



EFFETS DE LA GOUVERNANCE INSTITUTIONNELLE SUR LA CROISSANCE ECONOMIQUE : CAS DE LA CEMAC

ETSIBA S, NDOMBI AVOUBA F. G., BOZONGO JC.
Université Marien N'Gouabi-
Brazzaville – République du Congo
Email : sylcanisteetsiba@yahoo.fr

RESUME

Cette étude analyse à partir des données portant sur les six (06) pays de la zone CEMAC, issues de la base de données du site de la World Développement Indicator (WDI) couvrant la période 1996-2016, et d'un modèle de panel à effets fixes, les effets de la gouvernance institutionnelle sur la croissance économique dans la zone CEMAC. De cette réflexion, il ressort que la gouvernance institutionnelle (appréhendée par l'État de droit) exerce une influence négative sur la croissance économique dans la zone CEMAC. En sus de ce principal résultat, ce travail montre également que le capital humain agit positivement sur la croissance et que dans la zone CEMAC, l'investissement rend la croissance irrégulière à travers le mécanisme de l'accélérateur.

Mots-clés : Gouvernance et Croissance, Panel, CEMAC
Classification JEL : O43, C23, O55.

ABSTRACT

This study analyzes from the data of the six (06) countries in the CEMAC zone, the indicators of the 1996-2016 World Development Indicator (WDI) site database, and a fixed effects, effects of institutional governance on economic growth in the CEMAC zone. From this reflection, the mainspring of institutional governance (exercised by the rule of law) has a negative influence on economic growth in the CEMAC zone. Indeed, the work shows that the human capital acts positively on the growth and that in the CEMAC zone, the investment makes the irregular growth through the mechanism of the accelerator.

Keywords: Governance and Growth, Panel, CEMAC JEL
Classification: 043, C23, 055

INTRODUCTION

Depuis le début des années 80, le débat sur les effets de la gouvernance institutionnelle sur la croissance économique ne cesse de susciter des réflexions au sein du milieu académique et professionnel. Pour la plupart des pays en développement par exemple, l'amélioration de la qualité des institutions est devenue un impératif pour obtenir des appuis financiers au niveau des institutions financières internationales, et ce, au regard de la fragilité de leurs économies vis-à-vis des réalités de la mondialisation.

Dans la littérature économique, plusieurs travaux théoriques et empiriques ont-ils été menés pour montrer qu'il existe réellement une relation entre la qualité des institutions et la croissance économique. Notons que les plus répandus sont ceux réalisés par la Banque Mondiale, en particulier par Mauro (1995), Knack et Keefer (1995), Kaufman (1996) et Hall et Jones (1999). A côté de ces travaux, se trouvent également les études effectuées par d'Acemoglu, Johnson et Robinson (2001). En outre, ces différentes recherches ont permis d'examiner la mesure dans laquelle la gouvernance institutionnelle peut expliquer la réussite ou l'échec des politiques économiques dans un Pays.

Par ailleurs, comme l'indique Coase (2000) ; le bien-être d'une société humaine ou d'une nation dépend des échanges inter-nations où le rôle des institutions est pertinent. Dans ce sens, la gouvernance institutionnelle influence les structures des prix des biens à importer ou à exporter entre les Etats. Dès lors, nous pouvons nous poser la question suivante : Quels sont les effets de la qualité des institutions sur la croissance économique dans la zone CEMAC ?

L'objectif de cet article est d'analyser les effets de la gouvernance institutionnelle sur la croissance économique dans la zone CEMAC. Dans ce travail, nous soutenons l'hypothèse selon laquelle, l'amélioration de la qualité des institutions a un effet positif sur la croissance économique dans la zone CEMAC.

Le choix de la CEMAC se justifie par le fait que c'est un bloc économique où les pays membres disposent d'une même politique monétaire et sont tenus de respecter les critères de convergence qui influent sur leurs politiques budgétaires. De plus, la plupart des Etats de cette zone ont eu à mettre au point plusieurs réformes institutionnelles à la suite des conflits

post-électorales qu'ils ont connus ces dernières années et qui n'ont certainement pas été sans conséquences sur leur progrès économique toute chose étant égale par ailleurs.

La suite de l'article est structurée en trois points : (I) revue de la littérature, (II) cadre méthodologique, (III) procédure d'estimation et enfin (IV) résultats empiriques.

REVUE DE LITTÉRATURE

L'analyse économique des institutions fut marquée au début du XXe siècle par des travaux classés généralement comme étant hétérodoxes, tels que ceux de Veblen, Mitchell et Commons (1970). Ensuite, elle a connu un renouvellement sous l'impulsion de nouveaux travaux que l'on regroupe de nos jours sous l'appellation de la Nouvelle Economie Institutionnelle (NEI), et parmi lesquels on peut trouver ceux de North (1993) et de Williamson (2000). Ainsi, cette section a pour objectif de présenter une revue théorique et empirique relative au rôle des institutions dans le processus de développement économique des Etats.

