**Thème : Diversification des exportations et croissance économique au Congo.**

Christelle NKALOULOU OUMBA[[1]](#footnote-1)

*Université Marien NGOUABI (Brazzaville)*

**Résumé**

Cet article a pour objectif d’analyser la direction de causalité au sens de Granger entre la diversification des exportations et la croissance économique au Congo. A travers des séries chronologiques couvrant la période 1980-2018, nous avons utilisé la technique ARDL développée par Pesaran (1997) et la technique de causalité de Granger, pour montrer que la relation entre la croissance économique et la diversification des exportations est unidirectionnelle, allant de la croissance vers la diversification. De plus, on a montré qu’à court et à long termes, la croissance économique influence positivement la diversification des exportations au Congo.

***Mots-clés :*** *Diversification des exportations, croissance économique, relation de causalité*

**Abstract**

This article aims to analyze the causal direction in Granger's sense between export diversification and economic growth in Congo. Through time series covering the period 1980-2018, we used the ARDL technique developed by Pesaran (1997) and the Granger causality technique, to show that the relationship between economic growth and export diversification is unidirectional, ranging from growth to diversification. In addition, it has been shown that in the short and long term, economic growth positively influences the diversification of exports in Congo.

***Keywords:*** *Export diversification, economic growth, causal relationship.*

**Introduction**

Selon le rapport de la Banque mondiale (2017), la diversification est nécessaire pour augmenter la résilience d’une économie et la productivité au cours du temps. Une plus grande diversification permet de créer des effets multiplicateurs ou de diffusion ainsi qu’une hausse de la productivité (Melitz, 2003). Toutefois la croissance économique reste incontournable pour favoriser la diversification économique. Ainsi, on s’interroge sur le sens de causalité entre la diversification des exportations et la croissance économique.

Dans la littérature le débat de la relation entre la diversification des exportations et la croissance économique a fait l’objet de vives controverses. Ces controverses sont fondées sur deux analyses : d’un côté, les auteurs qui soutiennent que la relation va de la diversification des exportations vers la croissance économique (Berthélemy, 2005 ; Olaleye et Taiwo, 2013 ; Kouassi, 2020 ; Bahajji et Chahdi, 2021 Kamgna, 2010) et de l’autre côté, ceux qui pensent que c’est la croissance économique qui favorise la diversification des exportations (Bakari et Mabrouki, 2016 ; Auro et Naresh. 2014 ; Sachin, 2015).

Depuis son indépendance, l’économie congolaise est principalement basée sur l’exploitation et l’exportation de pétrole, une ressource qui représente près de 60 % du PIB et 90 % des exportations (BM, 2018). Cette prédominance du pétrole dans l’économie suppose un faible développement des autres secteurs de l’économie qui demeurent très peu diversifiés. En effet, entre 1970 (années de démarrage de l’exploitation pétrolière dans le pays) et 2017, la part du secteur tertiaire serait inférieure à 20%. Pire encore, celles des industries manufacturières et du secteur agricole ne dépasseraient pas respectivement 10% et 5% du PIB (PNUD, 2017). Le commerce extérieur du Congo, reste donc dominé par le pétrole brut. Les autres produits exportés sont le bois brut (5%), le pétrole raffiné et le gaz (3,2 %), le sucre (1,8%) (BM, 2019). Les quelques actions de diversification dans certains domaines (Banques, minerais, télécommunication) pour faire face à la crise économique qu’a connu le Congo depuis le début de l’année 2014 à la suite d’un contre choc pétrolier, ont changé la trajectoire de la croissance économique congolaise pour devenir positive depuis 2018 après deux ans de croissance négative (BM,2018). Malgré ses énormes potentialités en ressources naturelles, le Congo afficherait de faibles performances économiques et sa structure serait peu diversifiée. Son taux de croissance qui était à deux chiffres en 1975 (31,05%), est passé à un chiffre en 2013 (2,98%) avant de chuter à -4,33% en 2017 (BM, 2018).

 Au regard de tout ce qui précède, la question que l’on se pose est de savoir, s’il existe un lien de causalité entre la diversification des exportations et la croissance économique ? L’objectif de la présente recherche est de mettre en exergue les interactions entre la diversification des exportations et la croissance économique au Congo durant la période de 1980 à 2018. Pour atteindre cet objectif à travers une éventuelle politique économique qu’on mettra en évidence, l’hypothèse suivante est émise : la croissance économique encourage la diversification des exportations.

Le reste d’article est organisé de la manière suivante : la première section porte sur la revue de la littérature, la deuxième met en exergue la méthodologie et la troisième est consacrée à l’interprétation des résultats.

**I-Revue de littérature**

Des analyses théoriques et empiriques ont été faites sur le lien entre la diversification des exportations et la croissance économique ainsi que sur l’existence des relations de causalité.

**I-1 Revue des travaux théoriques**

La relation entre la diversification des exportations et la croissance économique a fait l’objet de plusieurs débats dans la littérature. Dans une perspective historique, il est apparu que les analyses traditionnelles en l’occurrence, les théoriciens classiques des avantages absolus d’Adam Smith (1776), des avantages comparatifs de Ricardo (1817) et de la loi des facteurs des théories néoclassiques d’Heckshen (1919) d’ahlin (1933) et de Samuelson (1949), fondaient sur la spécialisation internationale pour booster la croissance (approche interbranche dans les échanges internationaux). En ce qui concerne les échanges intrabranches, les analyses ont porté sur la différenciation des produits, mise évidence par Helpman et Krugman en 1985[[2]](#footnote-2), ce qui remet en cause les théories traditionnelles sur les avantages comparatifs et factoriels et conduit à une nouvelle division internationale du travail sur les processus productifs. Mais l’offre reste rationnée sur les stratégies de spécialisation et de différenciation pour dynamiser une croissance. La prise en compte du rôle de la diversification des exportations dans la croissance fait l’objet des analyses contemporaines**.**

En effet, selon les théories traditionnelles, les différentes nations sont amenées à se spécialiser dans la production des biens pour lesquels ils disposent d’un avantage comparatif. Or, les nouvelles théories considèrent que les avantages comparatifs sont plus une conséquence qu’une cause des échanges internationaux.

