

# IMPACT DU CAPITAL PUBLIC SUR LA CROISSANCE ECONOMIQUE EN REPUBLIQUE DEMOCRATIQUE DU CONGO DE 1990 A 2023. UNE VERIFICATION EMPIRIQUE DU MODELE DE BARRO

WETCHOKONDA OKATA Daniel<sup>1</sup>, KITOKO LISOMBO Etienne<sup>2</sup>, SENG PESSE Marcel<sup>3</sup>, LISELE SHUWA Jean-Paul<sup>4</sup>, ISEGE SHINDANO Joseph<sup>5</sup>, KATEBWA ASSUMANI Joseph<sup>6</sup>

<sup>1</sup>Assistant à l'Université de Kisangani/FSEG (UNIKIS)

<sup>2</sup>Professeur à l'Université de Kisangani/FSEG (UNIKIS)

<sup>3</sup>Professeur à l'Université de Kisangani/FSEG (UNIKIS)

<sup>4</sup>Professeur à l'Université de Kisangani/FSEG (UNIKIS)

<sup>5</sup>Chef de Travaux à l'Institut Supérieur de Commerce de Kindu (ISC/Kindu).

<sup>6</sup>Chef de Travaux à l'Institut Supérieur de Commerce de Kindu (ISC/Kindu).

**Corresponding Author :**

**To Cite This Article :** Daniel, W. O. ., Etienne, K. L. ., Marcel, S. P. ., Paul, L. S. J.-., Joseph, I. S. ., & Joseph, K. A. (2024). IMPACT DU CAPITAL PUBLIC SUR LA CROISSANCE ECONOMIQUE EN REPUBLIQUE DEMOCRATIQUE DU CONGO DE 1990 A 2023. UNE VERIFICATION EMPIRIQUE DU MODELE DE BARRO. Journal of Advance Research in Business, Management and Accounting (ISSN: 2456-3544), 10(4), 11-21. <https://doi.org/10.61841/dafwe843>

## RESUME

L'objet de cette étude est de vérifier si modèle de BARRO est significatif pour la réalité de la République Démocratique du Congo. Pour se faire, nous avons utilisé des procédés économétriques dont l'estimation est faite sur les données économiques sur base d'un modèle à correction d'erreur (MCE). Les données qui sont d'usage dans cette analyse proviennent essentiellement de la base des données de la Banque Centrale du Congo (Rapports Annuels). A l'issu des analyses, il s'est remarqué que le modèle de BARRO est significatif pour la réalité de la République Démocratique du Congo. Le fait que le coefficient de détermination ( $R^2$ ) est différent de 0 et le  $F_{ca.} > F_{th}$  prouve que le modèle est globalement significatif et se rapproche de la réalité à 86%. La conclusion tirée à l'issu du test Individuel (Test de Student) fait remarquer que toutes les variables sont significatives.

**Mots clés :** Croissance économique, Modèle à correction d'erreur, Cointégration, Modèle de BARRO.

## ABSTRACT

The purpose of this study is to verify whether the BARRO model is significant for the reality of the Republic of Congo. To do this, we used econometric procedures whose estimation is made on economic data based on an error correction model (ECM). The data used in this analysis come mainly from the database of the Central Bank of Congo (Annuals Reports). At the end of analyses, itw as noted that the BARRO model is significant for the reality of the Democratic Republic of Congo because the coefficient of détermination ( $R^2$ ) is different of 0 and the  $F_{cal} > F_{th}$ , which proves that the model is globally significant and is close to reality at 86%. The conclusion drawn at the end of the individual test (Student test) notes that all variables are significant.

**KEYWORDS :** Economic growth, error correction model, cointegration, BARRO model.

## INTRODUCTION

Cette recherche se penche sur la vérification empirique du modèle de Robert BARRO (1990), qui met en relation les dépenses publiques en infrastructure et la croissance économique. Donc cette étude cherche à adapter le modèle de BARRO (1990) à la réalité économique de la République Démocratique du Congo, du fait qu'il parle de l'investissement dans le secteur de l'infrastructure.

D'une manière générale, BARRO (1990) considère l'impact des dépenses publiques sur la croissance. Il part du principe relativement simple que des dépenses visant à créer des infrastructures telles qu'une autoroute, une ligne de ferroviaire ou encore un réseau de télécommunication rendent plus efficace l'activité productive des entreprises privées. Il s'agit de biens plus ou moins collectifs. Dans son modèle, il considère les biens collectifs purs (non rivaux, non exclusifs). Il se pose alors le problème traditionnel de leur financement par le secteur privé. En présence d'un tel type de défaillance, il peut très bien ne pas exister de marché de biens collectifs compte tenu du prix élevé de ces infrastructures. Cette situation est susceptible de rendre la production insuffisante du point de vue de l'optimum social. La sphère privée ne peut se substituer au gouvernement pour le financer. C'est la raison pour laquelle l'Etat prélève un impôt de façon à produire ces types de biens collectifs. De tous ce qui précède, l'objectif de la présente étude est de vérifier si modèle de BARRO est significatif pour la réalité de la République Démocratique du Congo.

La problématique de cette recherche s'articule sur la question suivante : Dans quelle mesure le modèle de BARRO explique-t-il la relation entre l'investissement public et la croissance économique en République Démocratique du Congo sur la période 1990-2023 ?