Revue théorique

Au plan théorique, la NEI consiste en un développement des outils néoclassiques pour l'analyse du rôle des institutions dans la coordination et la réalisation des activités économiques (North, 1993 ; Williamson, 2000). De plus, elle montre que des institutions efficaces peuvent faire la différence dans le succès des réformes du marché, et affirme que la qualité des institutions constitue l'un des facteurs déterminants de la croissance économique de long terme.

Cependant, la relation entre la qualité des institutions et la croissance économique suscite des débats macroéconomiques qui mettent en opposition plusieurs travaux théoriques au tour des facteurs institutionnels qui intègrent la théorie de différences institutionnelles. S'agissant précisément de la question des différences institutionnelles, il sied de souligner que suivant les différents facteurs (historiques, politiques et culturels), on peut distinguer les approches que voici :

Approche selon les facteurs historiques, les tenants de cette approche soutiennent que les facteurs historiques influent sur la qualité des institutions actuelles. C'est-à-dire que les pays

héritent des institutions qui sont les conséquences des événements historiques qui agissent sur l'élaboration et l'exécution des politiques économiques actuelles (Engerman et Sokoloff (1997); Acemoglu, Johnson et Robinson (2001)).

Approche selon les facteurs politiques, les auteurs de cette approche stipulent que les institutions sont volontairement choisies par les individus qui contrôlent à un moment donné le pouvoir politique. De plus, ces mêmes individus choisissent des institutions dans le but de maximiser leurs gains personnels et non nécessairement le revenu de l'ensemble de la société (North, 1981 ; Acemoglu, 2003 ; Acemoglu, Johnson et Robinson, 2005a) souvent au détriment des politiques économiques favorables à la croissance économique. Ce qui est d'ailleurs souligné par les travaux de Clague et al. (1996), lesquels confortent cette approche en concluant que la croissance sous la démocratie semble être plus stable que dans les régimes autoritaires. Autrement dit, les régimes politiques jouent un rôle important dans la stabilité de la croissance.

Approche selon les facteurs culturels ou croyances idéologiques, les tenants de cette approche soutiennent que les différences entre pays, en ce qui concerne la qualité des institutions sont dues aux différences idéologiques ou valeurs sociales. En d'autres termes, les autorités publiques de tous les pays n'ont pas la même conception de ce qui est bien pour leurs populations (Weber, 1958 ; Banfield, 1958 ; Putnam 1993 ; Landes, 1998).

Approche qualitative des institutions : Selon cette approche, les institutions agissent d'une façon directe sur le climat des affaires, lequel influence le niveau des investissements et par ricochet la croissance économique. De plus, l'influence des institutions sur la croissance économique de long terme se propagent par le biais de la compression des coûts de transactions, de limitation des risques et de la disparition des rigidités qui altèrent les marchés (Chtourou 2004). Dans le même sens, les travaux théoriques de North (1981) et Rosenberg et Birdzell (1986) soulignent que l'augmentation de l'activité économique s'accompagne de meilleures institutions. Ainsi, les écarts de production ou encore de performance économique entre pays peuvent s'expliquer par les facteurs institutionnelles ;

d'autant plus qu'il existe plusieurs facteurs dont certains (la démocratie, le respect des droits de propriété et l'instabilité politique) ont par exemple été respectivement mis en évidence par Barro (1996), Clague, Keefer et Olson (1996), Alesina et Perotti (1994) et Rodrik (1999) pour conforter l'idée selon laquelle une bonne gouvernance serait une condition nécessaire pour le succès des économies de marché. Dans le même ordre d'idées, Hall et Jones (1999) montrent que les différences observées dans l'intensité du capital physique ainsi que dans le niveau d'éducation réalisé, expliquent uniquement une petite fraction dans les différences constatées des niveaux d'output par travailleur à travers les pays. Ils montrent ainsi, que ce sont les différentes institutions à travers les nations qui expliquent la disparité dans le niveau de revenu et de développement des pays.

Revue empirique

Sur le plan empirique, on retrouve une large littérature soulignant l'importance de la qualité des institutions comme facteur déterminant de la croissance économique. Dans leurs travaux, Kormendi et Meguire (1985), Scully (1988), Grier et Tullock (1989), Londregan et Poole (1992), Helliwell (1994), ont révélé qu'il existe une corrélation positive entre l'indicateur qui mesure la qualité des institutions (liberté, stabilité politique, démocratie, droit de propriété...cte.) et la croissance économique pour la majorité des pays pris dans leur échantillon.

