

## Croissance économique et balance des paiements en RDC : la loi de Thirlwall peut-elle se vérifier dans le contexte de Covid-19 ?

Economic Growth and the Balance of Payments in the DRC: Can Thirlwall's Law Hold True in the Context of COVID-19?

Olivier Talys Talebuyi Tayeye

**Résumé.** L'objectif de cette étude est de vérifier si, dans un contexte de covid-19, la croissance économique en RDC peut être contrainte par la balance des paiements, suivant la loi de Thirlwall. Pour vérifier cette loi, il est fait usage d'un modèle vectoriel à correction d'erreur, sur un échantillon des données allant de 1965 à 2022. Les résultats montrent que même avec un choc de l'ampleur du covid-19, la croissance économique congolaise n'est pas contrainte par la demande extérieure. L'étude suggère de mettre l'accent sur les infrastructures et des mesures sectorielles afin de booster davantage la consommation interne et par voie de conséquence l'activité économique.

Mots Clés : Croissance économique, test de cointégration aux bornes, loi de Thirlwall.

**Abstract.** The objective of this study is to verify whether, in a context of covid-19, economic growth in the DRC can be constrained by the balance of payments, according to Thirlwall's law. To verify this law, an error-corrected vector model is used on a sample of data ranging from 1965 to 2022. The results show that even with a shock of the magnitude of covid-19, growth Congolese economy is not constrained by external demand. The study suggests focusing on infrastructure and sectoral measures to further boost internal consumption and consequently economic activity.

Key words: economic growth, cointegration test, thirlwall law



Received: 05 june 2025

Accepted: 26 August 2025

Available online: 20 novembre 2025

## 1. Introduction

Le développement économique d'une nation exige d'énormes sacrifices, sur fond d'une discipline qui oblige au respect notamment de la propriété privée. Ces efforts incitent continuellement à repenser les modèles de développement adoptés, pour prendre en compte les échecs des modèles déjà mis en œuvre et ceux ayant fait leurs preuves sous d'autres cieux.

Dans ce contexte, l'amélioration de l'activité notamment économique devient un objectif à atteindre continuellement pour garantir un meilleur lendemain, dans un monde où les antagonismes induits par la recherche et la préservation des intérêts ne cessent de croître d'année en année. Une illustration de ce phénomène est d'ailleurs donnée par le comportement de l'administration américaine, sous Donald Trump, laquelle n'avait pas hésité à remettre en cause les accords jugés moins profitables pour les américains, en mettant en avant le concept de « *america first* ». Et à cette même administration de vanter les chiffres intéressants relatifs à l'activité économique américaine dès les premières heures de sa prise de pouvoir. Baisse du chômage, amélioration des comptes extérieurs et relèvement du taux de croissance étaient notamment des motifs de fierté, traduisant toute la souplesse et les meilleures stratégies mises en œuvre dans le cadre de la conduite de la politique économique américaine.

Les différents facteurs de production doivent être pleinement utilisés pour une croissance économique soutenue et durable. Cependant, dans la mise en place des stratégies de développement, la principale question est celle de savoir si les seules croissances quantitative et qualitative des facteurs de production sont de nature à assurer une croissance économique soutenue et durable. C'est alors qu'intervient le débat d'écoles.

Pour les Classiques, la croissance est entraînée par l'accumulation du capital. Déjà, Adam Smith soulignait que c'est la division du travail qui améliore la productivité et permet l'accumulation des richesses. Plus tard, Schumpeter affirmera que la croissance économique est

fortement tributaire de l'innovation. En effet, l'innovateur est celui qui rompt avec le comportement de routine. C'est celui qui prend des risques, le profit étant la récompense de cette prise de risque. Cependant, Shumpeter très âgé (*Capitalisme, Socialisme et Démocratie*, 1942) annonce le triomphe du socialisme, car le mécanisme d'anticipations mimétiques lors du fleurissement des innovations conduirait à la disparition du capitalisme.

S'agissant des Keynesiens, la croissance est tributaire de la demande effective qui correspond à la demande de biens et services que les entrepreneurs anticipent. Les Chefs d'entreprise estiment ce qu'ils pensent pouvoir vendre et déterminent ensuite le niveau de la production et la quantité de travail nécessaire à cette production. Le niveau de la demande effective a lors des conséquences importantes puisqu'il détermine le niveau de la production des entreprises et aussi le niveau de l'emploi (Claire-Agnès Gueutin, 2012).

Les Néoclassiques, avec Solow en tête, vont proposer une théorie formalisée de la croissance qui repose sur le progrès technique et basée sur un certain nombre d'hypothèses notamment la concurrence pure et parfaite, la production d'un bien homogène, la neutralité de la technologie de production, l'accroissement dans le temps du stock de capital sur la base de nouveaux investissements, etc. L'équation dynamique fondamentale du modèle de Solow établie la relation entre la production, la consommation et l'investissement.

Quant aux économiques de la croissance endogène, ils expliquent la croissance à partir de processus et de décisions microéconomiques. Ils identifient quatre principaux facteurs de croissance, à savoir les rendements d'échelle, la recherche, la connaissance et l'intervention judiciaire de l'Etat. Ces modèles de croissance endogène, mettent en exergue la disponibilité et la qualité des facteurs de production comme étant les variables explicatives du différentiel de croissance entre les nations.

Cependant, du point de vue de la demande, des études empiriques mettent en avant la demande internationale comme un moteur non négli-

geable de la croissance. C'est ainsi que des économies comme celles de la Chine repose essentiellement sur la promotion des exportations, comme source principale de l'accroissement du revenu de ce pays. Cette politique d'ouverture a tellement fait du chemin, qu'elle a suscité des initiatives de toute sorte, notamment pour contourner les différents obstacles aux échanges internationaux des biens et services.

Cette situation a conduit des chercheurs à travers le monde, à se pencher sur ce phénomène pour mieux comprendre les sources de la divergence de croissance entre les nations. Parmi ces chercheurs, Thirlwall a su percer dans ses travaux en parvenant à établir une relation entre le taux de croissance économique et le rapport entre le taux de croissance des exportations et l'élasticité-revenu de la demande nationale d'importation. Cette relation est connue mondialement comme la règle de Thirlwall (Thirlwall, 1979). Il a d'ailleurs fait un premier travail de vérification sur un panel de 18 pays développés, à l'issue duquel il a conclu globalement à l'existence de la contrainte de la balance des paiements sur la croissance économique pour l'ensemble de pays considérés.