Pour analyser ce problème, il s'est avéré indispensable de recourir aux procédés économétriques, dont l'estimation est faite sur les données macroéconomiques de la période allant de 1990 à 2023 sur base d'un modèle à correction d'erreur (MCE) qui a été appliqué à l'aide de logiciel Eviews. Les données qui sont d'usage dans cette analyse proviennent essentiellement de la base des données de la Banque Centrale du Congo (Rapports annuels).

## MODELE A CORRECTION D'ERREUR (MCE) ET COINTEGRATION

La plupart des propriétés statistiques des méthodes d'estimation s'appliquent à des variables stationnaires (c'est-à-dire non saisonnières). Ces méthodes d'estimation ne sont donc pas valables pour n'importe quel type de données. Cependant, il s'observe que la tendance est de les appliquer indifféremment aux variables tant stationnaires que non stationnaires. Cet aspect de la méthode économétrique a été ignoré pendant longtemps avant de ressurgir au cours des dernières années. Il pose des problèmes redoutables dans la mesure où la plupart des séries économiques sont non stationnaires, car elles sont affectées par une évolution de long terme (elles sont tendanciennes).

En effet, face à ce problème, la théorie de la cointégration permet de préciser les conditions dans lesquelles il est légitime de travailler sur des séries non stationnaires. Les variables non stationnaires peuvent être combinées pour obtenir un modèle à correction d'erreur qui est une relation stable économiquement interprétable. Les termes non stationnaires s'interprètent comme les éléments d'un équilibre de long terme.

Cette théorie est souvent utilisée en macroéconomie pour tester diverses hypothèses de parité du pouvoir d'achat (Kugler et Lenz, 1993), pour formuler des modèles de demande de monnaie [Johansen et Juselius (1990), Hendry (1995), Mac-Donald et Taylor (1993)] ou pour examiner des relations entre taux de change de divers pays (Baillie et Bollerselv, 1989, 1994).

## TESTS DE COINTEGRATION

La présence d'une relation d'équilibre entre des variables est testée formellement à l'aide de procédures statistiques, dont les plus utilisées sont celles d'Engler et Granger (1987) et de Johansen (1988, 1991).

### TEST D'ENGLER ET GRANGER

Engler et Granger (1987) définissent la cointégration de la façon suivante. Les variables  $X_{it}, X_{2t}, \dots, X_{kt}$  seront réputées cointégration d'ordre  $d, b$ , ou  $d$  et  $b$  sont des nombres entiers, qu'on note  $CI(d, b)$ , si chacun des variables  $X_{it}$  est intégrée d'ordre  $d$  mais qu'il existe une combinaison linéaire  $Z_t = \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_k X_{kt}$  telle que  $Z_t$  est intégrée d'ordre  $d-b$ , ou  $d > 0$ . Le vecteur  $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)'$  est alors appelé le vecteur de cointégration. Typiquement, le concept de cointégration réfère au cas où une combinaison linéaire de séries intégrées d'ordre 1,  $I(1)$  est stationnaire,  $I(0)$ . Sauf indication contraire, c'est à ce dernier phénomène que nous referons en employant le terme cointégration.

Une condition nécessaire d'utilisation de ce test est que toutes les variables doivent être du même ordre d'intégration.

### TEST DE COINTEGRATION DE JOHANSEN

Johansen (1988) propose des estimateurs du maximum de vraisemblance pour tester la cointégration des séries. Il effectue un test de rang de cointégration. Ce test peut être utilisé dans tous les cas de figures (même ordre d'intégration des séries ou ordres d'intégration différents).

Le test d'hypothèses est le suivant :

$$H_0 : \text{non cointégration}$$

$H_1$  : cointégration

On compare le ratio de vraisemblance à la valeur critique. Si le rang de cointégration est égal à zéro, on rejette l'hypothèse de cointégration, si le rang de cointégration est supérieur ou égal à un, on accepte l'hypothèse de cointégration.

### MODELE A CORRECTION D'ERREUR

Le modèle à correction d'erreur présente une propriété remarquable qui a été démontrée par Granger en 1983. Un ensemble de variables cointégrées peut être mis sous forme d'un modèle à correction d'erreur dont toutes les variables sont stationnaires et dont les coefficients peuvent être estimés par les méthodes de l'économétrie classique sans risque de correction fortuites.

Le résultat connu sous le nom de théorie de représentation de Granger, valide de façon générale la démarche du modèle à correction d'erreur pour une importance de variables.

Si on cherche à expliquer la variable Y à l'aide de trois séries explicatives  $X_1$ ,  $X_2$  et  $X_3$  en effectuant les tests de stationnarité (Dickey-Fuller augmenté ou Phillips-Perron), on aboutit aux résultats suivants :

$\text{Log}(Y) \rightarrow I(1)$  ;  $\text{Log}(X_1) \rightarrow I(1)$  ;  $\text{Log}(X_2) \rightarrow I(1)$  ;  $\text{Log}(X_3) \rightarrow I(1)$

Donc toutes les variables du modèle sont intégrées d'ordre 1 c'est-à-dire qu'elles sont toutes stationnaires en différence première. On suppose que les quatre séries sont cointégrées.

Cette recherche propose deux types de modèle à correction d'erreur.