En se spécialisant, chaque pays multiplie ses avantages ; ce n’est pas parce qu’un pays est plus compétitif dans un produit qu’il l’exporte, mais c’est surtout en l’exportant qu’il devient plus compétitif (Montoussé, 2013). De plus, si les théories de l’échange international privilégiaient les avantages de la spécialisation internationale, les théories mercantilistes, reprises par les keynésiens mettent l’accent sur le rôle des exportations en tant qu’instrument de la politique économique dans la croissance.

Selon les modèles structurels de développement économique, les pays devraient passer des exportations primaires aux exportations de produits manufacturés pour parvenir à une croissance durable (Chenery 1979 ; syrgrin, 1989). Pour les pays dépendant des produits de base, la diversification verticale des exportations permettrait de réduire la détérioration des termes de l’échange selon la thèse de Prebish-singer (1959), ce qui est bénéfique pour la croissance.

Plus récemment, les théories de la croissance endogène, dues aux économistes tels que Romer (1986, 1990), Lucas (1988), Barro (1990), Barro et Sala-i-Martin (1995, 2003) et Grossman et Helpman (1991), ont mis l’accent sur l’importance de la diversification. La croissance endogène selon eux, est assimilée à un phénomène auto-entretenu par l’accumulation de quatre facteurs principaux : le capital physique, la technologie, le capital humain et le capital public. En vue d’une croissance endogène à long terme, ces trois modèles (Romer, Lucas et Barro) de la croissance endogène d’une manière générale et celui de Romer (1986,1990) en particulier, introduisent la diversification comme l’un des déterminants de la croissance économique. Selon ces théories, plus le panier d’exportations d’un pays est diversifié, plus le taux d’accumulation du capital humain est élevé, ce qui entraîne une productivité plus élevée et donc une croissance économique accrue (Mayer, 1996). Dans le même contexte, la théorie du cycle de vie du produit stipule qu’une forte diversification des exportations peut être d’une part, obtenue grâce à l’innovation et rester au-dessus des autres pays et d’autre part, liée directement à une augmentation de la croissance.

En somme, les théories classiques et néoclassiques du commerce international s’appuyaient sur l’idée selon laquelle, les différences de dotations en facteurs poussent les pays à se spécialiser et à exporter des biens et services dont ils possèdent un avantage comparatif. Mais la mise en œuvre de ces théories en Afrique n’a pas favorisé le développement. Certains pays développés (Botswana, Australie, Canada…) ont plus mis l’accent sur la diversification pour s’industrialiser et se développer. C’est pour autant dire que, c’est la diversification qui est au cœur du développement et non la spécialisation, car une spécialisation trop poussée stimule la dépendance.La vérification empirique du lien entre diversification des exportations et croissance économique a fait l’objet des travaux et résultats divers.

**I-2 Revue des travaux empiriques**

Plusieurs travaux empiriques ont d’une façon spécifique, pris en compte la relation entre la diversification des exportations et la croissance économique.

En effet, l’analyse des travaux économétriques menés par Gutiérrez de Piñeres et Ferrantino (2000) dans le cas des pays de l’Amérique latine (le chili, l’Uruguay, la colombie…) en s’appuyant sur les données du panel, montre qu’il existe bien une interaction positive entre la diversification des exportations et la croissance économique. Ces résultats sont similaires à ceux obtenus par De Ferranti et al. (2002) et Al-Marhubi (2000) dans des pays en développement ; Hammouda et al. (2009) en Afrique du Nord entre 1980-2002 ; Mejia (2011) ; Mudenda et al. (2014) dans le cas de l’Afrique du sud. A travers les modèles structurels de développement, Chenery, (1980), estime que les pays devraient passer des exportations primaires aux exportations de produits manufacturés pour aboutir à une croissance durable.

Dans le même ordre d’idée, Feenstra et Kee (2004) dans leurs analyses sur le lien entre la productivité d’un pays et la variété sectorielle de ses exportations, datant des années 1984-1997 sur un échantillon de 34 pays, concluent qu’une hausse de 10% de la diversité des exportations dans toutes les branches entrainerait une augmentation de 1,3% de la productivité d’un pays. En outre, la diversification des exportations vers les produits manufacturés conduit à un taux de croissance plus élevé, plus de productivité et un bien-être accru (Haussman et al, 2007 ; Palma, 2005). En se focalisant sur la méthode des moments généralisés, dans certains pays en développement au cours de la période 2000-2009, Khodayi hamed et al (2014), arguent que la réduction de la spécialisation des exportations, autrement dit l’augmentation de la diversification des exportations a un effet significativement positif sur le taux de croissance économique d’un pays. C’est dans ce contexte que Hesse (2009), stipule que la spécialisation principalement autour des produits de base expose les pays à des chocs externes défavorables, entraînant une détérioration des termes de l'échange avec pour conséquence un ralentissement de la croissance. Naudé et Rossouw (2011) concluent à une relation en U entre la spécialisation des exportations et la croissance du revenu par habitant en Chine et en Afrique, en utilisant des séries chronologiques.

En élaborant un modèle économétrique des déterminants de la croissance économique dans les économies de rente, riches en ressources naturelles, à partir des données d’un échantillon composé de 85 pays pour la période de 1965-1998, Gylfason (2005) tente de comprendre les relations d’une part, entre la diversification économique et la croissance et d’autre part, entre les autres déterminants de la croissance et la diversification. Il conclut que tout ce qui est bon pour la croissance encourage la diversification économique.