De leur côté, Barro (1991, 1996), Isham, Kaufman et Pritchett (1997) ont montré que l'instabilité et les violences politiques engendrent une faible croissance donc une baisse de productivité de l'économie nationale. De même, d'Acemoglu, Johnson et Robinson (2001) à partir d'une analyse fondée sur le choix du sens de causalité entre institutions et croissance, apportent une preuve empirique à l'influence des institutions sur la croissance économique. En effet, ces estimations réalisées à travers l'indice de protection contre l'expropriation ont montré que si la qualité des institutions au Nigeria était égale à la qualité des institutions au Chili, le revenu par habitant de ce pays serait sept fois plus élevé qu'aujourd'hui (en 2001).

En outre, les résultats empiriques d'une étude du FMI (2003) sur la relation entre qualité des

institutions et croissance économique ont révélé la possibilité d'un lien de causalité inverse entre qualité des institutions et la croissance. C'est ainsi que Anderson et Marcouiller (2002), Dollar et Kraay (2002), se basant sur le fait que de mauvaises institutions accroissent le coût et les risques du commerce extérieur, observent une relation positive entre la qualité des institutions et le commerce international.

En poursuivant dans cette même logique Rodrik, Subramanian et Trebbi (2002), dans leur étude, confirment l'idée selon laquelle la garantie des droits de propriété accélère la croissance des pays. On retrouve aussi l'étude de Kaufmann, Kraay et Mastruzzi (2004) qui emploient un indicateur des règles et des lois pour montrer que la bonne gouvernance exerce un effet positif sur la croissance. Ils trouvent une forte corrélation positive entre cet indicateur et le niveau du revenu national.

Dans le même sens, Acemoglu, Johnson et Robinson (2004) ont prouvé que l'écart de croissance économique qui existe entre les pays riches et les pays pauvres est dû en grande partie à la différence dans la garantie des droits de propriété dans ces pays c'est-à-dire la qualité des institutions. Pour leur part, Sekkat et Méon(2004) montrent également de façon similaire que la bonne qualité des institutions (principalement la lutte contre la corruption, l'efficacité du gouvernement et l'état de droit) favorise les exportations de produits manufacturés et les IDE. De son côté, Mauro (1995) à partir des travaux concernant trois indices construits par le Business International (BI) à savoir : l'indice de la corruption, l'indice de la qualité bureaucratique et l'indice de la stabilité politique ; trouve que ces trois indicateurs sont reliés positivement et significativement à la croissance et à l'investissement. Enfin, l'étude récente menée par d'Ousmane (2010), met en lumière l'effet interactif de l'allègement de la dette extérieure et de la qualité des institutions sur la croissance économique dans l'espace UEMOA.

Au regard de cette revue de littérature, il ressort qu'il y a quatre approches qui se complètent au tour des facteurs institutionnels qui intègrent la théorie de différences institutionnelles sur le plan théorique, et que dans le présent travail, nous allons nous appuyer sur l'approche des facteurs politiques laquelle semble plus adaptée au contexte des pays en

développement. Sur le plan empirique, nous pouvons noter que la qualité des institutions a une forte influence sur les niveaux de l'activité économique des pays retenus en tant que champ d'investigation et que les auteurs analysent la qualité des institutions des différents pays indépendamment de leur niveau de développement.

CADRE MÉTHODOLOGIE

Modèle théorique

Le modèle théorique nous servons de cadre d'analyse est basé sur une fonction de production de type Cobb-Douglas endogène (comme dans le travail de Montasar et Makram(2013) où l'on peut intégrer l'ensemble des facteurs pouvant affecter la croissance économique. Considérons le système d'équation ci-dessous :

$$Y_t = K_t^\alpha H_t^b (A_t L_t)^{1-\alpha-b} \quad (1)$$

$$L_t = L_0 e^{nt} \quad (2)$$

$$K_t = sY - \delta K \quad (3)$$

Avec, Y comme Produit Intérieur Brut (PIB) réel, K, le stock de capital fixe, H, le stock de capital humain, L, le facteur travail, A, le niveau de la technologie exprimé par la fonction suivante :

$$A_t = A_0 e^{gt + Xp} \quad (4)$$

Où, g, est le taux de croissance exogène du progrès technologique, X est un vecteur des variables institutionnelles qui peuvent affecter le niveau de la technologie et p, le vecteur des coefficients reliant ces variables. Pour $a+b=1$ c'est-à-dire, que les facteurs de production sont rémunérés à leurs productivités marginales, on a :

$$Y_t = k_t^\alpha h_t^b (A_t L_t) \quad (5)$$

En rapportant l'équation (5) par le nombre d'unités de travail effectif soit $A_t L_t$, on obtient l'équation suivante :

$$y_t = k_t^\alpha h_t^b \quad (6) \text{ avec } k = \frac{K}{AL}, h = \frac{H}{AL}, y = \frac{Y}{AL} \quad (7)$$