#### Modèle 1 : Modèle à la Hendry

$$D(LY_t) = \beta_0 + \beta_1 D(LX_{1t}) + \beta_2 D(LX_{2t}) + \beta_3 D(LX_{3t}) + \beta_4 LY_{t-1} + \beta_5 LX_{1t-1} + \beta_6 LX_{2t-1} + \beta_7 LX_{3t-1} + u_t$$

Avec :

$LY = \text{Log}(Y)$ ;  $LX_1 = \text{Log}(X_1)$ ;  $LX_2 = \text{Log}(X_2)$ ;  $LX_3 = \text{Log}(X_3)$  ;

et D l'opérateur de différence première défini par :  $D(X_t) = X_t - X_{t-1}$ .

Les coefficients  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  et  $\beta_3$  représentent la dynamique de court terme et les coefficients  $\beta_5$ ,  $\beta_6$  et  $\beta_7$  caractérisent l'équilibre de long terme. Le coefficient  $\beta_4$  est le coefficient de correction d'erreur, il doit être négatif. Le coefficient de correction d'erreur indique la vitesse d'ajustement de la variable endogène Y pour retourner à l'équilibre de long terme suite à un choc. Le coefficient  $\beta_0$  représente la constante du modèle.

Les élasticités de court terme sont :  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  et  $\beta_3$

Les élasticités de long terme sont :  $-\frac{\beta_5}{\beta_4}$ ,  $-\frac{\beta_6}{\beta_4}$  et  $-\frac{\beta_7}{\beta_4}$

#### Modèle 2 : Modèle à la Engle-Granger

L'application de ce modèle fait appel à deux étapes :

##### Etape 1 : Estimation de la relation de long terme par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO)

$$LY_t = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 LX_{1t} + \hat{\alpha}_2 X_{2t} + \hat{\alpha}_3 X_{3t} + \epsilon_t$$

##### Etape 2 : Estimation de la relation du modèle dynamique (court terme) par la méthode des moindres carrés ordinaires

$$D(LY_t) = \beta_0 + \beta_1 D(LX_{1t}) + \beta_2 D(LX_{2t}) + \beta_3 D(LX_{3t}) + \beta_4 c_{t-1} + \epsilon_t$$

Le coefficient  $\beta_4$  est le coefficient de correction d'erreur, il doit être significativement négatif.

L'intérêt de la théorie de la cointégration est qu'elle fournit une méthode d'analyse des séries temporelles non stationnaires en évitant le problème des régressions fallacieuses (*spurious regressions*) mis en évidence par Granger et Newbold (1974). De plus, grâce aux modèles à correction d'erreur, la théorie de la cointégration permet de modéliser simultanément les dynamiques de long terme et de court terme des séries temporelles.

### MODELE DE CROISSANCE ENDOGENE AVEC CAPITAL PUBLIC

Les théories de la croissance endogène mettent en évidence d'autres facteurs explicatifs de la croissance économique. Dans les théories de la croissance endogène, ces facteurs seraient moteurs de la croissance économique. Ces facteurs de croissance reposent sur un ensemble d'*externalités* qui pourraient stimuler la croissance. Parmi ces facteurs, est retenu le *capital public* comme le déterminant de la croissance ; notamment dans le modèle de BARRO (1990).

En effet, BARRO considère l'impact des dépenses publiques sur la croissance. Il part du principe relativement simple que des dépenses visant à créer des infrastructures telles qu'une autoroute, une ligne de chemin de fer ou encore un réseau de télécommunication rendent plus efficace l'activité productive des entreprises privées.

Pour BARRO, il est possible de montrer que, pour une petite taille du gouvernement (des dépenses publiques), le premier effet l'emportera. Puis de moins en moins, BARRO montre que l'on peut déterminer une dépense publique optimale. A ce point, un dollar de dépense publique supplémentaire coûte plus en productivité que ce qu'il rapporte.

Dans ce modèle, une croissance endogène apparait. Les dépenses publiques influencent la croissance du revenu. La croissance du revenu influence l'accroissement de la base fiscale. Celle-ci induit une croissance des dépenses publiques qui a leur tour rendent possible l'accumulation du capital. Sur le sentier de la croissance d'Etat régulier, le rapport de la dépense publique au revenu reste constant égal au taux d'imposition.

BARRO formule quelques remarques sur la nature des dépenses publiques. Tout d'abord, il fait remarquer que, si les dépenses qui représentent une prestation de services aux consommateurs ont un impact en termes d'utilité, elles découragent la croissance. En effet, elles n'accroissent pas la productivité du capital privé mais leur financement par l'impôt pèse sur la rentabilité du capital. Seul l'effet négatif joue au niveau des entreprises. L'imposition liée à ces dépenses décourage l'épargne et l'investissement.

Par ailleurs, BARRO élargit son propos initial, limité aux infrastructures, en envisageant l'effet de dépenses destinées à définir plus clairement les droits de propriété. Il prend comme exemple des dépenses de maintien de l'ordre et de la sécurité. Il montre qu'elles ont le même effet qu'une baisse du taux d'imposition. De cette manière, elles améliorent la productivité du capital privé.

On peut remarquer que la nature de la croissance liée aux dépenses publiques est effectivement une externalité. L'activité d'un agent (l'Etat en l'occurrence) a des effets sur celle d'un autre agent (les entreprises privées).