Dans cette même perspective Sanassee et al. (2014), ont montré dans un modèle à correction d’erreur appliqué à Maurice qu’une augmentation de 1 % de la diversification des exportations se traduirait par une augmentation de 0,09% du PIB réel à court terme et de 0,11 % du PIB réel à long terme. L’ajustement ne prendrait pas du temps selon les auteurs, parce que la croissance économique contribue aussi à accroître la diversification. A partir d’une approche économétrique par les moindres carrés ordinaires (MCO), sur une période de 1981-2016, Owan et al. (2020), soutiennent ainsi l’existence d’une relation positive et significative entre le produit intérieur brut non pétrolier comme mesure de la diversification économique et la croissance économique tandis que les exportations non pétrolières comme proxy de la diversification des exportations avaient un effet positif mais non significatif sur la croissance économique du Nigéria.

Dans leur analyse fondée sur l’hypothèse d’existence d’une relation entre la diversification des exportations et la croissance économique par le biais des externalités de l’apprentissage par l’exportation et de l’apprentissage par la pratique, Herzer et al. (2006) estiment une fonction de production type Cobb-Douglas augmenté sur la base de données de séries chronologiques du Chili sur la période 1962-2001. Leurs résultats montrent que les diversifications horizontale et verticale des exportations, favorisent la croissance économique. Cette constatation corrobore les résultats de Olaleye et al. (2013) qui concluent qu'une augmentation de la production du secteur agricole entraînera une amélioration significative du bien-être de la population au Nigeria. Des résultats similaires ont été trouvés par plusieurs auteurs comme Agosin (2007) et Ferreira (2009) ; Bakari, (2016), Lotti et Karim, (2017) dans la plupart des pays de leur échantillon.

Imbs et Wacziarg (2003) dans leurs analyses portant sur différents pays, sur la relation entre la concentration sectorielle nationale et la structure du revenu par habitant, ont montré que la diversification avait une relation en U inversé avec le niveau de développement. Ainsi, selon eux, la croissance se manifeste par une qaugmentation de la diversification sectorielle mais à un certain seuil de revenu par habitant, la distribution sectorielle de l’activité économique a tendance à se reconcentrer. Mais leur étude a surtout mis l’accent sur l’importance d’une gestion saine des facteurs macroéconomiques dans les efforts de diversification des économies. Selon Levin et Raut (1997), lorsque les exportations totales d’un pays comprennent une plus forte proportion d’exportations de produits manufacturés, cela a un effet positif sur la croissance économique.

En utilisant les données désagrégées sur les exportations, Klinger et Lederman (2004) montrent qu’alors que la diversification augmentait dans les pays peu développés, elle diminuait lorsque les pays dépassaient un certain revenu intermédiaire. Les nouveaux produits exportés selon ces auteurs, avaient une forme d’une courbe en U inversée par rapport aux revenus, ce qui présage que les économies deviennent moins concentrées et plus diversifiées à mesure que les revenus augmentent. Ce n’est qu’à des niveaux de revenus relativement élevés qu’une augmentation de la croissance s’accompagne d’une plus forte spécialisation et donc d’une plus faible diversification. Ces résultats vont dans le même sens avec ceux obtenus par Cadot, Carrère et Strauss‑Kahn (2011).

Par ailleurs, Bakari et Mabrouki (2016), analysent la relation entre la croissance économique, l’exportation et l’importation au Maroc en s’appuyant sur les techniques de modélisation VAR et de causalité au sens de Granger. Leurs résultats montrent l’existence d’un effet de causalité qui va de la croissance économique vers l’exportation alors, qu’il n’existe aucun effet qui va de l’exportation vers la croissance. Ce résultat est similaire avec ceux obtenus par Sachin et al.(2015) dans le cas de l’Inde.

Cependant Chang et al. (2000), Sharma et Panagiotidis (2005) trouvent des résultats qui ne semblent pas valider l’hypothèse de la croissance tirée par les exportations. Nicet-Chenaf et Rougier (2008) soulignent qu'une trop grande diversification des exportations peut nuire à la croissance d’un pays. L'auteur a utilisé GMM (méthode des moments généralisés) et s'est concentré sur la Tunisie, l'Égypte, la Jordanie, le Maroc, l'Algérie et Israël. Aditya et Roy (2009) sont parvenus également à des conclusions similaires sur l'effet de la diversification des exportations sur la croissance en utilisant la même démarche dans un échantillon de 68 pays. De plus, Gutiérrez de Piñeres et Ferrantino (2000) en utilisant les données des séries temporelles obtiennent un effet négatif entre la diversification des exportations et la croissance en chili et en Colombie.

**II- Méthodologie**

Cette section met en évidence successivement l’évolution et l’analyse des différentes variables, le cadre théorique du modèle et la méthode d’analyse.

**II-1 : Evolutions et analyses des variables**

Les tendances des variables du modèle peuvent déterminer le sens des interactions entre elles.

**Graphique n°1 :** **Évolution de la diversification des exportations et du PIB réel par habitant au Congo, 1980‑2018.**

*Source : auteur à partir des données de la Banque mondiale et de la BEAC*.

Le graphique 1 ci-dessus décrit l’évolution du produit intérieur brut par habitant et de l’indice de diversification des exportations du Congo Brazzaville de 1980 à 2018. Pour des problèmes d’échelle, l’indice de diversification a été présenté sur l’axe secondaire (ordonnées du côté droit). Ce graphique illustre une influence positive qui existe entre la diversification des exportations et la croissance économique au Congo. Alors que l’indice d’ogive[[3]](#footnote-3) a haussé, la croissance a été moins régulière tout au long de la période.

