conditions Monétaires Et Croissance Économique En Zone CEMAC

<sup>3</sup>1b) Structure de corrélation entre les variables | lnpiib tirtc tcer lnrcd + lnpiib | 1.0000 tirtc | 0.0651 1.0000  
tcer | 0.4418\* 0.1293 1.0000 lnrcd | -0.3537\* 0.1138 0.0364 1.0000 Source: calcul de l'auteur sur la base de la  
WDI. © 2019 Global Journals

L'étude de

Le modèle trimestriel de la Banque de Suède, estime la déviation du PIB réel par rapport à son niveau potentiel Pilipinas's à la situation économique dominante ce qui

signifie que l'indice des conditions monétaires

augmenté permet de suivre le mouvement inverse de la

croissance du PIB réel de façon raisonnable après

1990.

S. E. Khadhraouiy et I. Ghattassiz (2012)

construisent un indicateur synthétique des conditions

monétaires (ICM) en Tunisie à partir du taux de change

construisant un indice des conditions monétaires qui synthétise les effets conjugué du taux d'intérêt, du taux de change et du taux de croissance du crédit. Ils utilisent les données en séries temporelles dans un modèle à correction d'erreur. Selon les résultats obtenus, le taux d'intérêt a un poids plus élevé dans le PIB au Nigeria suivi par le taux de change et le crédit au

d'intérêt et du taux de change en situation des exigences aléatoire de la banque central lorsqu'elle utilise l'opération de « open market » pour garder l'indice des conditions monétaire dans une bande de flottement. Le modèle est applicable au Canada et en Nouvel Zelande où les banques centrales conduisent la politique monétaire dans le but d'atteindre le niveau désiré de l'indice des conditions monétaires. Le modèle

---

*[Note: Brisne J. V. et al(2005) utilisent la théorie de la prévision conditionnelle pour construire un nouvel indice des conditions monétaires pour le Brésil qu'ils comparent à ceux construits à partir de la méthodologie suggérée par Bernanke et Mihov (1998); Battini et Turnbull (2002). Ils utilisent l'approche de Sims and Zha (1999) et]*

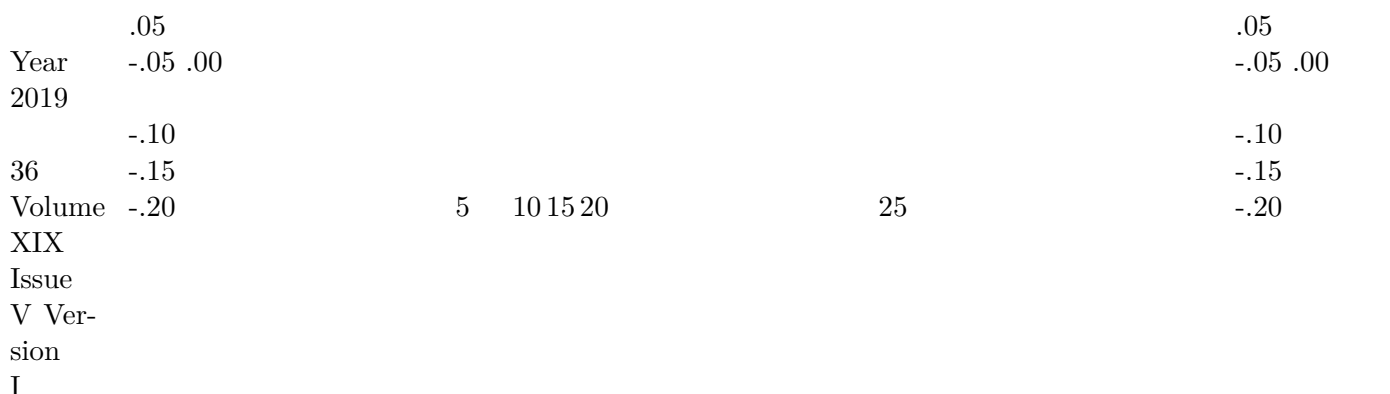
Figure 3:

l'hypothèse que la contribution de  $\beta_j$  à  $Z_{it}$  diminue au fur et à mesure que  $j$  augmente. ) (  $0 < \beta_j < 1$  et ) (  $A_i$  sont les matrices des paramètres

devant être estimés qui dépendent des pays de la CEMAC.