Pour BARRO maximiser la croissance revient à maximiser le bien-être ; puisque pour l'instant, l'utilité ne dépend que de la consommation ; maximiser la croissance (de la consommation) revient à maximiser le bien-être inter temporel. Sur-ce l'Etat aura l'obligation d'utiliser plutôt le taux d'imposition rationnel ( $t^*$ ) pour maximiser le bien-être collectif observé au niveau du taux de croissance maximal ( $\gamma^*$ ) ; car « trop d'impôts tue l'impôt », dit-on et bascule le pays à la récession économique.

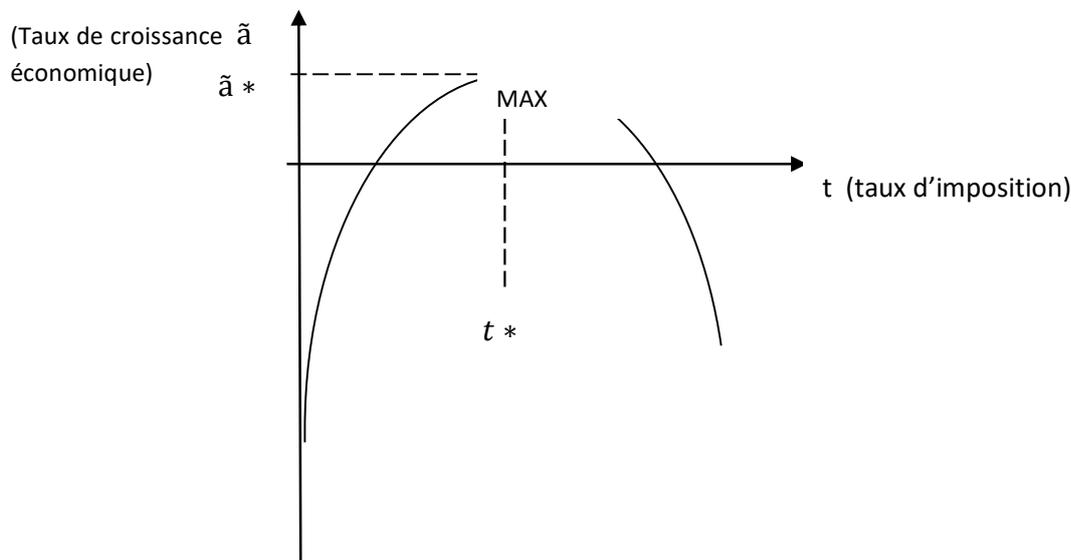


Fig. 1 : calibration du modèle de BARRO

BARRO reprend en dynamique, la fameuse courbe de Laffer en dynamique puis que pour  $T=0$  ou  $T=1$ , le taux de croissance est  $\gamma = \frac{\rho}{6}$

D'une manière générale, les enseignements déduits des modèles de croissance reposent sur quatre notions essentielles qui sont :

- L'adaptation technologique et l'innovation sont deux moteurs incontournables de la croissance économique ;
- L'innovation et l'adaptation technologique sont fonction des incitations des entreprises dans le but d'influencer les politiques et l'environnement économiques ;
- L'idée de SCHUMPETER selon laquelle toute nouvelle innovation pourrait accélérer ;
- En fin, l'imitation des technologies existantes et celles des biens d'équipement et des compétences associés à ces technologies.

Donc le modèle Barro soutient que l'aspect positif de l'intervention de l'Etat (productivité des dépenses publiques) et l'aspect négatif (fiscalité) font qu'il existe une taille optimale de l'Etat qui maximise la croissance. Les investisseurs privés ne voient que l'aspect négatif de la fiscalité. Lorsqu'ils investissent, ils ne voient pas l'aspect positif de l'élargissement de la base fiscale qui va permettre des dépenses publiques productives et la croissance. Le rendement privé de l'investissement étant inférieur à son rendement social, seul un planificateur bienveillant peut augmenter la croissance en internalisant cette *externalité*.

**ANALYSE DES DONNEES**

Il est impérieux de faire la description de la variable avant de passer à son analyse approfondie. C'est dans cette optique que cette l'analyse descriptive de chaque variable retenue est effectuée dans la présente étude. Cependant, cette analyse de variables du modèle est rendue possible grâce à l'utilisation du graphique qui a permis de lire l'évolution de chaque variable au cours de la période d'étude.

**ETUDE DE L'EVOLUTION DES VARIABLES SOUS ETUDES**

Dans ce point, il s'agit de présenter graphiquement les différentes variables du modèle afin de cerner leur évolution à travers le temps, et de rechercher les causes économiques qui sont à la base de l'allure des courbes représentatives de ces différentes variables.

**a) Evolution du PIB de la RDC de 1990 à 2023**

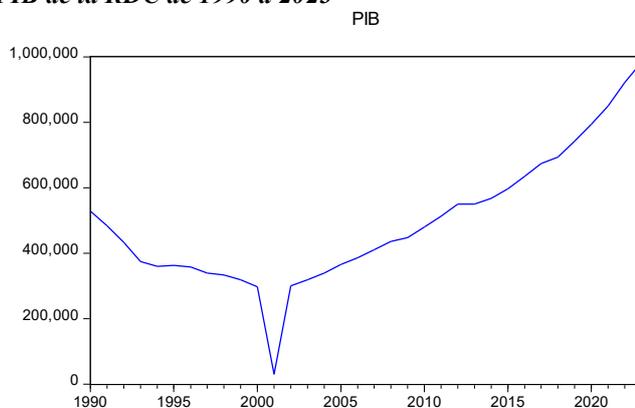


Fig.2. Evolution du PIB en RDC.