A partir de l'équation (7), on déduit la relation suivante :

$$\frac{Y}{L} = yA \quad (8).$$

L'application du logarithme à cette équation, tout en remplaçant la variable A par son expression de départ nous donne :

$$\ln\left(\frac{Y}{L}\right) = \ln(A_0 e^{gT + \lambda p}) + \ln(y) \text{ soit } \ln\left(\frac{Y}{L}\right) = \ln(A_0) + gT + \lambda p + \ln(y) \quad (9)$$

$$\text{Pour } K = \frac{k}{AL}, \log(k) = \log(K) - \log(A) - \log(L) \text{ soit } \frac{k}{k} = \frac{K}{K} - \frac{A}{A} - \frac{L}{L}$$

$$\text{Ainsi } \frac{k}{k} = sy - (n + g + \delta)k \text{ et à l'équilibre } y = \frac{(n + g + \delta)k}{s} \quad (10)$$

En introduisant (10) dans (9), on obtient l'équation de l'évolution de l'économie qui met en évidence la relation entre la gouvernance institutionnelle et la croissance économique suivante :

$$\ln\left(\frac{Y}{L}\right) = \ln(A_0) + gT + \lambda p + a_1 \ln(k) + a_2 \ln(n + g + \delta) - a_3 \ln(s) \quad (11)$$

Présentation des variables

La revue de littérature ci-haut présentée nous a permis de constater qu'il existe une relation entre la gouvernance institutionnelle et la croissance économique.

Pour appréhender la croissance économique et la gouvernance institutionnelle dans cette étude, nous allons respectivement utiliser le produit intérieur brut par habitant (PIB/hab) comme dans les travaux de (Levine, 2002) d'un côté et l'un des indicateurs retenus par la Banque Mondiale à savoir : « l'Etat de droit (ETAT-DROIT) ».

D'après Morchid (2010), la variable « ETAT-DROIT » mesure la confiance dans les lois et les règles de la société, y compris la qualité des droits de propriété, la police et les tribunaux, ainsi que les risques de crime.

Outre ces deux variables, nous incluons comme variables de contrôle, les facteurs traditionnels de la croissance que sont le capital (la formation brute de capital fixe en pourcentage du PIB dans notre cas (FBCF)), la population (le taux de croissance de la population dans notre cas (CRPOP)). A côté de ces deux variables, nous

associons la variable capitale humain soit le taux brut de scolarisation du secondaire (TBSS)), afin de respecter la structure du modèle de croissance endogène spécifiée plus haut.

De tout ce qui précède, le modèle empirique associé à l'équation (11) peut donc s'écrire de la manière suivante :

$$\ln(\text{PIB} / \text{hab})_{it} = a_0 + a_1(\text{ETAT} - \text{DROIT})_{it} + a_2(\text{FBCF})_{it} + a_3(\text{CRPOP})_{it} + a_4(\text{TBSS})_{it} + \varepsilon_{it}$$

Avec ε_{it} l'ensemble des perturbations, i le pays, t la période, a_0 la constante du modèle, a_1 , a_2 , a_3 , et a_4 les coefficients associés à nos variables d'intérêt et de contrôle. En outre, il sied de souligner que c'est pour résoudre le problème d'échelle que nous n'avons appliqué le logarithme que sur la variable PIB/hab. Ce qui sous-tend la nature Log-niveau de notre modèle à des fins d'estimation.

Données et sources

Les données utilisées dans cet article portent sur les six (06) pays de la CEMAC en l'occurrence le Congo, le Cameroun, le Tchad, la RCA, le Gabon et la Guinée Équatoriale. Elles couvrent la période 1996-2016 et sont issues de la base de données du site de la World Développement Indicator (WDI).

Procédure d'estimation

Dans ce travail, la procédure d'estimation s'articule autour des points que voici :

- (1) vérification de la stationnarité des variables,
- (2) test de cointégration pour vérifier l'existence d'une relation de long terme entre les séries et enfin
- (3) estimation du modèle de données de panel.

Étude de la stationnarité

Pour connaître l'ordre d'intégration de nos séries, nous allons recourir au test de 1ère génération de Levin et Chu (1999, 2002) dont la spécificité réside dans la prise en compte de l'homogénéité de la racine autorégressive. Le choix de ce test se justifie par le fait que nos données ($N=6$, $T=20$) obéissent à la propriété asymptotique de ce test soit $N/T=0,3 \rightarrow 0$.