La confirmation de l'application de la loi de Thirlwall traduirait le fait que les pays considérés enregistrent des taux de variation, de leurs exportations, relativement équivalents aux flux nets des capitaux destinés à leurs économies. En effet, si ces flux des capitaux ne varient que faiblement par rapport à la variation des exportations, le pays considéré enregistrerait un niveau de taux de croissance économique effectif moindre par rapport à celui prédit par le modèle de Thirlwall. C'est d'ailleurs l'une des explications principales que Bagnaï et al. (2013) ont donné par rapport à la faiblesse du taux de croissance de la production intérieure vietnamien par rapport au niveau potentiel, dans le cadre d'une étude de vérification portant sur la période.

Sur le continent africain, Mahamadou DIARRA (2014) a vérifié applicabilité de la loi de Thirlwall au sein de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA). Pour y parvenir, il a d'abord estimé l'élasticité-revenu

des importations, en considérant trois modèles à savoir : le modèle autoregressif à retards échelonnés, le modèle des moindres carrés dynamiques et le modèle des moindres carrés modifiés. Ensuite, il a calculé les taux de croissance prédits par le modèle et en fin, il a comparé les taux de croissance prédits aux taux de croissance observés. Les résultats ont montré que ces derniers sont en deçà de ceux prédits par la loi. De plus, à l'exception du Sénégal, il ne pouvait être établi de lien significatif entre les deux séries. Selon l'auteur, ces résultats impliquent que l'accumulation de capacités de production en termes de capital et de travail dans ces pays n'est pas contrainte par l'évolution de la demande extérieure. C'est ainsi il a proposé aux décideurs de mettre l'accent sur les politiques qui permettent de renforcer, sinon de construire, un tissu économique bien structuré capable de répondre à la demande intérieure et extérieure.

Par ailleurs, la littérature portant sur la vérification de la loi de Thirlwall est certes abondante. Cependant, aucune d'elle ne porte formellement sur la République Démocratique du Congo (RDC), et surtout dans un contexte d'une pandémie comme celle de covid-19. Il est donc essentiel, en s'appuyant sur les travaux précédents, de ressortir l'incidence de cette crise sur la problématique de la croissance domestique contrainte par la demande extérieure en RDC, même s'il semble trop tôt de tenter cet exercice, en raison du caractère récent de ce choc sur ce pays.

En effet, avènement de la pandémie de covid-19 est une sorte de remise en question de l'abondante littérature existante sur les avantages du commerce et de l'économie internationale.

S'agissant particulièrement de la République Démocratique du Congo, la croissance est souvent tirée par la demande extérieure, tant le pays produit essentiellement pour le marché international et consomme ce qui vient de ce marché.

S'il est admis que le pays présente beaucoup de vulnérabilités liées à la faiblesse notamment de ses infrastructures et une base productive faible, il y a tout de même lieu de reconnaître que depuis le retour de la coopération, avec les bailleurs internationaux, il est observé une reprise d'une

expansion économique positive, à partir de 2002, avec un taux de croissance économique de 3,5 %. Cette croissance, bien que n'ayant pas contribué à réduire la pauvreté ni baisser les inégalités distributives (Emile Ngoy, 2018), est restée dynamique, atteignant même un pic de 9,5 % en 2014, même si un fléchissement a été noté en 2009, avec un taux de 2,9 %, à la suite des effets de la crise financière internationale de 2008. En outre, cette évolution assez remarquable de l'activité économique ne s'est pas accompagnée d'une accumulation d'excédents du compte courant de la balance des paiements, lequel est demeuré structurellement déficitaire.

Cependant, ce dynamisme risque d'être sérieusement mis à mal si l'on tient compte des effets des mesures de riposte à la pandémie de covid-19. En effet, aux dix premiers mois de 2020, le volume global des échanges des biens et des services a connu une forte décélération comparativement à son niveau de deux années précédentes. Dans le même temps, les estimations de la croissance sur la base des informations disponibles à fin juin 2020 tablent sur une récession économique de 1,7 %, ce qui serait une première depuis 2002. A cet effet, il apparaît assez clairement que le choc actuel affectant à la fois l'offre (les exportations) et la demande (les importations), induirait une contraction de l'activité intérieure.

Dès lors, il peut se poser valablement la question de la vérification de la loi de Thirlwall, dans un contexte de recul de la demande mondiale, sous l'effet de la pandémie de covid-19.

De ce questionnement découle la préoccupation de cette étude, laquelle se résume autour de la question principale suivante : le covid-19, peut-il induire une contrainte de la croissance économique par la balance des paiements ?

Bien évidemment, l'analyse repose sur l'hypothèse selon laquelle cette pandémie induit une contrainte de la croissance économique par la balance des paiements en RDC. Pour vérifier cette hypothèse, le travail considère un modèle vectoriel à correction d'erreur, sur des données couvrant la période allant de 1960 à 2022. Ces données proviennent essentiellement de la

Banque Centrale du Congo. Celles entre 2020 et 2022 ont été projetées sur la base des réalisations jusqu'à fin juin 2020, en prenant en compte les effets de la pandémie de Covid-19.

Par ailleurs, l'analyse comporte deux points essentiels, à savoir un bref aperçu de l'évolution des échanges commerciaux dans le contexte de la pandémie de covid-19 et l'analyse empirique de la loi de Thirlwall en RDC.

## II. **Bref aperçu sur l'évolution des échanges commerciaux dans le contexte du Covid19**

L'apparition de Covid-19 a conduit les Etats à prendre des mesures sévères, telles que le confinement total des zones touchées, afin de limiter la propagation de cette maladie virale. Cette mesure a eu pour conséquences notamment (i) la fermeture des usines, (ii) le confinement de la main d'œuvre, (iii) l'effondrement de la consommation des biens et services et (iv) la fermeture des frontières, avec ses répercussions sur le secteur de transport, du tourisme, du commerce et de l'hôtellerie. Toutes ces mesures ont induit, notamment :

- (i) la baisse du commerce mondial. En effet, deuxième puissance économique mondiale, la Chine est un partenaire commercial de premier rang pour l'économie mondiale. Le ralentissement des mouvements des personnes et des biens entre ce pays et le reste du monde constitue un frein important au commerce mondial ;
- (ii) la baisse des cours de matières premières. Les inquiétudes sur la propagation de cette pandémie ont occasionné, entre autre, une forte baisse des cours de pétrole, principalement au cours des quatre premiers mois de 2020 ;
- (iii) la baisse de la croissance économique mondiale. La propagation du coronavirus en Chine, affectant la consommation et occasionnant une réduction des exportations chinoises, a engendré un ralentissement de la croissance économique mondiale pour le premier trimestre 2020 dans la mesure où ce pays représente 50 % du PIB de l'Asie et 15 % du PIB mondial. Pour la Chine particulièrement les chiffres officiels ont renseigné une contraction de l'activité économique de

9,8 % au premier trimestre 2020, suivant la publication de l'Agence Reuters du 15 avril 2020.