De cette figure, il s'observe que, généralement le PIB de la RDC a évolué à la baisse durant la période allant de 1990 à 2001. Cela s'explique par l'instabilité politique et des guerres qui avaient régnés dans le pays, c'est la période de transition vers un système politique plus démocratique, caractérisée par un vide institutionnel manifeste, des troubles politiques et de violents actes de vandalisme, qui va non seulement aggraver les difficultés monétaires, financières et budgétaires, mais surtout porter un coup fatal au secteur productif de l'économie congolaise déjà mal-en-point. C'est en 2002 que le PIB de la RDC a commencé à s'améliorer avec une l'allure ascendante jusqu'à l'année 2023. Cette situation positive est à la fois le résultat de la stabilité macroéconomique, conjuguée avec les effets des réformes structurelles ainsi que les dividendes de la paix qui a été retrouvée durant cette période.

**b) Evolution du capital public en RDC de 1990 à 2023**

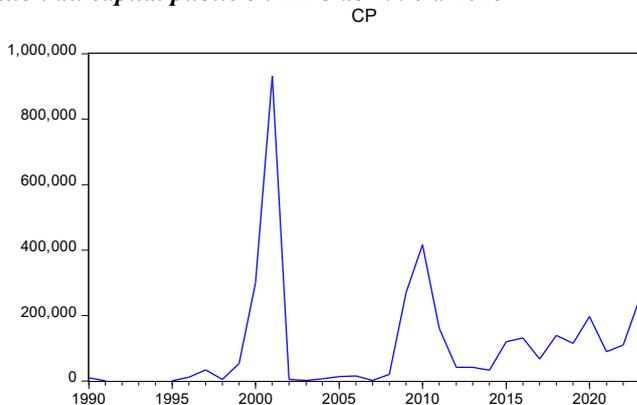


Fig.3. Evolution du capital public en RDC.

Cette figure révèle que c'est entre 1998 et 2001 ainsi qu'entre 2008 et 2010 que le capital public a connu l'expansion. Pour le reste des années, il a évolué d'une manière non satisfaisante, avec des petites oscillations jusqu'à vouloir s'éteindre, cela permet de voir clairement que le secteur de l'infrastructure ne bénéficie pas d'un bon investissement de

la part du gouvernement de la RDC. Ceci prouve avant même d’arriver à la conclusion que ce secteur semble être négliger en RDC à tel point que ça risque d’influencer négativement la croissance économique. Alors que dans des pays développés c’est le secteur de l’infrastructure et le secteur de l’éducation qui sont primordial par le gouvernement, ce qui ne pas le cas en RDC en voyant seulement le comportement de cette figure.

**c) Evolution des investissements en RDC de 1990 à 2023**

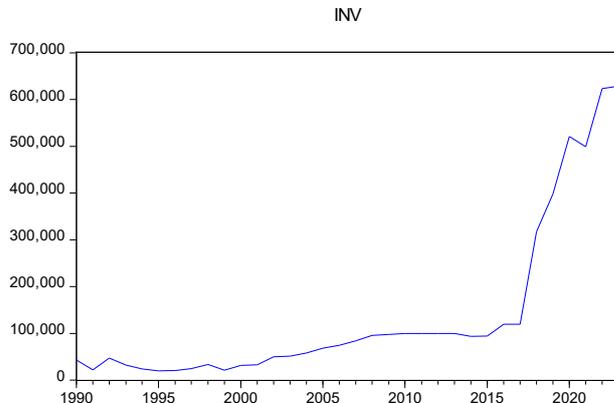


Fig.4. Evolution des investissements en RDC.

Le comportement des investissements comme nous pouvons le voir à l’aide de la figure ci-haut, ont évolué légèrement à la hausse de 1990 à 2016 avec des petites oscillations. C’est à partir de l’année 2017 que les investissements en capital privé se sont améliorés en prenant l’ascenseur et cela jusqu’à l’année 2023. Cette situation peut s’expliquer par le manque de l’infrastructure de qualité dans le pays car ceci décourage les privés à l’investissement du fait qu’il n’y a pas la libre circulation dans le territoire national.

**TEST DE STATIONNARITE DES VARIABLES DU MODELE (TEST ADF) : DETERMINATION DU DEGRE D’INTEGRATION DES VARIABLES DU MODELE**

D’une manière générale, avant le traitement d’une série chronologique, il convient d’en étudier les caractéristiques stochastiques. Si les caractéristiques c'est-à-dire son espérance mathématique et sa variance se trouvent modifié dans le temps, la série chronologique est considérée comme non stationnaire, mais dans le cas contraire, la série temporelle est alors stationnaire.

Une série est donc stationnaire si elle ne comporte ni tendance ni saisonnalité et plus généralement aucun facteur n’évoluant avec le temps. Les tests de Dickey – Fuller et Dickey – Fuller Augmenté permettent non seulement de mettre en évidence le caractère stationnaire ou non d’une chronique par la détermination d’une tendance déterministe ou stochastique mais aussi de déterminer la bonne manière de stationnariser cette chronique.