En outre, ce test a été élaboré à partir des tests de racine unitaire en séries temporelles de Dickey et Fuller (1979). Pour ce faire, Levin et

Chu (1999,2002) se sont appuyer sur les trois modèles ci-dessous pour tester la racine unitaire suivant la forme que revêt la composante déterministe :

$$\text{Modèle 1: } \Delta y_{i,t} = \rho y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$\text{Modèle 2: } \Delta y_{i,t} = a_i + \rho y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$\text{Modèle 3 : } \Delta y_{i,t} = a_i + \rho y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Où $i=1\dots N$, $t=1\dots T$ et $\varepsilon_{i,t}$ le terme d'erreur indépendamment distribué entre les individus i et suivant un processus ARMA stationnaire et inversible admettant une représentation AR (∞) tel que :

$$\varepsilon_{i,t} = \sum_{k=1}^{\infty} \theta_{i,k} \varepsilon_{i,t-k} + \mu_{i,t} \quad (4)$$

Toutefois, c'est à travers ces trois modèles, que Levin et Chu ont testé les hypothèses de travail suivant :

Modèle 1 :

$$H_0 : \rho = 0$$

$$H_1 : \rho < 0$$

Modèle 2 :

$$H_0 : \rho = 0 \text{ et } a_i = 0, \forall i=1, \dots, N$$

$$H_1 : \rho < 0 \text{ et } a_i \in \sim \forall i=1, \dots, N$$

Modèle 3 :

$$H_0 : \rho = 0 \text{ et } \beta_i = 0, \forall i=1, \dots, N$$

$$H_1 : \rho < 0 \text{ et } \beta_i \in \sim \forall i=1, \dots, N$$

Où les hypothèses nulles dans les modèles (2) et (3) sont des hypothèses jointes qui cadrent visiblement avec la structure des deux tests joints que l'on retrouve dans le test de racine unitaire pour les séries chronologiques de Dickey- Fuller(1981).

Test de cointégration

La récente littérature sur les tests de cointégration en panel s'est développée autour de deux principaux tests à savoir le test de Pedroni (1999) et celui de Kao (1999) qui sont les plus utilisés dans les travaux empiriques et permettent d'éviter le problème de régression fallacieuse lorsque les séries

sont non stationnaires et non cointégrées. Notons que ces deux tests ont des hypothèses nulles identiques et supposent tous l'absence de dynamique interindividuelles et vérifient ainsi l'existence d'une relation de cointégration intra-individuelles.

Pour confirmer l'hypothèse de l'existence d'une relation de cointégration, Pedroni a proposé sept tests statistiques. Parmi ces tests, trois reposent sur la dimension between (inter) et quatre sur la dimension within(intra). Si pour les tests qui sont basés sur la dimension between l'hypothèse alternative est : $H_1 : \theta_i < 1$ pour tout i , dans le cadre de la dimension within, elle prend plutôt la forme que voici : $H_1 : \theta_i = \theta < 1$ pour tout i .

Kao (1999) a conçu plusieurs tests du type ADF de stationnarité des résidus de la relation de cointégration. Dans ces tests, les vecteurs de cointégration sont considérés comme homogènes suivant les individus, et l'hypothèse nulle est l'absence de cointégration.

Dans le cadre de cette étude, nous retenons le test de Pedroni(1999). Par ailleurs, au cas où nos séries seraient stationnaires en différence première, et s'il arrivait que le test de Pedroni puisse révéler l'existence d'une relation de cointégration entre notre variable expliquée(PIB/hab) et les autres variables du modèle, nous allons procéder à l'estimation du modèle à correction d'erreur sur données de panel. Au cas contraire, nous allons estimer un modèle de panel classique (modèle à effets fixes ou aléatoires).

Résultats empiriques

Résultats du test de stationnarité

Des résultats obtenus après l'application du test de racine unitaire de Levin, Lin et Chu (2002) sur les variables ci-haut retenues, il ressort que toutes nos variables sont stationnaires en différence première (voir annexe1).

Résultats du test de cointégration

Le tableau des résultats du test de cointégration de Pedroni (voir annexe 2), révèle que les variables (IPIB/hab, TxBSS, Etat-droit, CRPOP, FBCF) de notre étude n'entretiennent pas une relation de long terme, ce qui nous conduit à estimer un modèle de panel à effet

fixe, comme l'implique les résultats des tests de discriminations (voir annexe3).

Résultats de l'estimation du modèle de panel à effet fixe

Pour expliquer la croissance économique en fonction du taux brut de scolarisation, de la population, de l'investissement et du contrôle de la corruption, nous nous sommes basés sur un modèle de panel classique à effet fixe dont les résultats se présentent comme suit :

Tableau : Résultats du modèle de panel classique à effets fixes

LPIBHAB	Coefficients	Std.Err	T-statistique	Probabilités
ETAT-DROIT	-0,5998875	0,2852855	-2,10	0,038**
FBCF	-0,020705	0,0015798	-13,11	0,000*
TXBSS	0,0448954	0,0066543	6,75	0,000*
CRPOP	0,0776294	0,1204343	0,64	0,520
CONS	10,58129	0,620434	17,05	0,000*
F(5, 116) = 1433.32		Nombre d'observations = 126		
Prob > F = 0.0000		R-sq=0,6645		

Source : Auteur, à partir du logiciel Eviews9

NB : *significatif au seuil de 1%**significatif au seuil de 5%

Interprétation des résultats

De la lecture simple du tableau de résultats ci-dessus, il ressort que la croissance économique dans la zone CEMAC dépend négativement de FBCF et positivement de TXBSS. En revanche, la CRPOP ne semble pas avoir un effet sur la croissance. Ces résultats impliquent d'une part que le capital humain joue un rôle non négligeable dans la croissance, et d'autre part, que dans la zone, l'investissement peut avoir tendance à surgéarir par rapport à la demande. Ce qui rend ainsi la croissance irrégulière à travers le mécanisme de l'accélérateur.