Sur le plan interne, outre les effets notés dans les autres secteurs de l'économie, le secteur extérieur s'est ressenti des effets du covid-19 à travers notamment la baisse du volume des

échanges commerciaux. En effet, en comparant les volumes d'échanges entre janvier et octobre de cinq dernières années, il appert une chute de 31,1 % en 2020 par rapport à 2019. Cette contraction est plus tirée par les importations, lesquelles enregistrent une baisse de 41,5 %, à la suite des effets de principales mesures en riposte au covid-19.

**Tableau 1. Évolution de la balance des biens**  
(en millions de USD, sauf indication contraire)

Janvier à octobre	Exportations	Importations	Volume global	Solde	Var. volume (%)
2016	9 673,2	10 413,8	20 087,1	-740,6	
2017	9 420,7	9 423,7	18 844,3	-3,0	-6,2
2018	13 612,3	12 318,2	25 930,5	1 294,1	37,6
2019	12 437,0	12 193,1	24 630,1	243,9	-5,0
2020	9 847,6	7 134,6	16 982,1	2 713,0	-31,1

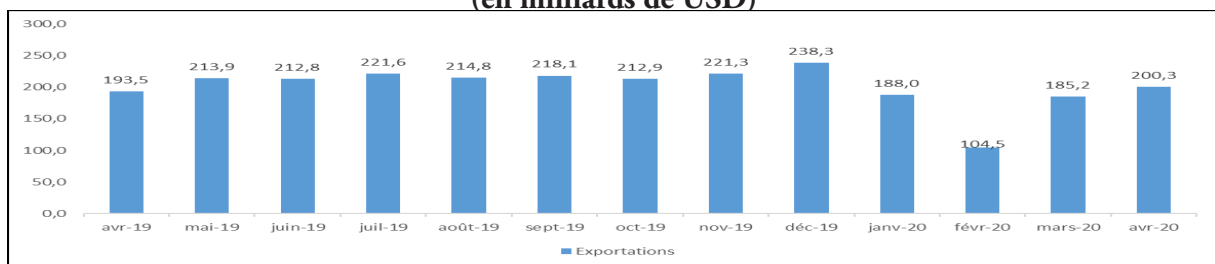
Source : Banque Centrale du Congo, sur base des données mensuelles de la balance commerciale de la Commission Elargie d'Elaboration de la Balance des Paiements

## II.1. Echanges commerciaux avec la Chine

Suite au déclenchement de la crise en décembre 2019, les exportations chinoises ont enregistré une chute au premier trimestre 2020, à la suite des différentes mesures de riposte mises en œuvre. Toutefois, ces exportations ont enregistré leur première hausse depuis le mois de mars 2020, en raison de l'assouplissement des

mesures prises par certains pays pour limiter la propagation de la pandémie du Covid-19. En effet, alors que les marchés anticipaient une baisse de 12,1 %, les exportations ont progressé de 3,5 %, en glissement annuel, se chiffrant à près de 200,28 milliards de USD contre des baisses des 6,6 % le mois précédent et 17,2 % pour les mois de janvier et février 2020.

**Graphique 1 : Evolution des exportations chinoises d'avril 2019 à avril 2020**  
(en milliards de USD)



Source : Statistiques douanières chinoises, tirées dans [www.hktdc.com](http://www.hktdc.com).

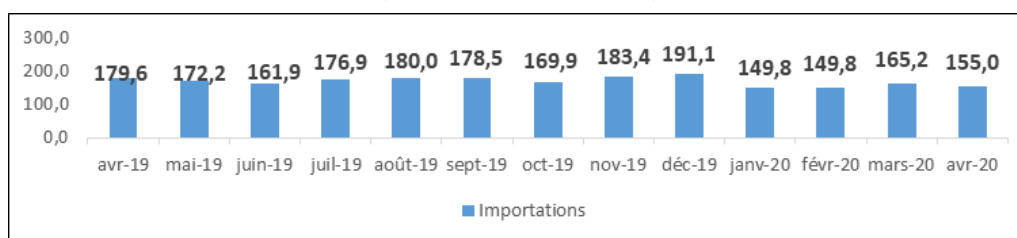
Il convient de relever que ces baisses enregistrées depuis fin décembre 2019 tiennent principalement des perturbations importantes des chaînes d'approvisionnement de la Chine avec la fermeture des usines liée au congé de nouvel an lunaire en janvier mais surtout suite aux mesures prises

par plusieurs pays, notamment celle relative à la fermeture des frontières internationales, au mois de février, limitant ainsi le mouvement des biens et des personnes. Ces mesures ont contribué à restreindre le commerce entre pays, notamment entre la Chine et ses partenaires.

Cependant, avec la levée de certaines restrictions observées ces dernières semaines, conjuguée à la maîtrise de la pandémie en interne, l'activité économique a repris, bien que timidement, notamment dans les industries manufacturières. Cette reprise devrait soutenir progressivement les exportations.

Du côté des importations, la même tendance décrite ci-dessus a été observée, avec notamment une chute de la demande chinoise à compter de fin décembre 2019, avant un léger relèvement au mois de mars 2020. Toutefois, contrairement aux exportations qui se sont maintenues au mois d'avril, la demande chinoise a plutôt fléchi de nouveau au mois d'avril, en raison notamment de la faiblesse de l'activité dans l'industrie lourde.

**Graphique 2 : Évolution des importations chinoises d'avril 2019 à avril 2020 (en milliards de USD)**

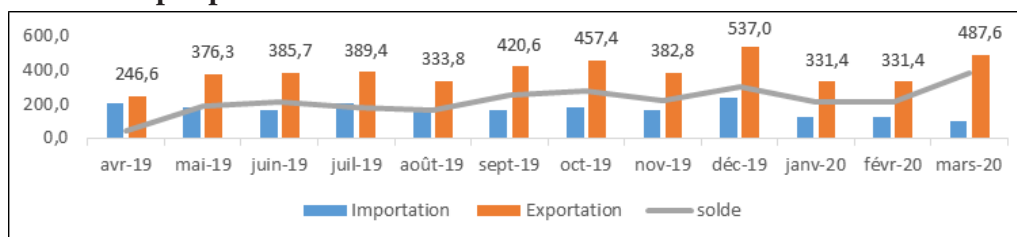


Source : Statistiques douanières chinoises, tirées dans [www.hktdc.com](http://www.hktdc.com).