Avec l’application sur Eviews, les hypothèses suivantes sont retenues :

H0 : la série est stationnaire

H1 : la série n’est pas stationnaire

On accepte l’hypothèse nulle si la valeur ADF prise en valeur absolue est supérieure à la valeur critique considérée aussi en valeur absolue ; au cas contraire, on la rejette au profit de H1.

Tableau 01 : L’analyse de la stationnarité des variables

Variables	ADF test	Test critical values	Stationnarité en différence			décision
			Tendance	constance	Sans	
LPIB	-8.982949**	-3.557759**	non	non	oui	I(1)
LCP	-7.004013**	-3.557759**	non	non	oui	I(1)
LINV	-8.237597**	-3.557759**				

Le signe (\*\*) représente la stationnarité des variables au seuil de 5%

De ce tableau, il s’observe que toutes les séries (PIB, capital public et investissement) générée en logarithme sont stationnaire à la première différence car leur valeur ADF prise en valeur absolue sont supérieure à leur valeur critique de MACKINNON au seuil de 5%, et que leurs probabilités sont inférieures à 0.05. Donc les séries LPIB, LCP et LINV sont intégré d’ordre 1.

Il se fait remarquer qu’après ces analyses, toutes les variables prises en compte dans ce travail sont stationnaires à la première différence et donc intégré d’ordre 1. Cela permet de passer au test de cointégration.

**TEST DE COINTEGRATION**

**a) Test de Engle et Granger**

Ce test n'est utilisable que si les variables sont du même ordre d'intégration. Ce qui est le cas pour ces analyses étant donné que toutes les séries (variables) sont intégrés d'ordre 1.

Ce test est fondé sur les hypothèses suivantes :

$H_0$  : Racine unitaire sur le résidu est (Non cointégration)

$H_1$  : Non racine unitaire sur le résidu est (Cointégration)

Ainsi, le tableau ci-dessous nous présente le résultat du test de Engle Granger grâce au test de Dickey-Fuller Augmenté sur le résidu du modèle de long terme.

**Tableau 02 : Test de cointégration de Engle Granger**

Null Hypothesis: ERREURLONGTERME has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.313290	0.0016
Test critical values:	1% level	-2.636901
	5% level	-1.951332
	10% level	-1.610747
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

De ce tableau, il ressort que la probabilité est de 0,0016 inférieur à 0,05, donc on accepte l'hypothèse de stationnarité sur le résidu. Ceci prouve que les variables sous étude sont cointégrées au seuil de 5%.

**b) Test de cointégration de Johansen**

Ce test est fondé sur les hypothèses suivantes :

$H_0$  : Non cointégration (rang de cointégration vaut zéro)

$H_1$  : Cointégration (rang de cointégration  $\geq 1$ )

Le tableau suivant nous permet de conclure s'il y a cointégration ou non.

**Tableau 03 : Test de cointégration de Johansen**

Date: 08/11/24 Time: 18:23				
Sample (adjusted): 1992 2023				
Included observations: 32 after adjustments				
Trend assumption: No deterministic trend				
Series: LPIB LCP LINV				
Lags interval (in first differences): 1 to 1				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.379064	29.65632	24.27596	0.0095
At most 1 *	0.290373	14.40744	12.32090	0.0220
At most 2	0.101668	3.430913	4.129906	0.0759
Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Ce tableau nous renseigne que deux valeurs statistiques sont supérieures à leur valeur critique au seuil de 5% (29.65632 > 24.27596) et (14.40744 > 12.32090) donc il y a cointégration.

Suite à la stationnarité de toutes les variables du modèle et à leur intégration d'ordre 1 ainsi qu'à leur cointégration, nous pouvons maintenant passer, sans crainte de biaiser nos résultats, à l'estimation du modèle.

**SPECIFICATION ET ESTIMATION DU MODELE A CORRECTION D'ERREUR (MCE)**

**SPECIFICATION DU MODELE A CORRECTION D'ERREUR (MCE)**

Dans le cas de cette étude, nous avons utilisé un modèle de série temporelle dans le cadre d'un modèle à correction d'erreur (MCE) qui nous a permis d'évaluer la relation des causes à effets entre nos différentes variables à savoir le PIB généré en logarithme **LPIB** et le capital public (dépense publique en infrastructure) en logarithme **LCP** ainsi que l'investissement généré en logarithme **LINV**.

Les modèles d'estimation retenu sont ainsi spécifiés comme suit :

- **L'estimation en une étape à la HENDRY**  
 $D(LPIB)_t = a_0 + a_1D(LCP)_t + a_2D(LINV)_t + a_3LPIB_{t-1} + a_4LCP_{t-1} + a_5LINV_{t-1} + \varepsilon_t$
- **L'estimation à deux étapes à la ENGLE GRANGER**  
 $D(LPIB) = a_0 + a_1D(LCP) + a_2D(LINV) + \mu_{t-1} + \varepsilon_t$   
 $a_0, a_1, a_2, a_3, a_4$  et  $a_5$  sont des paramètres à estimer  
 $D$  est l'opérateur de différence première  
 $\varepsilon$  : l'erreur aléatoire et  $\mu$  l'erreur de long terme

**ESTIMATION DU MODELE A CORRECTION D'ERREUR (MCE)**

Dans ce point, nous allons estimer le modèle à correction d'erreur à la Hendry soit l'estimation en une étape ainsi que le modèle à correction d'erreur à la Engle Granger soit l'estimation en deux étapes.