$\varepsilon_{it}$  est la matrice des résidus stochastiques et est constitué de  $G \times 1$  vecteurs des perturbations aléatoires. C

d) Calcul de la réponse à l'innovation de l'ICM. Sur la base de l'équation (1) précédentes et en utilisant les données développées de l'indice des prix monétaires n. Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E. ( ? = tirt tirt ICM t rt 0 ) Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E. 10, 9 0 0 + ? tcer t t Response of LNPIB to TIRCT



( ) C Global Journal of Management and Business Research précédentes. On remarque aussi que toutes les courbes -2 -1 0 1 2 3 4 2 4 6 8 10 12 14 16 18 20 22 5,21% et le t

		(8.01716)	(2.57741)	(6.67468)	(6.41819)
	10 0.737815	82.79376	1.754917	10.24318	5.208142
		(8.58067)	(2.68986)	(7.20083)	(6.97616)
Year					
2019					
)					
(	1 0.199835	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
		(0.00000)	(0.00000)	(0.00000)	(0.00000)
	2 0.316836	97.52882	0.466359	0.577293	1.427527
		(1.88748)	(0.79033)	(0.99546)	(1.41713)
	3 0.407194	94.95865	0.790757	1.792252	2.458340
		(3.16494)	(1.38634)	(1.89263)	(2.28598)
	4 0.480376	92.57598	1.010657	3.266006	3.147353
		(4.23006)	(1.71691)	(2.83357)	(3.05867)
	5 0.541590	90.39380	1.191034	4.763329	3.651834
		(5.13588)	(1.93017)	(3.74779)	(3.79200)
	6 0.593615	88.43668	1.345104	6.160911	4.057310
		(5.95495)	(2.12133)	(4.60538)	(4.49678)
	7 0.638149	86.71457	1.473043	7.410699	4.401686
		(6.70733)	(2.30017)	(5.38199)	(5.17360)
	8 0.676427	85.21536	1.580396	8.502317	4.701927
		(7.39435)	(2.45075)	(6.07054)	(5.81666)
	9 0.709402	83.91634	1.673393	9.441865	4.968400

Figure 6:

372 18.60 0.000 0.908 0.908 ?? ————— + ————— -tirtc | 8.94 0.000 0.436 0.461 ?? ———  
 373 + ————— -tcer | 8.83 0.000 0.431 0.431 ?? ————— +  
 374 —Incrd | 7.68 0.000 0.375 0.607 ?? ————— Source: calcul de l'auteur sur la  
 375 base de la WDI. ?? ————— + ————— ??  
 376 ————— ?? ————— - ?? ————— +  
 377 ————— + ————— + Source: calcul  
 378 de l'auteur sur la base de la WDI.  
 379 Annexe 5: Analyse de la stationnarité Variables CIPS (28,6) CADF (28,6) PIB - ??  
 380 +

381 [Peng and Et Leung (2005)] 'A Monetary Conditions Index for Mainland China'. W Peng , F Et Leung . *Hong*  
 382 *Kong Monetary Authority Quaterly Bulletin*, 2005. Jun.  
 383 [Poon ()] 'A monetary policy rule: The augmented Monetary Conditions Index for Philippines using UECM and  
 384 bounds tests'. Wai-Ching Poon . *Department of Economics* 1441-5429. 2010. (Discussion paper 04/10)  
 385 [Bayangos ()] *A Real Monetary Conditions Index For The Philippines: is it useful?*, V Bayangos . 2000. ORPAS  
 386 -Institute of Social Studies. (Working Paper 309)  
 387 [Baba et al. ()] Y D Baba , R Hendry , Starr . *The Demand for M1 in the USA*, 1992. 1968-1988. 59 p. .  
 388 [Batini and Et Turnbull ()] N Batini , K Et Turnbull . *Monetary Conditions Indices for the UK: A Survey*, 2000.  
 389 1.  
 390 [Benazic ()] M Benazic . *Monetary Conditions Index for Croatia*, 2012. 25.  
 391 [Bundesbank (1999)] Deutsche Bundesbank . *Taylor interest rate and monetary condition index*, 1999. April.  
 392 (Montly report)  
 393 [Toe ()] *Calcul d'un indice des conditions monétaires dans la zone UEMOA*, *Direction Générale des Études*  
 394 *Economiques et de la monnaie*, Dembo Toe , M . DER/12/01. 2012. BCEAO, Juin.  
 395 [Kodra ()] 'estimating a weight for monetary condition index in Albania'. O Kodra . *BANK OF GREECE*  
 396 *Economic Research Department -Special Studies Division* 1792-6. 2011.  
 397 [Evaluation Des Conditions Monétaires A L'aide D'un Indicateur Synthétique: ICM Boumahdi Ilyes ()]  
 398 'Evaluation Des Conditions Monétaires A L'aide D'un Indicateur Synthétique: ICM'. *Boumahdi Ilyes*,  
 399 2002. (Bank A1-Maghrib)  
 400 [Frochen ()] P Frochen . *Les Indicateurs des Conditions Monétaires* », *Direction Des Études Et Statistiques*  
 401 *Monétaires*, 1996. Bulletin de la Banque de France -N° 30 -Juin  
 402 [Gichuki and Moyi ()] J K Gichuki , E D Moyi . N°. 4. *A Monetary Condition Index For Kenya*, 2013. 5.  
 403 [Graeme ()] A G Graeme . *monetary conditions index and term structure of interest rates*, 2013.  
 404 [Guichard ()] S Guichard . *A la recherche des canaux perdus: trappe à liquidité et crise bancaire* », *Économie*  
 405 *internationale, la revue du CEPPI*, 2000. 84. (4e trimestre)  
 406 [Ericsson et al. ()] 'Interpreting a Monetary Conditions Index in Economic Policy'. N R Ericsson , E S Jansen  
 407 , N A Kerbeshian , R Nymoen . [http://www.norges-bank.no/publikasjoner/skriftserie/](http://www.norges-bank.no/publikasjoner/skriftserie/skriftserie-28/artikkel-04.pdf)  
 408 [skriftserie-28/artikkel-04.pdf](http://www.norges-bank.no/publikasjoner/skriftserie/skriftserie-28/artikkel-04.pdf)[22.09 *Norges Bank: Skriftserie No*, 1999. 2004. 28 p. .  
 409 [Ericsson et al. ()] 'Interpreting a Monetary Conditions Index in economic policy'. N R Ericsson , E S Jansen ,  
 410 N A Kerbeshian , R Nymoen . *Division of International Finance*, (Washington, D.C. 20551 U.S.A) 2002.  
 411 [Kannan et al. ()] R Kannan , S Sanyal , B Bhoi . *Monetary Conditions for India*, (Reserve Bank of India) 2006.  
 412 [Khadhraoui and Et Ghattassi ()] S E Khadhraoui , I Et Ghattassi . *Construction d'un indicateur des conditions*  
 413 *monétaires pour la Tunisie*, 2012. (Document de travail 1)  
 414 [Knedlik (2005)] T Knedlik . *Estimating the Monetary Conditions Index for South Africa*, (Luxembourg) 2005.  
 415 April.  
 416 [AubertL ()] AubertL . *Les Indices Des Conditions Monétaires* », *Économie Internationale* 96, 2003. p. .  
 417 [Brisne et al. ()] *Measuring Monetary Policy Stance in Brazil*, J V Brisne , Céspedes , C R Elcyon , Alexis Lima  
 418 , Maka , J C Mário , Mendonça . 2005. (Rio de Janeiro, outubro, Texto Para Discussão N° 1128)  
 419 [Bernanke and Mihov (1998)] 'Measuring the monetary policy'. B S Bernanke , I Mihov . *The Quarterly Journal*  
 420 *of Economics* 1998. August.  
 421 [Yaaba ()] 'monetary policy rule: a broad monetary condition index for Nigeria'. B N Yaaba . *CBN Journal of*  
 422 *Applied Statistics* 2013. 4.  
 423 [Freedman ()] 'The role of monetary condition and the monetary condition index in the conduct of monetary  
 424 policy'. C Freedman . *Policy and Economic Analysis Program* 1995. Institute for Policy Analysis, University  
 425 of Toronto