On constate que l’indice d’ogive varie en dents de scie tout en étant très loin de zéro au cours de la période 1980-2018. Or, cet indice stipule que l’économie d’un pays est plus diversifiée si sa valeur tend vers 0. Etant donné que celui du Congo gravite autour de 2 et 4 au cours de la même période, on peut donc supposer que l’économie congolaise n’est pas assez diversifiée, autrement dit sa gamme des exportations ne compte que quelques produits. La courbe du PIB quant à elle, décroit à partir de 1984 à 1999 et c’est seulement en 2000 que l’on observe une légère augmentation. La croissance y est, mais elle ne s’est pas encore accompagnée de transformations notables dans la structure de l’économie qui reste tributaire de la performance du secteur pétrolier. Le fait que l’indice d’ogive tend à baisser à partir de 2016 signifie que les autorités y accordent de l’importance. L’arrêt des exportations de rondins d’eucalyptus, qui ont cessé d’être commercialisés au début des années 2000 a réduit la gamme de produits du pays, avant le redémarrage des exportations observé en 2006.Le tableau ci-après constitue une véritable illustration.

**Tableau n°1 : Structure moyenne des exportations de biens du Congo (En pourcentage)**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 1987-1993 | 1994-2000 | 2001-2006 | 2006-2013 | 2014-2015 |
| Pétrole brut et raffiné | 85 | 91 | 92 | 91 | 93 |
| Bois tropicaux | 12 | 5 | 6 | 8 | 6 |
| Rondins d’eucalyptus | 2 | 2 | 0 | 1 | 0,5 |
| SucreAutres | 10 | 11 | 11 | 00 | 0,20,3 |

*Source : BEAC (2016).*

 Ce tableau illustre la forte dépendance de l’économie congolaise au pétrole, la faible diversification de l’économie et la disparition et/ou le déclin de plusieurs produits de rente (bois tropicaux, rondins d’eucalyptus, sucre). Ce problème structurel, rend vulnérable le Congo aux chocs exogènes.

**II-2 Cadre théorique**

Pour analyser les interactions entre la diversification des exportations et la croissance économique au Congo Brazzaville, nous nous proposons d’utiliser le modèle de croissance dynamique à partir du modèle de Solow augmenté du capital humain introduit par Mankiw et al. (1992). Le modèle introduit la variable dépendante retardée comme régresseur afin de saisir les effets retardés de la variable endogène.

A la relation qui veut que le produit (Y) soit fonction du capital (K), du travail (L) et du capital humain (H), nous adjoindrons la variable diversification(D) de telle sorte que toutes choses étant égales par ailleurs, qu’on ait à l’instar de Al– Marhubi (2000) ; Hesse (2009) ; Arip et al. (2010) :

*Y= F (K, L, H, D) (1)*

Les variables auxiliaires capital, travail et capital humain sont introduites dans le modèle pour une meilleure spécification. Seules les variables croissance économique et diversification des exportations interviendront dans l’analyse de la direction de la causalité.

 Ainsi, le modèle de croissance dynamique[[4]](#footnote-4) est spécifié ainsi qu’il suit :

$y\_{t}=αy\_{t-1}+x\_{t}^{'}+ε\_{t}$ (2)

t désigne les années, $y\_{t}$ est la croissance du PIB réel par habitant, $y\_{t-1}$ est le PIB réel par habitant décalé,$ x\_{t}^{'}$ est une matrice de toutes les variables explicatives, y compris la diversification des exportations, $ε\_{t}$ est le terme d'erreur.

L’objectif de la spécification économétrique étant de traduire en langage économétrique la relation entre la croissance économique et la diversification économique au Congo, nous utilisons les indicateurs retenus dans l’équation ci-après :

$PIBH\_{t}=β\_{0}+β\_{1}PIBH\_{t-1}+β\_{2}ogiv\_{t}+β\_{3}TSC\_{t}+β\_{4}FBCF\_{t}+β\_{5}PAO\_{t}+β\_{6}SPO\_{t}ε\_{t}$ (3)

où $β\_{i}$ correspond aux coefficients du modèle à estimer ; t l’indice temporel couvrant la période de 1980 à 2018 ; $ε\_{t}$ le terme d’erreur ou la variable résiduelle *; PIBH* le produit intérieur brut par habitant ; $PIBH\_{t-1}$ le produit intérieur brut par habitant décalé ; *ogiv* indice de diversification ; *TSC* taux de scolarisation secondaire comme proxy du capital humain ; *FBCF* formation brute du capital fixe comme proxy du capital physique, PAO la population active occupée comme proxy du travail, *SPO* la stabilité politique comme proxy de la qualité institutionnelle.

Ainsi, sous une forme linéaire logarithmique, le modèle (3) s’écrit de la manière suivante :

$LPIBH\_{t}=β\_{0}+β\_{1}LPIBH\_{t-1}+β\_{2}Logiv\_{t}+β\_{3}LTSC\_{t}+β\_{4}LFBCF\_{t}+β\_{5}LPAO\_{t }+β\_{6}SPO\_{t}+ε\_{t}$ (4)

Car deux nombres et leur logarithme sont dans le même ordre c’est à dire pour les comparer, il suffit de comparer leur logarithme.

L : le logarithme traduit souvent un taux de croissance ; L$ogiv$: taux de croissance de la diversification ;  $LPIBH$: taux de croissance du produit intérieur brut par habitant ; *LTSC* : taux de croissance du capital humain ; *LFBCF* : taux de croissance de la formation brute du capital fixe ; LPAO : taux de croissance de la population active occupée ; *SPO* : la stabilité politique comme variable institutionnelle.

**II-3 Méthode d’analyse**

La méthodologie adoptée pour la réalisation de cet article s’articule autour de trois axes, à savoir : test de racine unitaire et test de causalité de Granger dans le cadre d’un modèle ARDL.

**II-3-1 Tests de racine unitaire**

Avant de tester le modèle, il est souhaitable de tester la stabilité des données[[5]](#footnote-5), une condition nécessaire pour des éventuelles prévisions.