## II.2. Conséquences sur l'économie congolaise

La RDC tire énormément profit de son commerce avec la Chine, comme l'indique l'évolution positive de son solde commercial, suivant le graphique ci-après.

**Graphique 3 : Évolution du commerce de la RDC avec la Chine**



Source : Statistiques douanières chinoises, tirées sur [www.hktdc.com](http://www.hktdc.com).

Il apparaît clairement que la hausse des importations de la Chine au mois de mars s'est traduite également par la hausse des exportations congolaises au cours du même mois.

En outre, cette situation s'est traduite par la baisse du poids des importations congolaises en provenance de la Chine au premier trimestre 2020. En effet d'un poids moyen de 0,105 % entre avril et décembre 2019, les importations congolaises n'ont représenté que 0,075 %, en moyenne au premier trimestre 2020, traduisant la baisse des exportations chinoises en direction de la RDC.

S'agissant des exportations congolaises vers la Chine, elles ont représenté une moyenne de 0,2 % au premier trimestre 2020, soit quasiment le même niveau que sur la période allant d'avril à décembre 2019. Cette évolution globalement corrélée des transactions congolaises et chinoises, en prenant également en compte d'autres facteurs, s'est traduite par une révision à la baisse des projections de la croissance économique de la RDC avec un taux de -1,7 %, sous l'hypothèse que la pandémie serait maîtrisée au cours du second semestre 2020. Dans le pire de cas, la récession pourrait dépasser les 3 %.

En généralisant cette situation, il s'ensuit que le comportement de l'activité économique mondiale conditionne celle sur le plan domestique, notamment pour le cas de la RDC. En d'autres termes, la croissance économique en RDC n'est-elle pas finalement contrainte par la demande internationale ?

### III. Analyse empirique

#### III.1. Modèle de Thirlwall

Le modèle de Thirlwall repose sur trois fonctions. Une fonction de demande nationale d'importation, la fonction d'offre d'exportation et l'équation d'équilibre extérieur.

La fonction de demande nationale d'importation définit cette dernière comme dépendant positivement du revenu domestique, du taux de change, des prix étrangers et négativement des prix domestiques. En outre, cette fonction dépend également de l'élasticité-prix de la demande nationale d'importation ainsi que de l'élasticité-revenu de la demande nationale d'importations.

La fonction d'offre d'exportations définit les exportations comme dépendant positivement des prix domestiques ainsi que du revenu réel étranger, et négativement du taux de change coté à l'incertain ainsi que des prix étrangers. Par ailleurs, cette fonction des exportations est également tributaire de l'élasticité-prix des exportations et de l'élasticité-revenu de l'offre nationale d'exportation.

La troisième fonction est celle découlant de l'équilibre entre les exportations et les importations, sur la base de l'hypothèse de l'équilibre des transactions de la balance des paiements. Cet équilibre tient du fait que ces transactions sont enregistrées suivant les principes de la comptabilité en partie double, notamment suivant lesquels, toute opération comptable entraîne au moins deux conséquences simultanées d'un même montant.

Sous forme mathématique, ces trois fonctions se présentent comme ci-après (Thirlwall, 1979) :

$$M = \left(\frac{EP_f}{P_d}\right)^\psi Y^\pi$$

$$X = \left(\frac{P_d}{EP_f}\right)^\eta Z^\varepsilon$$

$$P_d X = EP_f M$$

avec :

- M : demande nationale d'importation en volume ;
- Y : revenu réel national ;
- E : taux de change nominal coté à l'incertain ;
- $P_f$  : prix étranger ;
- $P_d$  : prix domestique ;
- $\Psi$  : élasticité-prix de la demande nationale d'importation ; et
- $\pi$  : l'élasticité-revenu de cette demande.
- X : offre nationale d'exportation en volume ;
- Z : revenu réel des partenaires commerciaux ;
- : élasticité-prix des exportations ; et
- $\varepsilon$  : élasticité-revenu de l'offre nationale d'exportation.

La résolution d'un système formé par ces trois équations, en introduisant les taux de croissance conduit à définir le taux de croissance prédit par le modèle de Thirlwall comme le rapport entre le taux de croissance des exportations et l'élasticité-revenu de la demande nationale d'importation, comme ci-après :

$$yp = \frac{x}{\pi}$$

Comme le relève Diarra (2014), cette équation permet les prédictions suivantes :

*« D'abord, à élasticité d'importation donnée, les pays qui ont des taux de croissance des exportations élevés enregistrent des marges importantes en termes*

de croissance économique.

En suite, à taux de croissance des exportations donné, les pays qui dépendent fortement de l'extérieur par leur demande subissent des contraintes de croissance importantes et enregistrent des taux de croissance plus faibles ;

En fin, à court terme, un taux de croissance inférieur à  $y_b$  se traduit par des excédents commerciaux ; à contrario, si un pays connaît un taux de croissance supérieur à  $y_b$ , cela s'accompagne inéluctablement d'une accumulation de déficits extérieurs financés par les partenaires commerciaux ».

Par ailleurs, après avoir calculer la série de taux de croissance estimé, la vérification de la loi de thirlwall peut inciter à régresser cette série par celle de taux de croissance observé comme suit :

$$\dot{y}_b = \alpha_0 + \alpha_1 \dot{y} + \varepsilon_t$$

Où  $\dot{y}_b$  représentent respectivement le taux de croissance prédit par le modèle et le taux de croissance effectif.

### III.3. Spécification du modèle

En notant M les importations de biens et de services, évaluées en monnaie locale et en termes constants ; P le prix relatif mesuré par le rapport entre l'indice des prix à l'importation (Pm) et celui à l'exportation (Px) ; et considérant le PIB réel évalué en monnaie locale comme mesure du revenu réel, la fonction traditionnelle d'importation peut s'écrire comme l'indique l'équation suivante :

$$M = f(PIB, P)$$

$$\text{Avec : } P = \frac{P_m}{P_x} \quad f_{PIB} \geq 0 \quad f_P \leq 0$$

Avec :

#### III.3.1. Spécification mathématique

La spécification mathématique désigne la modélisation de la théorie. Ainsi, en choisissant une fonction log-linéaire, celle de demande nationale d'importation s'écrit :

$$\log M = \alpha + \pi \log PIB + \psi \log P$$

Avec

$\pi$  = élasticité-revenu de la demande nationale d'importation

$\psi$  = élasticité-prix de la demande nationale d'importation

La spécification économique n'est rien d'autre que le fait de prédire les signes attendus de paramètres à estimer, attachés aux variables. Ainsi, les signes suivants sont attendus :

$$\pi \geq 0 \text{ et } \psi \leq 0$$

Le signe attendu de l'élasticité-revenu ( $\pi$ ) est positif du fait que les importations sont une fonction croissante du revenu domestique. En effet, si le revenu augmente, la propension à importer augmente aussi.