En ce qui concerne la variable ETAT-DROIT, il ressort que le coefficient qui lui est associé est négatif et significatif au seuil de 5%. Ce qui suppose que lorsque l'Etat de droit s'améliore dans la CEMAC, cela ne se traduit pas par une hausse de la croissance. Au contraire, cela freine la croissance économique. En effet, la progression de l'ETAT de droit pousse les populations à exiger une amélioration de leur condition de vie, et une telle démarche engendre un ralentissement de l'activité économique et par ricochet la croissance économique. Ces résultats infirment notre hypothèse de recherche et confortent l'approche des facteurs politique qui stipule que les individus choisissent des institutions dans le but de maximiser leurs gains

personnels et non nécessairement le revenu de l'ensemble de la société (North, 1981 ; Acemoglu, 2003 ; Acemoglu, Johnson et Robinson, 2005a) souvent au détriment des politiques économiques favorables à la croissance économique. Aussi, ces mêmes résultats corroborent ceux obtenus par Kormendi et Meguire (1985), Scully (1988), Grier et Tullock (1989), Londregan et Poole (1992).

Dans le contexte précis de la CEMAC, ces résultats supposent que malgré une nette amélioration des conditions de sécurité et de stabilité politique, les pays de la CEMAC demeurent fragiles en raison de la vulnérabilité des conditions sociales et surtout l'ineffectivité des réformes politiques. En effet, malgré la mise en place des tribunaux spécialisés (tribunaux administratifs, tribunaux commerciaux, tribunaux de la famille, etc.) et l'adoption de nouveaux textes (Code de procédure pénale, Code commercial, Code des marchés publics, textes régissant les droits de la femme et de l'enfant, etc.), il semble que le système judiciaire n'a pas beaucoup changé dans la CEMAC. Les tribunaux et les systèmes légaux fonctionnent toujours mal et les juges et autres fonctionnaires de la justice sont souvent corrompus, ce qui rend toute réforme efficace difficile.

En plus, la coordination entre les différents acteurs publics n'est pas toujours assurée dans les règles. C'est le cas par exemple de certains leaders syndicaux qui reçoivent des pots-de-vin pour accepter d'encadrer leurs adhérents selon la stratégie voulue par le système. Ainsi, le contrôle de la corruption continue de représenter un défi majeur pour les pays de la CEMAC. Il est reconnu que l'absence d'un système de contrôle et de véritables « garde-fous » risque de mettre en péril tout projet de gouvernance. De ce fait, nous pouvons ainsi avancer que les programmes de réformes politiques et institutionnelles mises en place dans les pays de la CEMAC se trouvent dans une phase de blocage, aussi bien du point de vue de leur viabilité que du point de vue des rapports entre économie et institutions

CONCLUSION ET IMPLICATIONS

Au regard de la morosité dont fait face l'ensemble des pays de la CEMAC et surtout des réformes institutionnelles initiées dans cette zone, nous avons estimé qu'il serait intéressant de compléter la littérature relative à la croissance économique dans la CEMAC, en abordant le thème intitulé : « Effets de la gouvernance institutionnelle sur la croissance économique : Cas de la CEMAC ».

Le but de notre étude était d'analyser l'effet des variables de la gouvernance institutionnelle sur la croissance économique. Pour y parvenir, nous avons procédé à l'estimation d'un modèle de panel à effets fixes comme, à travers des données extraites de la base de données World Développement Indicator (WDI).

En somme, il ressort que sur le plan théorique, l'analyse des institutions a connu un renouvellement sous la houlette de nouveaux travaux que l'on regroupe actuellement sous le vocable de la Nouvelle Economie Institutionnelle (NEI), et qu'autour de celle-ci, quatre approches se greffent sur les idées qui renseignent sur les différences d'institution. Sur le plan empirique, cette étude nous a permis de constater que plusieurs auteurs s'intéressent à la relation entre ces deux grandeurs de la macroéconomie et que les indicateurs de la gouvernance de la Banque Mondiale servent réellement de baromètre de la qualité de la gouvernance au sein des Etats.