**a) Estimation du modèle à correction d'erreur à la Hendry par MCO**

Les résultats de l'estimation du modèle à correction d'erreur à la Hendry par MCO sont donnés dans tableau ci-dessous :

**Tableau 04 : Estimation du modèle à correction d'erreur à la Hendry**

Dependent Variable: D(LPIB)				
Method: Least Squares				
Date: 08/11/24 Time: 18:27				
Sample (adjusted): 1991 2023				
Included observations: 33 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.422817	1.606054	2.131196	0.0423
D(LCP)	-2.33E-06	2.63E-07	-8.846836	0.0000
D(LINV)	0.204642	0.139470	4.136689	0.0039
LPIB(-1)	-0.445802	0.170801	-2.610067	0.0146
LCP(-1)	-1.29E-06	4.16E-07	-3.091924	0.0046
LINV(-1)	0.224015	0.077007	2.909031	0.0072
R-squared	0.857040	Mean dependent var		0.018827
Adjusted R-squared	0.830566	S.D. dependent var		0.579378
S.E. of regression	0.238486	Akaike info criterion		0.133952
Sum squared resid	1.535638	Schwarz criterion		0.406044
Log likelihood	3.789799	Hannan-Quinn criter.		0.225502
F-statistic	32.37284	Durbin-Watson stat		2.067767
Prob(F-statistic)	0.000000			

Le modèle estimé se présente comme suit :

$$D(LPIB) = 3.42281685 - 2.32706283494*D(LCP) + 0.204641963687*D(LINV) - 0.445801648896*LPIB(-1) - 1.28603102817*LCP(-1) + 0.224014871227*LINV(-1)$$

De ce tableau, il se dégage que le coefficient associé à la force de rappel est négatif (**-0.445802**) et significativement différent de zéro au seuil statistique de 5% (son t de student est de supérieur à 1,96 en valeur absolue). Il existe donc bien un mécanisme à correction d'erreur : à long terme les déséquilibres entre la croissance économique et les variables exogènes (capital public et investissement) se compensent de sorte que ces séries ont des évolutions similaires.

Le coefficient **a3** représente la vitesse à laquelle tout déséquilibre entre les niveaux désiré et effectif de la croissance économique est résorbé dans l'année qui suit tout choc.

- **Elasticité de cours**

Le coefficient  $a_1 = - 2.32706283494$  signifie économiquement que le capital public a influencé négativement la croissance économique de la RDC durant la période sous étude avec une élasticité de 2.32706283494 c'est-à-dire, au lieu que l'infrastructure puisse relancer la croissance économique de la RDC, mais celui-ci l'a amené plutôt à la baisse. Donc la RDC n'engage pas un budget consistant dans le financement des infrastructures. Le coefficient  $a_2 = 0.204641963687$  signifie économiquement l'investissement a influencé positivement la croissance économique durant la période sous étude d'une élasticité de 0.204641963687. Donc qu'une augmentation des investissements de 10% entraîne aussi une augmentation du PIB et par conséquent la croissance économique de 2%.

▪ **Elasticité de long terme**

- L'élasticité de long terme pour la variable capital public est  $\frac{a_4}{a_3} = \frac{1.28603102817}{0.445801648896} = - 2,884761$ . Donc le capital public a influencé négativement la croissance économique de la RDC durant la période sous étude avec une élasticité de 2,884761.
- L'élasticité de long terme pour la variable investissement est  $\frac{a_5}{a_3} = \frac{0.224014871227}{0.445801648896} = 0,502499$ . Donc les investissements ont influencé positivement la croissance économique durant la période sous étude d'une élasticité de 0,502499. Donc une augmentation des investissements de 10% a entraîné aussi une augmentation du PIB et par conséquent la croissance économique de 5%.

**b) Estimation du modèle à correction d'erreur à la Engle Granger (estimation en deux étapes)**

L'estimation du modèle à correction d'erreur à la Engle Granger se fait en deux étapes. La première étape consiste à estimer par MCO la relation de long terme et la seconde étape consiste à estimer par MCO la relation du modèle dynamique (court terme).

**Etape 1 : Estimation par MCO de la relation de long terme**

Le modèle que nous estimons se présente comme suit :

$$LPIB = a_0 + a_1 LCP + a_2 LINV + \epsilon_t$$

Les résultats de l'estimation du modèle par MCO de la relation de long terme sont donnés dans tableau ci-dessous

**Tableau 05 : Estimation du modèle par MCO de la relation de long terme**

Dependent Variable: LPIB				
Method: Least Squares				
Date: 08/11/24 Time: 18:18				
Sample: 1990 2023				
Included observations: 34				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.703902	0.530414	16.40965	0.0000
LCP	-2.08E-06	2.73E-07	-7.635330	0.0000
LINV	0.400516	0.047160	8.492704	0.0000
R-squared	0.788505	Mean dependent var		12.99541
Adjusted R-squared	0.774860	S.D. dependent var		0.584306
S.E. of regression	0.277247	Akaike info criterion		0.356283
Sum squared resid	2.382846	Schwarz criterion		0.490962
Log likelihood	-3.056805	Hannan-Quinn criter.		0.402212
F-statistic	57.78762	Durbin-Watson stat		1.711767
Prob(F-statistic)	0.000000			