Cependant, le signe attendu est négatif pour l'élasticité-prix de la demande ( $\psi$ ), en raison de la relation inverse entre les importations et les prix relatifs (rapport entre les prix à l'importation et les prix à l'exportation). En effet, si les prix relatifs augmentent, traduisant une hausse des prix à l'importation par rapport à ceux à l'exportation, la propension à importer baisse.

#### III.3.2. Spécification économétrique

En s'inspirant de la méthodologie utilisée dans la littérature, le présent travail procède en deux étapes : les élasticité-prix et revenu de la demande nationale d'importation sont préalablement estimées, avant d'utiliser ces coefficients pour tester la loi de Thirlwall, à partir d'un modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM).

Ainsi, ce dernier peut-être représenté comme suit :

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + \Phi D_t + \varepsilon_t$$

Où  $Y_t$  est un vecteur de variables non-stationnaires I(1),  $\Phi$  est un vecteur des variables déterministes/exogènes,  $A_i$  des paramètres ou vecteurs inconnus et  $\varepsilon_t$  est un vecteur des innovations. La représentation VECM(p-1) est donnée comme suit :

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \Phi D_t + \varepsilon_t$$

Où

$$\Pi = \left( I - \sum_{i=1}^p A_i \right) \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j$$

Si la matrice de coefficients a un rang réduit  $r < n$ , alors il existe  $(n \times r)$  des matrices  $\alpha$  et  $\beta$ , chacune avec rang  $r$ , tel que  $\Pi = \alpha\beta'$  et  $\beta'Y_t$  est  $I(0)$ . Le nombre de relations de cointégration,  $r$ , s'appelle le rang de cointégration et chacune des  $r$  colonnes de  $\beta$  constitue un vecteur de cointégration. Les éléments de  $\alpha$  sont appelés paramètres d'ajustement. La méthode de Johansen consiste à estimer la matrice  $\Pi$  à partir d'un VAR non restreint et à vérifier si les restrictions impliquées par le rang réduit peuvent être rejetées.

Par ailleurs, du fait qu'il y a une relation de cointégration,  $\alpha$  et sont des vecteurs.  $\beta$  représente le vecteur du coefficient de long terme alors que  $\alpha$  désigne le vecteur d'ajustement des variables. Il est par conséquent important, en vue de confirmer l'ajustement à court terme d'une variable, que le coefficient d'ajustement soit négatif et significatif  $\alpha < 0$ .

### III.3.3. Analyse de la stationnarité

Les résultats des tests de racine unitaire indiquent que les statistiques du test à niveau permettent de ne pas rejeter, au seuil de 5%, l'hypothèse nulle de non stationnarité du type Différence stochastique (DS) pour les variables ci-après : le volume d'exportation, le PIB du reste du monde et le PIB de la RDC. Après la première différenciation, ces tests permettent de rejeter l'hypothèse de non stationnarité pour l'ensemble de ces variables, au seuil de 5%. Les résultats de l'analyse de la stationnarité de ces séries indiquent bien que toutes les séries sont intégrées d'ordre 1 ( $I(1)$ ).

Aussi, les résultats des tests de racine unitaire indiquent-ils que les statistiques du test à niveau permettent de rejeter, au seuil de 5%, l'hypothèse nulle de non stationnarité pour les variables taux d'inflation et taux de croissance de la RDC.

## III.4. Estimation du modèle et interprétation des résultats

### III.4.1. Estimation du modèle

Les résultats des tests de cointégration indiquent l'existence d'une relation de cointégration dans le modèle. La taille du modèle choisi a été de 3 au regard des différents critères d'information (AIC, LR). Ainsi, au regard du test de cointégration, l'estimation du modèle vectoriel à correction d'erreur donne les résultats suivants :

#### Relation de long terme

$$\limport_t = -2.82 + 1.45 * lpib_{dt} + 0.16 * lP_t$$

#### Equation de court terme

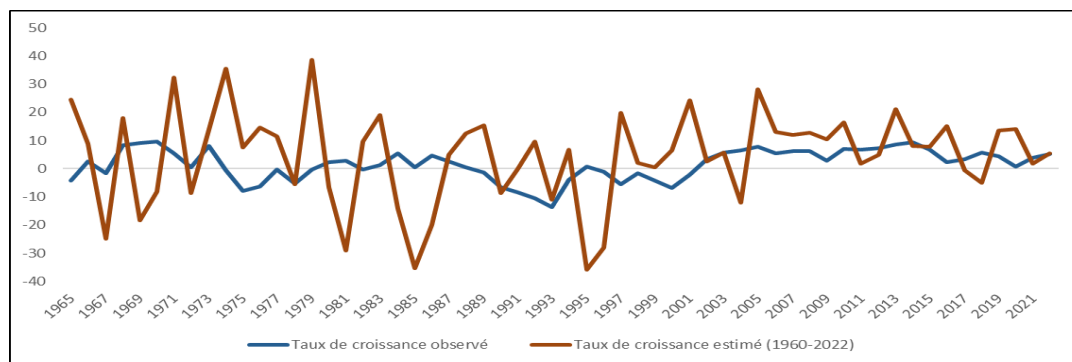
$$\begin{aligned} d\limport_t = & 0.02 + 0.18 * d\limport_{t-1} - 0.05 * d\limport_{t-2} + 0.41 * d\limport_{t-3} \\ & - 0.39 * dlpib_{dt-1} + 0.004 * dlpib_{dt-2} - 0.08 * dlpib_{dt-3} - 0.25 * dlp_{t-1} \\ & + 0.01 * dlp_{t-2} - 0.10 * dlp_{t-3} - 0.23 * Cointeq1 \end{aligned}$$

Note : les termes en gras sont ceux statistiquement significatifs au seuil de signification de 5%.

Les résultats ci-dessus présentent la relation de court terme et de long terme du modèle estimé, sur les données allant de 1960 à 2022. Les tests de diagnostic indiquent l'absence d'une éventuelle autocorrélation des erreurs pour le modèle. En outre, la force de rappel répond aux exigences du modèle VECM. En effet, le coefficient attaché au terme d'erreur du modèle s'avère négatif et statistiquement significatif. Ce qui insinue l'existence d'une dynamique de retour à l'équilibre à long terme lorsque les variables semblent dévier à court terme.

Le résultat du modèle indique une élasticité-revenu des importations de 1,45 à long terme. A cet effet, la vérification de la loi de Thirlwall nécessite de déterminer les valeurs des paramètres de la droite de régression du taux de croissance du modèle par le taux de croissance effectif. Ce qui donne graphiquement les séries ci-après des taux observés et des taux prédits par le modèle.