Le test utilisé est celui de Dickey Fuller augmenté (ADF) pour tester la stationnarité des données. Les résultats du test ADF obtenus sont répertoriés dans le tableau ci-dessous :

**Tableau n°2 : Résultats des Tests ADF de racine unitaire**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| variables | En niveau | En différence 1ère  |  Décision  |
| ADF | ADF |
| LPIBH | -1,928572 | -4,382523\*\*  |  I(1) |
| LOGIV | -2,332266 | -5,444895\*\* |  I(1) |
| LFBCF |  0,119654 | -5,162911\*\* |  I(1) |
| LTSCLPAOSPO | -3,536359\*\*-3,536359\*\* 0,100376 | -4,562771\*\*-4,562771\*\*-7,334339\*\* |  I(0) I(0) I(1) |
| *Note : \*\* dénotentle rejet de l’hypothèse nulle(non stationnarité) au seuil de 5%* |

 *Source : Auteur (sortie eviews 9).*

Au vu de ces résultats, on remarque que les variables LTSC et LPAO restent stationnaire à niveau I(0), alors que et les autres variables sont intégrées d’ordre un I(1) au seuil de 5%. Les séries sont ainsi intégrées à des ordres différents, ce qui rend opportun le test de cointégration aux bornes (Pesaran, 2001). D’où l’application de la procédure ARDL.

**II-3-2 Test de causalité de Granger**

Nous procédons au test de causalité au sens de Granger où l’hypothèse est celle de la non causalité. Le tableau suivant illustre les résultats du test de Granger dont l’objectif est de vérifier le lien de causalité entre la croissance économique et la diversification des exportations au Congo.

**Tableau n°3 : Résultats du test de causalité de Granger entre la croissance économique et la diversification des exportations sur la période de 1980-2018.**

|  |
| --- |
| Test de causalité de Granger |
| **Hypothèse nulle(H0)** | **obs** |  **F-stat** | **Prob.** |
|

|  |  |
| --- | --- |
|  LOG(PIBH) ne cause pas LOG(OGIV) |   |
|  LOG(OGIV) ne cause pas LOG(PIBH) |

 | 37 |

|  |
| --- |
| 3,34243 |
| 1,27145 |

 |

|  |
| --- |
| 0,0481 |
| 0,2942 |

 |
| *Source : Construction de l’auteur à partir du logiciel Eviews 9* |  |  |  |

 Notons que la valeur de F-stat (3,34243) est significative au seuil de 5%, puisque la probabilité associée à cette valeur est inférieure à 5%(p= 0,0481). Ce qui revient à dire qu’on rejette l’hypothèse nulle. Autrement dit, la croissance économique cause la diversification des exportations au sens de Granger. A travers ces résultats on déduit que la relation entre la croissance et la diversification des exportations est unidirectionnelle. Il faudrait donc un minimum du niveau de développement avant d’observer les effets bénéfiques sur la diversification des exportations au Congo.

Le modèle implicite mis en évidence au paragraphe II-2 change de sens du fait du test causalité de Granger qui décrit une relation unidirectionnelle de la croissance dans la détermination de la diversification économique. Ainsi, ce modèle est tel que :

 $LOGIV\_{t}=β\_{0}+β\_{1}LOGIV\_{t-1}+β\_{2}LPIB\_{t}+β\_{3}LTSC\_{t}+β\_{4}LFBCF\_{t}+β\_{5}LPAO\_{t }+β\_{6}SPO\_{t}+ε\_{t}$ (5)

Les tests post estimation porteront sur le modèle (5) qui n’est rien d’autre que le modèle des déterminants de la diversification. Etant donné que le modèle théorique des déterminants de la diversification n’existe pas, empiriquement la configuration finale de ce modèle s’inspire des travaux de Imbs et Wacziarg (2003). En effet, à l’instar de ces auteurs, la diversification est une fonction des différentes variables économiques et non économiques. Ces variables comprennent les variables physiques, politiques, macroéconomiques et institutionnelles. Dans le cadre de la modélisation économétrique, nous illustrons successivement les variables physiques par l’investissement(FBCF), le capital humain (TSC), le travail (PAO) et la croissance (PIBH) ; et enfin les variables institutionnelles par la stabilité politique. Le modèle 5 décrit ci-dessus a été estimé à l’aide des séries chronologiques couvrant la période 1980-2018.

**Tableau n°4 : Résultats des tests de cointégration de Pesaran et al, (2001)**

|  |  |
| --- | --- |
| **Variables**  |  **Modèle** |
| **F-stat calculée** |   11,46 |
| **Seuil critique** | I0(borne<) | I1(borne˃) |
|

|  |
| --- |
| 10% |
| 5% |
| 2,5% |
| 1% |

 |

|  |
| --- |
| 2,2 |
| 2,56 |
| 2,88 |
| 3,29 |

 |

|  |
| --- |
| 3,09 |
| 3,49 |
| 3,87 |
| 4,37 |

 |

*Source : Auteur (sortie eviews 9).*

Les résultats des tests de cointégration aux bornes confirment l’existence d’une relation de cointégration entre les différentes séries étudiées. Le bounds test ci-dessus montrent que les statistiques de Fisher des trois modèles sont supérieures à la borne supérieure pour les différents seuils de significativité. Donc nous rejetons l’hypothèse H0 d’absence de relation de cointégration entre les variables. Cela permet d’avoir les résultats de court et de long termes.