- 426 [Diarisso and Et Samba Mamadou ()] ‘UEMOA : confection d’un indice communautaire », Document d’Étude  
 427 et de Recherche’. S Diarisso , O Et Samba Mamadou . DER/99/03. *Les conditions monétaires dans l*, Mai  
 428 Bceao (ed.) 1999.
- 429 [Ericsson et al. ()] ‘Understanding A Monetary Conditions Index’. N R Ericsson , E S Jensen , A K Neva , R  
 430 Nymoén , N W Street . *Stop 22, Division of International Finance, Federal Reserve Board*, (Washington,  
 431 D.C. 20551 U.S.A) 1997. 2000.
- 432 [Wet ()] De Wet , W . *Coping with inflation and exchange rate shocks in the South African*, 2002.
- 433 [Petrovska and Ljupka ()] « *alternative indicator of monetary policy stance for Macedonia*, M Petrovska , G  
 434 Ljupka . 2014. National Bank of the Republic of Macedonia
- 435 [Lünnemann ()] « *calcul d’un indice des conditions monétaires pour la zone Euro et Luxembourg* », *bulletin de*  
 436 *la banque centrale du Luxembourg*, P Lünnemann . 2005.
- 437 [Verdelhan ()] « *Construction d’un indicateur des conditions monétaires pour la Zone*’ *Bulletin de la Banque de*  
 438 *France*, A Verdelhan . 1998. p. .
- 439 [Maddala ()] ‘« *estimating monetary policy rule: an optimal monetary condition index for Malaysia*’. G S  
 440 Maddala . *International Research Journal of Finance and Economics-Issue* Pei-Tha Gan and Kian-Teng  
 441 Kwek (ed.) 1992. 2008. 29. (Introduction to econometrics)
- 442 [Lünnemann ()] « *Le calcul d’indices des conditions monétaires pour la Zone euro et le Luxembourg*, P Lünnemann  
 443 . 2005. Bulletin de la Banque Centrale de Luxembourg
- 444 [« le calcul d’un d’indices des conditions monétaire pour la zone euro et Luxembourg Bulletin de la BCL ()] ‘«  
 445 le calcul d’un d’indices des conditions monétaire pour la zone euro et Luxembourg’. N° 3. *Bulletin de la BCL*  
 446 2005.
- 447 [Zulfiqar and Et Khan ()] ‘« *monetary condition index for Pakistan*’. H Zulfiqar , M M Et Khan . *SBP Research*  
 448 *Bulletin* 2007. Number 2. Publishing Company. 3.