**Graphique 4. Evolution des taux de croissance prédits**



Source : l'Auteur.

### III.4.2. Interprétation des résultats des estimations

La série de taux de croissance prédit par le modèle de Thirlwall indique un taux moyen de 4,2 % entre 1965 et 2018 contre un taux effectif moyen de 1,4 % sur cette période, soit un écart de 2,8 points de pourcentage. En considérant les projections des données, à partir de 2019, suivant un scénario optimiste d'une maîtrise de la pandémie au second semestre 2020, l'écart s'élargit légèrement avec un taux de croissance moyen annuel prédit de 4,5 % pour la période 2060 à 2022, contre un taux effectif moyen de 1,5 %. Cette évolution marquerait une relative résilience de l'économie congolaise, en dépit de la virulence du choc économique de la pandémie de Covid-19. Il va s'en dire que les mesures de confinement et leurs effets sur le ralentissement sensible des flux des personnes et des biens n'auraient que très peu d'incidence sur l'évolution à long terme de l'activité économique congolaise.

Cependant, le niveau élevé du taux de croissance prédit par le modèle, par rapport au taux de croissance effectif incite à ne pas rejeter l'hypothèse de la croissance contrainte par la balance des paiements, sur l'ensemble de la période, étant donné que le taux de la loi de Thirlwall fixe justement une certaine limite à la réalisation du taux de croissance effectif.

Par ailleurs, les résultats ci-dessus corroborent ceux de Thirlwall et Hussain (1982), sur une étude portant sur 20 pays et selon lesquels 14 pays ont enregistré un taux de croissance effectif inférieur à celui prédit par le modèle, sur la base

du fait que les flux nets de capitaux en direction de ces pays, sur la période considérée, ont été inférieurs au taux de croissance de leurs exportations.

### III.4.3. Test économétrique de la loi de Thirlwall en RDC

Comme le relève la littérature, la certification de l'applicabilité de la loi de Thirlwall est faite via le test de l'hypothèse nulle selon laquelle et Il s'agit de recourir au test de restriction de Wald. Au terme de ce test, l'acceptation de l'hypothèse nulle est une confirmation que la loi de Thirlwall est acceptée pour l'économie considérée tandis que le rejet de cette hypothèse invalide également l'applicabilité de cette règle de Thirlwall. Le résultat des estimations du modèle ci-haut se présente comme suit :

$$\hat{y}_p = 0.042 + 0.041\hat{y}$$

[0.05] [0.60]

Il ressort de cette estimation que le coefficient attaché à est non significatif, traduisant la non corrélation entre les deux variables mises en relation. De ce fait, la loi de Thirlwall ne s'applique pas à l'économie congolaise, même dans le contexte de la pandémie de covid-19. Conformément aux travaux de Diarra (2014), ce résultat suggère d'expliquer les faibles taux de croissance observés par la faiblesse et/ou la sous-utilisation de capacités de production et non pas par la faiblesse de la demande extérieure, même en pleine crise de covid-19.

Ces résultats traduisent le fait que la RDC doit repenser son modèle de croissance et de développement, en misant sur des stratégies de relèvement de la production et de la demande intérieures.

#### IV. Conclusion

La présente dissertation a été axée sur l'application à l'économie congolaise de la théorie de la croissance économique contrainte par la balance des paiements, en prenant en compte les effets de covid-19, en partant de l'hypothèse selon laquelle cette pandémie induit une contrainte de la croissance économique par la balance des paiements en RDC.

Pour la vérification de l'hypothèse, le travail a été subdivisé en deux points, le premier concernant essentiellement un bref aperçu sur les échanges commerciaux dans le contexte de covid-19 en RDC et le second, se basant principalement sur la vérification empirique de la loi de Thirlwall.

Au terme de l'analyse, il a été démontré que la loi de Thirlwall, laquelle a servi de base pour cette vérification, ne s'applique pas à l'économie congolaise, même avec le choc de l'ampleur de la pandémie de covid-19 et même si les taux de croissance observés sont généralement faibles par rapport aux taux de croissance prédits par le modèle. Cette situation implique que les faiblesses de l'activité économique en RDC s'expliquent essentiellement par la sous-utilisation des capacités de production installées.

Dans ces conditions, il apparaît urgent de repenser le modèle de croissance et de développement de la RDC, en misant sur des réformes sectorielles.

#### Références bibliographiques

AGHION, P., et HOWITT, P., 2010, *L'Économie de la croissance*, collection Corpus Economie, Economica, Paris.

ALVAREZ-UDE, G.F., and GOMEZ, D.M., 2008, « Long-and Short-Run Balance of Payments Adjustment. Argentine Economic Growth Constrained », *Applied Economics Letters*, London.

BAGNAI, A., RIEBER, A., and TRAN, T.A.D., « Generalized BoP constrained growth and South-South trade in Sub-Saharan Africa », In E. Soukiazis, & P.A. Cerqueira (Eds.), 2012, *Models of Balance of Payments Constrained Growth: History, Theory and Empirical Evidence*, Palgrave Macmillan, Basingstoke, UK.

BAJO-RUBIO, O., 2012, « The balance-of-payments constraint on economic growth in a long-term perspective: Spain, 1850–2000 », *Exploration in Economic History*, 49, Spain.

BAIRAM, E., 1993, « Static versus Dynamic Specifications and Harrod Foreign Trade Multiplier », *Applied Economics*, London.

BEITONE, A., BUISSON-FENET, E. et DOLLO, C., 2012, *Économie*, cinquième édition, collection Aide-Mémoire, Sirey, France.

BOFOYA, K.B., 2018, *Économétrie appliquée, Cours et exercices*, High-Class Print Service, Kinshasa.

BRITTO, GUSRAVO et McCOMBIE, JOHN, S.L., 2009, « Thirlwall law and the long-term equilibrium growth rate : an application to Brazil », *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 32, n° 1.

COTTET, C., et MADARIAGA, N., 2012, « La diversification des exportations en Zone franc : degré, sophistication et dynamique », *Macroéconomie & Développement*, n°3, Agence Française de Développement, Paris.

DAVENPORT, P., 1998, « Investissement progrès technique et croissance économique », érudit, l'Université Laval et l'Université du Québec, Canada.

DIARRA, M., 2014, « La balance des paiements est-elle une contrainte à la croissance des pays de l'UEMOA ? », *Revue économique et monétaire*, BCEAO, Dakar.

ENGLE, R.F., and GRANGER, C.W.J., 1987, « Cointegration and error correction: representation, estimation and testing », *Econometrica*, Econometric Society, 55, Ohio.