**Tableau n° 5 : Résultats d’estimation des coefficients de court terme**

|  |  |
| --- | --- |
| Variable dépendante : | DLOG(OGIV) |
| Variables  | coefficients |
|

|  |
| --- |
| DLOG(PIBH) |
| DLOG(PIBH(-1)) |
| DLOG(PIBH(-2)) |
| DLOG(PIBH(-3)) |
|  |
| DLOG(TSC) |
| DLOG(TSC(-1))  |
| DLOG(TSC(-2)) |

 |

|  |
| --- |
| -0,777 |
| (-3,065 )\*\*\* |
| 0,200 |
| (0,863)1,624 |
| (6,376) \*\*\*0,639 |
| (3,482) \*\*\* |
| -0,396(-4,165) \*\*\* |
| 1,119 |
| (9,239)\*\*\* |
| 1,444 |

 |
| DLOG(FBCF)DLOG(FBCF(-1)) DLOG(FBCF(-2)) DLOG(FBCF(-3))DLOG(PAO) DLOG(PAO(-1))DLOG(PAO(-2))DLOG(PAO(-3)) DSPO  DSPO (-1)  **CointEq(-1)**  | (10,57) \*\*\*-0,163(-4,219)\*\*\* 0,062(1,721)-0,244(-6,027)\*\*\*-0,322(-6,876)\*\*\*-2,707(-1,176)0,183(0,572)-1,235(-4,065)\*\*\*-0,845(-2,738)\*\*\*0,395(1,813) 0,205 (1,133)**-0,985****(-14,396)\*\*\*** |

*Source : Auteur (sortie eviews 9)*

*\*10% seuil de significativité ; \*\* 5% seuil de significativité ; \*\*\* 1% seuil de significativité, Les T –statistiques des coefficients estimés sont entre parenthèses,*

D représente la différence première des variables. Le terme CointEq(-1) correspond au résidu retardé issu des équations d’équilibre de long terme. Son coefficient estimé est négatif et largement significatif, confirmant ainsi l’existence d’un mécanisme à correction d’erreur.

**Tableau n° 6 : Résultats d’estimation des coefficients de long terme**

|  |  |
| --- | --- |
| variables | coefficients |
| LOG(PIB) | -1,029 |
|   |  (-2,581)\*\*\* |
| LOG(TSC) | -1,415 |
|   |  (-3,293)\*\*\* |
| LOG(FBCF) | -0,016 |
|   |  (-2,528)\*\*\* |
| LOG (PAO) | -0,912 |
|   |  (-0,982) |
| SPO | 0,098 |
|   |  (0,795) |
| C | 17,119 |
|  |  (2,747)\*\* |

 *Source : Auteur (sortie eviews 9)*

*\*10% seuil de significativité ; \*\* 5% seuil de significativité ; \*\*\* 1% seuil de significativité, Les T –statistiques des coefficients estimés sont entre parenthèses,*

La normalisation par rapport à la variable OGIV permet de réécrire l’équation de long terme sous la forme ci-après :

$$LOG\left(OGIV\right)= -1,029LOG\left(PIB\right)-1,415LOG\left(TSC\right)-0,016LOG\left(FBCF\right)-0,912LPAO+0,0985SPO+17,119$$

**Tableau n°7 : Résultats des tests diagnostic du modèle ARDL estimé**

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| Hypothèse | Test | Valeur(probabilité) |
| Hétéroscédasticité | Breusch-Pagan-Godfrey |  | 1,749(0,122) |  |
| Spécification | Ramsey (Fisher) |  | 2,312(0,144) |  |
| Normalité | Jaque-Bera |  | 0,357(0,836) |   |

*Source : Auteur (sortie* *eviews 9).*

**III-Interprétations des résultats**

Les résultats obtenus montrent que les variables retenues expliquent la variable de la diversification des exportations à hauteur de 98,56%, c’est-à-dire qu’elles ont une influence sur la variable expliquée.

Les résidus ont un caractère normal : la statistique de Jarque-Bera 0,357 (probabilité = 83,6% ˃ 5%). Le test de corrélation des erreurs de Breush-Godfrey, montre que les erreurs du modèle sont non corrélées car les deux probabilités : F-statistic 1,749 et chi-square 0,122, sont supérieures à 5%, Le test de Ramsey révèle que les deux probabilités : F-statistic 2,312 et Likelihood ratio 0,144, sont supérieures à 5%, ce qui nous permet d’affirmer que le modèle est globalement bien spécifié.

Dans l’hypothèse d’un choc exogène, le retour à l’équilibre se fait l’année suivant le choc car les effets de long terme sont significativement dominants que les effets de court terme. Les résultats de l’estimation montrent qu’à court terme si le PIBH augmente de 1%, la diversification des exportations augmenterait de 0,777%. C’est pour autant dire que le PIBH stimule la diversification des exportations à court terme. Mais décalé de deux ou trois périodes, le PIBH n’améliore pas la diversification des exportations à court terme. A long terme, le PIBH devient négativement significatif, à l’indice d’ogive. Si le PIBH augmente de 1%, la diversification des exportations augmenterait de 1,029. Autrement dit, si le Congo arrive à améliorer sa croissance, la diversification sera au rendez-vous. Ce résultat corrobore ceux obtenus par Hammouda et al. (2006), Kamgna (2010) qui ont montré qu’une augmentation de la richesse stimule le processus de diversification au niveau continental (Afrique) et regional (CEEAC). Au Congo, ce résultat est dû à la spécificité de l’économie congolaise dont les seules richesses créées proviennent des rentes pétrolières. Selon la BEAC (2019), les exportations du pétrole représentent plus de 90% des exportations totales. Or, la grande partie de ce pétrole est exportée à l’état brut, ce qui fait que ce secteur a très peu de lien avec l’économie locale et par conséquent est créateur de peu d’emplois. De plus, l’investissement pétrolier est tourné vers l’extérieur, le retour sur la diversification des exportations n’est pas suffisamment investi dans le pays.