Par ailleurs, nos résultats nous ont permis de savoir que la gouvernance institutionnelle a un effet au sein de la zone CEMAC. Ce qui paraît un peu paradoxale, mais peut s'expliquer par le fait que l'amélioration de l'Etat de Droit empêche le bon fonctionnement des Lobbys qu'entretiennent la plupart des hauts cadres des Etats de cette zone, et qui toutes choses étant égal par ailleurs, servent de pilier de l'économie souterraine (dont dépend la survie d'une partie non négligeable de la population).

Au-delà de ce travail, nous estimons qu'une étude similaire mais portant sur une étude comparative entre la période post instauration de la démocratie dans les pays de la CEMAC et la période pré instauration de la CEMAC peut-être utile pour étendre la réflexion sur ce thème dans la zone CEMAC, puisque selon Clague et al. (1996), la croissance sous la démocratie semble être plus stable que dans les régimes autoritaires.

BIBLIOGRAPHIE

1. **Acemoglu.D et Johnson.S.(2005)**, „Unbundling Institutions”, Journal of Political Economy, 2005, Vol.113. N°5.
2. **Acemoglu, D., Johnson, S. et Robinson, J., 2004** „Institutions as the Fundamental Cause of Long-Run Growth”, National Bureau of Economic Research, Working Paper,10481.
3. **Acemoglu D. (2003)**, "Causes profondes de la pauvreté. Une perspective historique pour évaluer le rôle des institutions dans le développement économique", Finances et Développement, juin, pp. 27-30
4. **Acemoglu D., Johnson, S et Robinson, J.A., 2001**, The colonial origins of comparative development: an empirical investigation', American Economic Review, 91, December, pp. 1369-1401
5. **Alesina, Alberto, Rodrik, Dani (1994)**, „Distributive Politics and Economic Growth', Quarterly Journal of Economics, 109(2), pp. 465-90.

6. **Barro R.J (1991)**, « Economic Growth in Cross Section of Countries », *Quarterly Journal of Economics*, Nr106, p.407-443.
7. **Barro, R. J. (1996)**, « Democracy and Growth », *Journal of Economic Growth*, Vol. 1, N°1, pp. 1-27.
8. **Clague, C Keefer, P et Knack, S (1996)** « Property and Contract Rights in Autocracies and Democracies » *Journal of Economic Growth* 1 (2): 243-76.
9. **Coase R.H. (2000)**, "L'économie néo-institutionnelle", *Revue d'économie industrielle*, n° 92, 2e et 3e trimestres, pp. 51-54
10. **Dollar, D et Kraay, A. (2002)** « Growth is Good for the Poor » *Journal of Economic Growth* 7 (3) : 195-225.
11. **Engerman, S. L., et Sokoloff, K. L. (1997)** « Factor Endowments, Institutions, and Differential Paths of Growth among New World Economies: A View from Economic Historians of the United States.” In S. Harber (eds) *How Latin America Fell Behind* »: Essays on the Economic Histories of Brazil and Mexico, 1800-1914. Stanford, CA: Stanford University Press.
12. **Kaufmann,D.etKraay,A.(1999)**, « Aggregating Governance Indicators, Document de travail de la Banque Mondiale consacré à la recherche sur les politiques », n° 2195
13. **Méon, P. G. et K. Sekkat (2004)**. "Does corruption grease or sand the wheels of growth?" *Public Choice*, vol.122, n° 1 : pp. 69-97.
14. **Montasar, Z et Makram, G(2013)**. « Relation gouvernance et croissance économique: Un essai de modélisation par application au cas de la Tunisie » Vol. 3 No. 2 June 2013, pp. 470-477
15. **Kaufmann, D. (1997)**. "Corruption: The Facts." *Foreign Policy* (107) : pp.114-131.
16. **Knack, S. et Keefer, P. (1995)**. *Institutions And Economic Performance : Cross- Country Tests Using Alternative Institutional Measures*. *Economics and Politics* 7 (3), 207-227.
17. **Mauro, P.(1995)**, “Corruption and Growth”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol.110,N°3, pp. 681-712.
18. **Grier,K.B. et Tullock, G. (1989)**. An Empirical Analysis of Cross-National Economic Growth, 1951-80. *Journal of Monetary Economics* 24, 259-276.
19. **Hall, Robert E. et Jones, Charles I. (1999)**. Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker Than Others? *The Quarterly Journal of Economics* 114 (1), 83-116.
20. **North d.c. (1993)**, *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*, Cambridge University Press

ANNEXE

Annexe 1 : Tests de stationnarité LLC

Null Hypothesis: Unit root (common unit root process)
 Series: D(LPIBHAB)
 Date: 07/26/18 Time: 00:41
 Sample: 1996 2016
 Exogenous variables: Individual effects
 User-specified lags: 1
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel
 Total (balanced) observations: 108
 Cross-sections included: 6