**Etape 2 : Estimation par MCO de la relation du modèle dynamique (court terme)**

Dans ce cas, il faut récupérer les résidus du modèle de la relation de long terme afin d'estimer le modèle à correction d'erreur. Le modèle estimé dans le cadre de cette étude se présente comme suit :

$$D(LPIB) = a_0 + a_1 D(LCP) + a_2 D(LINV) + \mu_{t-1} + \epsilon_t$$

D est l'opérateur de différence première

Les résultats de l'estimation du modèle à correction d'erreur sont donnés dans tableau ci-dessous :

**Tableau 06 : Estimation du modèle à correction d'erreur**

Dependent Variable: D(LPIB)				
Method: Least Squares				
Date: 08/11/24 Time: 19:43				
Sample (adjusted): 1991 2023				
Included observations: 33 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.015188	0.043215	0.351464	0.7278
D(LCP)	-2.13E-06	2.04E-07	-10.42943	0.0000
D(LINV)	0.186689	0.137754	3.737218	0.0051
ERREUR(-1)	-0.502670	0.166189	-3.024687	0.0052
R-squared	0.845747	Mean dependent var		0.018827
Adjusted R-squared	0.829790	S.D. dependent var		0.579378
S.E. of regression	0.239031	Akaike info criterion		0.088767
Sum squared resid	1.656942	Schwarz criterion		0.270162
Log likelihood	2.535339	Hannan-Quinn criter.		0.149801
F-statistic	53.00109	Durbin-Watson stat		1.966691
Prob(F-statistic)	0.000000			

Le coefficient associé à la force de rappel est négatif et significativement différent de zéro. Il existe donc bien un mécanisme à correction d'erreur.

Les estimations faites ci-haut prouvent que le modèle de BARRO est significatif pour la réalité de la République Démocratique du Congo du fait que le coefficient de détermination ( $R^2$ ) est différent de 0 et le  $F_{ca} > F_{th}$  ce qui prouve que le modèle est globalement significatif et se rapproche de la réalité à 86% et que la conclusion tirée à l'issue du test Individuel (Test de Student) se fait remarquer que toutes les variables sont significatives.

### CONCLUSION

L'analyse de l'impact du capital public sur la croissance économique en République Démocratique du Congo en recourant au modèle de BARRO a permis de dégager un certain nombre de conclusions et remarques qui sont très importantes dans le cadre de cette étude, qui a recouru aux procédés économétriques dont l'estimation est faite sur les données économiques, sur base d'un modèle à correction d'erreur (MCE). Les données qui sont d'usage dans cette analyse proviennent essentiellement de la base des données de la Banque Centrale du Congo (Rapports Annuels).

De l'analyse et traitement des données collectées, les résultats prouvent que le modèle de BARRO est significatif pour la réalité de la République Démocratique du Congo. Du fait que le coefficient de détermination ( $R^2$ ) est différent de 0 et le  $F_{ca} > F_{th}$ , on conclut que le modèle est globalement significatif et se rapproche de la réalité à 86%, et que la décision tirée à l'issue du test Individuel (Test t de Student) fait remarquer que toutes les variables sont significatives.

Au vu des résultats, il est souhaitable que le gouvernement de la RDC mette en place l'application de modèle de Barro en augmentant le financement en infrastructure pour pouvoir relancer la croissance économique.

### REFERENCES

- [1] **Barro, R.J.** (1990). Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth. Journal of Political Economy ;
- [2] **Dickey D., Fuller W.,** (1981). « Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with unit root », Econometrica, Vol. 49 n°4 ;
- [3] **Engle R.E., Granger C.W.J.,** (1987). « cointegration and Error-correction : representation estimation and testing », Econometrica, Vol. 55 ;
- [4] **Engle R.E., Hendry D.F., Richard J.F.,** (1983) « Exogeneity », Econometrica, Vol. 51 ;
- [5] **Granger C.W.J.,** (1983). « co-integrated variables and Error-correcting models », Document de travail, Université de San Diego ;
- [6] **Granger, C.W.J.** (1969). Investigation Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. Econometrica ;
- [7] **Johanson S.,** (1988). « Statistical analysis of cointegration vectors », Journal of economic dynamics and control, Vol. 12 ;
- [8] **Johanson S.,** (1991). « Estimation and hypothesis testing of Cointegration vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models », Economica, Vol. 59 ;

- [9] **Johanson S., JUSELIUS, (1990).** « Maximum likelihood estimation and to the demand for money inference on cointegration with application » Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 52.

**ANNEXES**

**Test de stationnarité des variables du modèle (test ADF)**

*Annexe 01 : L'analyse de la stationnarité de la variable (LPIB)*

Null Hypothesis: D(LPIB) has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.982949	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.273277
	5% level	-3.557759
	10% level	-3.212361
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

*Annexe 02 : L'analyse de la stationnarité de la variable (LCP)*

Null Hypothesis: D(LCP) has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.004013	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.273277
	5% level	-3.557759
	10% level	-3.212361
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

*Annexe 03 : L'analyse de la stationnarité de la variable (LINV)*

Null Hypothesis: D(LINV) has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=1)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.237597	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.273277
	5% level	-3.557759
	10% level	-3.212361
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		