De plus, la stabilité politique agit positivement sur l’indice d’ogive à court et à long termes, mais cet effet reste non significatif quelle que soit la période. Ce résultat trouve son explication dans plusieurs travaux empiriques (Arezki, 2014 ; Gylfason, 2005) qui estiment que le déficit institutionnel freine la diversification des exportations plus particulièrement dans les pays riches en ressources naturelles et dépendantes de celles-ci. Il y a donc un déficit institutionnel dans l’explication du tissu économique au Congo. Une amélioration de la qualité des institutions politiques aurait un effet stimulateur sur la diversification économique. Or, les pays qui bénéficient au départ d’un bon cadre institutionnel, ont une gamme plus étendue de possibilités d’utilisation du pétrole que ceux dont les institutions sont faibles (Gelb, 2010). Les institutions sont donc nécessaires pour la diversification des exportations et la croissance des pays riches en ressources naturelles.

Toutes ces raisons nous poussent à sortir le Congo de sa logique rentière pour une économie productive et créatrice d’emplois afin de booster la diversification des exportations. De plus, un encouragement de l’industrialisation via les secteurs manufacturier et agricole dans l’exportation semble opportun afin de réduire la dépendance vis-à-vis du pétrole qui n’est rien d’autre qu’une ressource non renouvelable. Mais, une telle politique n’est envisageable que si l’Etat met en place avec ses partenaires internationaux des fonds nécessaires pour son financement.

**Conclusion et implications économiques**

Cette recherche avait pour objectif d’analyser la relation de causalité entre la croissance économique et la diversification des exportations. Pour ce faire, nous avons procédé par le test de causalité au sens de Granger pour montrer que la relation entre la croissance économique et la diversification des exportations est unidirectionnelle, allant de la croissance économique vers la diversification des exportations au Congo.

L’analyse économétrique effectuée à l’aide d’un modèle ARDL révèle qu’à court terme le PIBH encourage la diversification des exportations, mais décalé de trois périodes le PIBH n’améliore pas la diversification des exportations. A long terme, une amélioration du PIBH stimule la diversification des exportations. Il faudrait donc un minimum de croissance avant d’observer les effets bénéfiques sur l’expansion de la diversification des exportations. De plus, une hausse de l’investissement et du capital humain entraine la diversification des exportations au Congo.

Le caractère rentier et extraverti de l’économie congolaise et sa spécialisation dans les ressources non renouvelables soumises aux malédictions diverses, est un frein à une croissance durable respectueux de l’environnement. Le changement des modèles orientés vers une économie productive semble un gage d’une diversification et d’une croissance endogène.

**Références bibliographiques**

Aditya, A., & Roy, S. S. (2009) « Export diversification and economic growth, Evidence from cross-country analysis ». [Online] Available [http://www,isid,ac,in/~pu/conference/dec\_10\_conf/Papers/AnweshaAditya,p df](http://www.isid.ac.in/~pu/conference/dec_10_conf/Papers/AnweshaAditya.p%20%09df) (February 22 2012).

Agosin, M. R. (2007) « Export diversification and growth in emerging countries », [Online] Available: [http://www,econ,uchile,cl/uploads/publicacion/7fec2632-](http://www.econ.uchile.cl/uploads/publicacion/7fec2632-) b4c3-45a3-ab78-0970614f5bab,pdf (March 18 2012).

Al-Marhubi, F. (2000): Export diversification and growth: An empirical investigation, in: Applied Economics Letters 7, pp. 559-562.

Arezki R. et Blanchard O. (2014) « Sept questions sur la chute récente des cours pétrole », disponible à l’adresse,http ://www.imf.org/external/french/np/blog /2014/122214f.htm.

Arip, M. A., Yee, L. S., & Karim, B. A. (2010) « Export diversification and economic growth in Malaysia ». [Online] Available : [http://mpra,ub,unimuenchen](http://mpra.ub.unimuenchen) (March 01 2012).

Auro Kumar Sahoo, Dukhabandhu Sahoo and Naresh Chandra Sahu (2014): Mining export, industrial production and economic growth: A cointegration and causality analysis for India. Resources Policy. 42, (2014), 27–34.

Bahajji, S. et Chahdi Ouazzani, A. (2021) « Evaluation d’impact de la diversification des exportations sur la croissance économique au Maroc : Application économétrique », *Revue African Scientific Journal*, Volume 3, Numéro 4, pp : 632-647.

Bakari S. (2016) « The relation ship between export , import, Domestic Investiment and Economic Grouwth in Egypt : Empirical Analysis : MPRA paper 76627 *Unversity Library of Munich Germany*.

Bakari, S. et Mabrouki, M. (2016) « La Relation entre la Croissance Economique, les Exportations et les Importations en Maroc : Une Validation Empirique Basée sur des Techniques de Modélisation VAR et de Causalité au Sens de Granger ». Online at https://mpra.ub.uni-muenchen.de/76440/ MPRA Paper No. 76440, posted 27 Jan 2017 00:28 UTC.

Banque mondiale (2018) « Situation économique de la République du Congo : Changer de cap et prendre son destin en main », *groupe de la Banque mondiale,* pp.1-73.

Barro R. J. Sala-I-Martin X. (1995) « Economic Growth », *New York : McGraw- Hill.*

Barro, R. J. (1990) « Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth », *Journal of Political Economy*, vol.98 (5), pp.103-126.

Berthélemy, J.C. (2005) « Commerce international et diversification économique, », *Revue d'Économie Politique*, vol,115 (5), pp. 591-611.

Cadot, O. C. Carrère et V. Strauss‑Kahn (2011) « Export diversification: What’s behind the hump? », *The Review of Economics and Statistics,* vol. 93(2), pp. 590-605.

Chang, T. W. Fang, W.Liu, et H. Thompson (2000), « Exports, imports and income in Taiwan : An examination of the export‑led growth hypothesis », *International Economic Journal vol.* 14 (2), pp.151-160.

Chenery, H. (1979) « Structural Change and Development Policy, », New York, *Oxford University Press*.