- GUEUTIN, C-A., 2012, l'essentiel des théories économiques, fiches de cours et cas pratiques corrigés, Ellipses Editions Marketing S.A., Paris.
- HUSSAIN, N., 1999, « the balance-of-Payments Constraint and Growth Rate Difference among African and East Asian Economies », African Development Bank, Abidjan..
- MIGNON, V., 2008, *Econométrie, théorie et applications*, éd. Economica, Paris.
- NGOY KASONGO, E., 2018, *la clé de l'émergence de l'économie congolaise : analyse critique et nouvelles orientations de politique économique*, l'Harmattan, Paris.
- PAGAN, A., 1984, « Econometric issues in the analysis of regressions with generated regressors », *International Economic Review*, 25, 1, Australia.
- PHILLIPS, P.C., and HANSEN, B.E., 1990, « Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I (1) Processes », *Review of Economic Studies*, Wiley Blackwell, vol. 57(1), Oxford.
- PHILLIPS, P.C., and HANSEN, B.E., 1990, « Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I (1) Processes », *Review of Economic Studies*, Wiley Blackwell, vol. 57(1), Oxford.
- PERRATON, J., 2003, « Balance of Payments Constrained Growth and Developing Countries : an examination of Thirlwall's Hypothesis », *International Review of Applied Economics*, Vol. 17, n° 1.
- THIRLWALL, A.P., 1979, « The balance of payments constraint as an explanation of international growth rate differences », *BNL Quarterly Review*, Rome.
- THIRLWALL, A.P., and HUSSAIN, N., 1982, « The Balance of Payments Constraint, Capital Flows and Growth Rate Differences between Developing Countries », *Oxford Economic Papers*, New Series, Vol.34, No 3, Oxford.
- WICKENS, M., 2010, *Analyse macroéconomique approfondie*, Ouvertures économiques, de boeck, Bruxelles.

## ANNEXES

**Tableau 2 : Estimation du modèle VECM pour la période allant de 1964 à 2022**

Vector Error Correction Estimates

Date: 02/26/21 Time: 08:48

Sample (adjusted): 1964 2022

Included observations: 59 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1		
LIMPORT(-1)	1.000000		
LPIB_D(-1)	-1.447655 (0.16955) [-8.53798]		
LP(-1)	-0.160003 (0.50386) [-0.31755]		
C	2.822440		
Error Correction:	D(LIMPORT)	D(LPIB_D)	D(P)
CointEq1	-0.231706 (0.10383) [-2.23154]	0.089384 (0.08677) [ 1.03016]	0.047125 (0.08456) [ 0.55733]
D(LIMPORT(-1))	0.189792 (0.13591) [ 1.39648]	-0.144710 (0.11357) [-1.27419]	0.107456 (0.11068) [ 0.97091]
D(LIMPORT(-2))	-0.046391 (0.12507) [-0.37093]	-0.003848 (0.10451) [-0.03681]	0.115514 (0.10185) [ 1.13420]
D(LIMPORT(-3))	0.408456 (0.12324) [ 3.31420]	0.127123 (0.10299) [ 1.23435]	0.124852 (0.10036) [ 1.24401]
D(LPIB_D(-1))	-0.392334 (0.19174) [-2.04619]	-0.388246 (0.16022) [-2.42313]	-0.161597 (0.15614) [-1.03494]
D(LPIB_D(-2))	0.003532	-0.008192	-0.209968

	(0.18766)	(0.15682)	(0.15282)
	[ 0.01882]	[-0.05224]	[-1.37395]
D(LPIB_D(-3))	-0.077482	0.038256	0.074408
	(0.16839)	(0.14071)	(0.13713)
	[-0.46013]	[ 0.27187]	[ 0.54262]
D(LP(-1))	-0.252226	-0.100288	-0.395578
	(0.17833)	(0.14902)	(0.14522)
	[-1.41437]	[-0.67298]	[-2.72395]
D(LP(-2))	0.013111	0.106697	-0.335026
	(0.17253)	(0.14417)	(0.14049)
	[ 0.07599]	[ 0.74008]	[-2.38462]
D(LP(-3))	-0.100076	0.161039	-0.141608
	(0.17052)	(0.14249)	(0.13886)
	[-0.58690]	[ 1.13017]	[-1.01980]
C	0.024275	0.055488	-0.009824
	(0.04303)	(0.03595)	(0.03504)
	[ 0.56419]	[ 1.54329]	[-0.28038]
R-squared	0.292696	0.407261	0.291309
Adj. R-squared	0.145341	0.283774	0.143665
Sum sq. resids	4.214628	2.943057	2.794937
S.E. equation	0.296319	0.247616	0.241304
F-statistic	1.986335	3.297999	1.973053
Log likelihood	-5.867575	4.726240	6.249602
Akaike AIC	0.571782	0.212670	0.161030
Schwarz SC	0.959120	0.600007	0.548368
Mean dependent	0.035351	0.036317	-0.001362
S.D. dependent	0.320526	0.292586	0.260762
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.000253	
Determinant resid covariance		0.000136	
Log likelihood		11.47965	
Akaike information criterion		0.831198	
Schwarz criterion		2.098848	
Number of coefficients		36	

**Tableau 3 Estimation du modèle VECM pour la période allant de 1964 à 2018**

Vector Error Correction Estimates

Date: 02/26/21 Time: 09:48

Sample (adjusted): 1964 2018

Included observations: 55 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1		
LIMPORT(-1)	1.000000		
LPIB_D(-1)	-1.522186		
	(0.21155)		
	[-7.19555]		
LP(-1)	-0.301948		
	(0.52385)		
	[-0.57640]		
C	2.961137		
Error Correction:	D(LIMPORT)	D(LPIB_D)	D(P)
CointEq1	-0.233397	0.076174	0.063749
	(0.10697)	(0.09002)	(0.08733)
	[-2.18179]	[ 0.84621]	[ 0.72994]
D(LIMPORT(-1))	0.190054	-0.142668	0.093644
	(0.14152)	(0.11909)	(0.11554)
	[ 1.34290]	[-1.19797]	[ 0.81048]
D(LIMPORT(-2))	-0.037434	0.003440	0.109507
	(0.13028)	(0.10963)	(0.10636)
	[-0.28733]	[ 0.03137]	[ 1.02957]
D(LIMPORT(-3))	0.406801	0.133863	0.119878
	(0.12758)	(0.10736)	(0.10415)
	[ 3.18866]	[ 1.24692]	[ 1.15096]
D(LPIB_D(-1))	-0.409808	-0.390508	-0.137752
	(0.20473)	(0.17228)	(0.16714)
	[-2.00171]	[-2.26675]	[-0.82417]
D(LPIB_D(-2))	-0.011398	-0.001689	-0.190281