Method	Statistic	Prob.**
Levin, Lin & Chu t*	-2.85299	0.0022

** Probabilities are computed assuming asymptotic normality

Null Hypothesis: Unit root (common unit root process)
 Series: D(FBCF)
 Date: 07/26/18 Time: 00:47
 Sample: 1996 2016
 Exogenous variables: Individual effects
 User-specified lags: 1
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel
 Total (balanced) observations: 108
 Cross-sections included: 6

Method	Statistic	Prob.**
Levin, Lin & Chu t*	-7.45205	0.0000

** Probabilities are computed assuming asymptotic normality

Null Hypothesis: Unit root (common unit root process)
 Series: D(TXBSS)
 Date: 07/26/18 Time: 00:50
 Sample: 1996 2016
 Exogenous variables: Individual effects
 User-specified lags: 1
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel
 Total (balanced) observations: 108
 Cross-sections included: 6

Method	Statistic	Prob.**
Levin, Lin & Chu t*	-4.88447	0.0000

** Probabilities are computed assuming asymptotic normality

Null Hypothesis: Unit root (common unit root process)
 Series: D(ETAT_DROIT)
 Date: 07/26/18 Time: 00:44
 Sample: 1996 2016
 Exogenous variables: Individual effects
 User-specified lags: 1
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel
 Total (balanced) observations: 108
 Cross-sections included: 6

Method	Statistic	Prob.**
Levin, Lin & Chu t*	-6.56219	0.0000

** Probabilities are computed assuming asymptotic normality

Null Hypothesis: Unit root (common unit root process)
 Series: D(CRPOP)
 Date: 07/26/18 Time: 00:48
 Sample: 1996 2016
 Exogenous variables: Individual effects
 User-specified lags: 1
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel
 Total (balanced) observations: 108
 Cross-sections included: 6

Method	Statistic	Prob.**
Levin, Lin & Chu t*	-6.80265	0.0000

** Probabilities are computed assuming asymptotic normality

Annexe 2 : Test de Pedroni

Pedroni Residual Cointegration Test
 Series: CRPOP FBCF LPIBHAB TXBSS ETAT_DROIT
 Date: 07/26/18 Time: 00:35
 Sample: 1996 2016
 Included observations: 126
 Cross-sections included: 6
 Null Hypothesis: No cointegration
 Trend assumption: No deterministic trend
 User-specified lag length: 1
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Alternative hypothesis: common AR coeffs. (within-dimension)				
	Statistic	Prob.	Weighted Statistic	Prob.
Panel v-Statistic	-0.284443	0.6120	-0.245144	0.5968
Panel rho-Statistic	1.464315	0.9284	1.637100	0.9492
Panel PP-Statistic	0.787261	0.7844	1.047594	0.8526
Panel ADF-Statistic	1.624542	0.9479	1.769154	0.9616

Alternative hypothesis: individual AR coeffs. (between-dimension)

	Statistic	Prob.
Group rho-Statistic	2.446160	0.9928
Group PP-Statistic	1.376350	0.9156
Group ADF-Statistic	2.309652	0.9895

Annexe 3 : Tests de Breusch-Pagan et de Hausman corrigé

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

lpibhab[Pays,t] = Xb + u[Pays] + e[Pays,t]

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
lpibhab	52.28763	7.231018
e	.2186692	.4676208
u	.2508732	.5008724

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 161.28
Prob>chibar2 = 0.0000

. hausman d e, sigmamore

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) d	(B) e		
etatdroit	-.5998875	-2.316689	1.716801	.3403468
fbcf	-.020705	-.0122047	-.0085003	.0011077
txbss	.0448954	.0149986	.0298968	.0074802
crpop	.0776294	1.512744	-1.435115	.1720958

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg

B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(4) = (b-B)' [(V_b-V_B)^(-1)] (b-B)
= 109.20
Prob>chi2 = 0.0000

Annexe 4 : Modèle à effets fixes

xtreg lpibhab etatdroit fbcf txbss crpop,fe

Fixed-effects (within)regression	Numberofobs	=	126
Group variable: Pays	Number of groups	=	6
R-sq:	Obs per group:		
within = 0.6645	min =		21
between = 0.6123	avg =		21.0
overall = 0.2367	max =		21
	F(4,116)	=	57.45
corr(u_i, Xb) = -0.5736	Prob>F	=	0.0000

lpibhab	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95%Conf. Interval]
etatdroit	-.5998875	.2852855	-2.10	0.038	-1.164931 - .0348436
fbcf	-.020705	.0015798	-13.11	0.000	-.023834 - .017576
txbss	.0448954	.0066543	6.75	0.000	.0317156 .0580751
crpop	.0776294	.1204343	0.64	0.520	-.1609059 .3161646
_cons	10.58129	.620434	17.05	0.000	9.352442 11.81014
sigma_u	8.3934076				
sigma_e	.4676208				
rho	.99690568	(fraction ofvariance due to u_i)			

F test that all u_i=0: F(5, 116) = 1433.32

Prob > F = 0.0000