	(0.19822)	(0.16680)	(0.16183)
	[-0.05750]	[-0.01013]	[-1.17581]
D(LPIB_D(-3))	-0.087552	0.045055	0.085700
	(0.17610)	(0.14819)	(0.14377)
	[-0.49716]	[ 0.30404]	[ 0.59609]
D(LP(-1))	-0.273197	-0.088767	-0.387668
	(0.18465)	(0.15538)	(0.15075)
	[-1.47955]	[-0.57129]	[-2.57165]
D(LP(-2))	-0.007594	0.119824	-0.336981
	(0.17744)	(0.14931)	(0.14486)
	[-0.04280]	[ 0.80250]	[-2.32621]
D(LP(-3))	-0.110370	0.167335	-0.144656
	(0.17601)	(0.14811)	(0.14370)
	[-0.62706]	[ 1.12979]	[-1.00668]
C	0.027561	0.053418	-0.009454
	(0.04561)	(0.03838)	(0.03724)
	[ 0.60429]	[ 1.39182]	[-0.25390]
R-squared	0.291889	0.408385	0.295204
Adj. R-squared	0.130955	0.273927	0.135023
Sum sq. resids	4.147041	2.936539	2.764044
S.E. equation	0.307003	0.258340	0.250638
F-statistic	1.813719	3.037271	1.842941
Log likelihood	-6.955818	2.536171	4.200937
Akaike AIC	0.652939	0.307776	0.247239
Schwarz SC	1.054405	0.709242	0.648705
Mean dependent	0.036890	0.036725	-0.001104
S.D. dependent	0.329323	0.303181	0.269491
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.000318	
Determinant resid covariance		0.000163	
Log likelihood		5.764978	
Akaike information criterion		1.099455	
Schwarz criterion		2.413346	
Number of coefficients		36	

**Tableau 4 : Données PIB observées et projetées à partir de deux estimations**

	<b>Taux de croissance observé</b>	<b>Taux de croissance estimé (1960-2022)</b>	<b>Taux de croissance estimé (1960-2018)</b>
1960	0,074		
1961	-0,261		
1962	0,025		
1963	0,025		
1964	0,025		
1965	-0,041	0,245186	0,264824
1966	0,025	0,089159	0,080386
1967	-0,015	-0,24808	-0,26576
1968	0,084	0,180748	0,202413
1969	0,091	-0,18402	-0,18682
1970	0,097	-0,08199	-0,08657
1971	0,056	0,323965	0,329665
1972	0,006	-0,08658	-0,08616
1973	0,080	0,138884	0,144264
1974	-0,005	0,355395	0,357807
1975	-0,078	0,076537	0,072489
1976	-0,064	0,14644	0,152537
1977	-0,004	0,115366	0,112129
1978	-0,053	-0,05501	-0,06259
1979	-0,003	0,387049	0,397946
1980	0,024	-0,0645	-0,0679
1981	0,028	-0,29129	-0,29548
1982	-0,004	0,097732	0,105517
1983	0,014	0,191309	0,195328
1984	0,056	-0,14112	-0,14869
1985	0,004	-0,35192	-0,35923
1986	0,047	-0,19988	-0,20347
1987	0,027	0,049256	0,053724
1988	0,006	0,124892	0,126668
1989	-0,014	0,154582	0,153518
1990	-0,066	-0,08723	-0,09185
1991	-0,084	-0,00127	0,000537
1992	-0,105	0,095916	0,100275
1993	-0,135	-0,10888	-0,10962
1994	-0,039	0,066899	0,071318
1995	0,007	-0,35705	-0,3638
1996	-0,011	-0,28069	-0,28364
1997	-0,054	0,198635	0,204584
1998	-0,017	0,021413	0,023167
1999	-0,043	0,004831	0,003515

2000	-0,069	0,066391	0,068924
2001	-0,021	0,242735	0,243877
2002	0,035	0,025558	0,032701
2003	0,058	0,056285	0,055722
2004	0,066	-0,12123	-0,1308
2005	0,078	0,281512	0,285772
2006	0,056	0,130441	0,123438
2007	0,063	0,120965	0,119979
2008	0,062	0,127407	0,120051
2009	0,028	0,105103	0,105682
2010	0,071	0,163507	0,169526
2011	0,069	0,019296	0,008309
2012	0,072	0,049906	0,049257
2013	0,085	0,210387	0,216734
2014	0,095	0,081179	0,077808
2015	0,069	0,079534	0,079277
2016	0,024	0,150831	0,15491
2017	0,035	-0,00498	-0,00784
2018	0,058	-0,0511	-0,05407
2019	0,044	0,135598	0,136009
2020	0,008	0,140278	0,145203
2021	0,038	0,018437	0,092658
2022	0,052	0,055465	-0,10044

**Tableau 5 : Vérification de la loi de Thirlwall pour le premier échantillon**  
**Estimation de la régression de Thirlwall**

Dependent Variable: DLPIB\_VECM01

Method: Least Squares

Date: 02/26/21 Time: 09:04

Sample (adjusted): 1965 2022

Included observations: 58 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.042874	0.022165	1.934280	0.0581
DLPIB	0.041740	0.079998	0.521759	0.6039
R-squared	0.004838	Mean dependent var		0.044969
Adjusted R-squared	-0.012933	S.D. dependent var		0.164950
S.E. of regression	0.166013	Akaike info criterion		-0.719628
Sum squared resid	1.543377	Schwarz criterion		-0.648578
Log likelihood	22.86920	Hannan-Quinn criter.		-0.691952
F-statistic	0.272232	Durbin-Watson stat		1.939462
Prob(F-statistic)	0.603896			

**Tableau 6 : Vérification de la loi de Thirlwall de 1965 à 2018**  
**Estimation de la régression de Thirlwall**

Dependent Variable: DLPIB\_VECM02

Method: Least Squares

Date: 02/26/21 Time: 09:54

Sample (adjusted): 1965 2018

Included observations: 54 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.039477	0.024283	1.625745	0.1100
DLPIB	0.046097	0.084613	0.544796	0.5882
R-squared	0.005675	Mean dependent var		0.041857
Adjusted R-squared	-0.013446	S.D. dependent var		0.174360
S.E. of regression	0.175528	Akaike info criterion		-0.605704
Sum squared resid	1.602122	Schwarz criterion		-0.532038
Log likelihood	18.35401	Hannan-Quinn criter.		-0.577294
F-statistic	0.296803	Durbin-Watson stat		1.963056
Prob(F-statistic)	0.588223			