De Ferranti D. et al. (2002) : « From Natural Resources to the Knowledge Economy Trade and Job Quality », *World Bank, Washington DC.*

Feenstra, R. C. and H. L. Kee (2004) « Export variety and country productivity, » *Cambridge, MA, National Bureau for Economic Research*, *NBER*  Working Paper 10830.

Ferreira, G. F. (2009) « The expansion and diversification of the export sector and economic growth: The Costa Rican experience, » [Online]Available:http://etd,lsu,edu/docs/available/etd-08122009- 154515/unrestricted/Ferreiradiss,pdf (February 26 2012).

Gelb, A.,(2010) « Diversification de l’économie des pays riches en ressources», *Contribution préparée pour le séminaire de haut niveau du FMI Ressources naturelles, finance et développement*, pp.4-5, novembre 2010, Alger.

Granger, C. W. J. (1969) « Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods, Econometrica », vol.37(3) pp.424–438.

Granger, C. W. J. and NEWBOLD, P. (1974) « Spurious regression in econometrics, » *Journal of Econometrics*, vol.2 pp.111–120.

Gutiérrez‑de‑Piñeres, S. A. et M. Ferrantino (1997) « Export diversification and structural dynamics in the growth process : The case of Chile », *Journal of Development Economics,* vol. 52 (2), pp. 375-391.

Gutiérrez‑de‑Piñeres, S. A. et M. Ferrantino (2000) « Export dynamics and economic growth in Latin America : A comparative perspective *»*, *Ashgate, Burlington, Vermont*.

Gylfason, T. (2005) « Institutions, Human Capital, and Diversification of rentiers Economies, *»*, *Working paper series, Institue of Economic Studies*, pp.16.

Hammouda, H. B. et al.(2009) « D’une diversification spontanée à une diversification organisée, Quelles politiques pour diversifier les économies d’Afrique du Nord », *Revue économique*, pp.133-156.

Hausmann, R. et B. Klinger (2006) « Structural transformation and patterns of comparative advantage in the product space », *Center for International Development at Harvard University, CID Working Paper* n°128, Cambridge, Massachusetts.

Hausmann, R. Hwang, J. and Rodrik, D. (2007) « What you export matters, » *Journal of Economic Growth* vol.12 (1), pp.1-25.

Herzer, D. et F. Nowak‑Lehmann (2006) « What does export diversification do for growth ? An econometric analysis », *Applied Economics* vol. 38(15), pp. 1825-1838.

Hesse, H. (2009) « Export Diversification and Economic growth », Breaking into new markets: Emerging lessons for export diversification, pp.55-80.

Imbs, J. et R. Wacziarg (2003) « Stages of diversification », *American Economic Review,* vol. 93 (1), pp. 63-86.

Khodayi H. Darabi and Khodayi (2014) « Export diversification and economic growth in some selected developing countries », *African Journal of Business management*, vol.8(17), pp. 700-704.

Klinger, B. et D. Lederman (2004) « Discovery and development : An empirical exploration of « new » products*»*, *Policy Research Working Paper* n°3450, Banque mondiale, Washington (D,C).

Kouassi (2020) « Contribution de la Diversification des Exportations à la Croissance Economique en Côte d’Ivoire », *European Scientific Journal April 2020.* Edition Vol.16, No.10 ISSN : 1857-7881 (Print) e - ISSN 1857-7431

Levin, A. and L. K. Raut (1997) « Complementarities between exports and human capital in economic growth: Evidence from the semi-industrialized countries », *Economic Development and Cultural Change* vol.46(1) pp.155- 174.

Mankiw, G. N. ; Romer, D. and Weil, D. N. (1992) « A Contribution to the Empirics of Economic Growth, », *Quarterly Journal of Economics*, vol.107(2), pp. 407- 437.

 Mayer, J. (1996) « Implications of new trade and endogenous growth theories for diversification policies of commodity-dependent countries, » [Online] Available: http://www,unctad,org (May 22 2011).

Mejia, J. F. (2011) « Export Diversification and Economic Growth: An Analysis of Colombia’s Export Competitiveness in the European Union’s Market*»*, Heidelberg : Springer-Verlag Berlin Heidelberg.

Melitz, M. J. (2003) « The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity », *Econometrica*, 71(6), 1695-1725.

Montoussé M. (2013) « Théories économiques, » *Bréal*, pp. 214.

Mudenda C. Choga I. and Chigamba C. (2014) « The Role of Export Diversification on Economic Growth in South Africa » *Mediterranean Journal of Social Sciences MCSER Publishing, Rome-Italy,* vol. 5 (9) ISSN 2039-2117.

Naudé, W. and Rossouw R. (2011) « Export Diversification and Economic Performance : Evidence from Brazil, China, India and South Africa, *Economic Change and Restructuring*, » vol. 44(1), pp. 99-134.

Nicet-Chenaf, D. & Rougier, E. (2008) « FDI, Diversification and Growth, An Empirical assessment for MENA countries, », [Online] Available:https://www,gate,cnrs,fr/unecaomc08/Communications%20PDF/T exte%20Nicet%20Chenaf\_Rougier,pdf (May 26 2011).

Olaleye, S. O. Edun, F. and Taiwo, S. B. (2013) « Export diversification and economic growth in Nigeria : An empirical test of relationship using a Granger Casualty Test », *Journal of Emerging Trends in Economics and Management Sciences (JETEMS),* vol. 5(1), pp.70-79, Available at: https://tinyurl,com/yx36xg3y.

Owan, V. J. Ndibe, V. C. and Anyanwu, C. C. (2020) « Diversification and Economic Growth in Nigeria (1981–2016) : An Econometric Approach Based on Ordinary Least Squares (OLS) », *European Journal of Sustainable Development Research, 4*(4), em0131, [https://doi,org/10,29333/ejosdr/8285](https://doi.org/10.29333/ejosdr/8285)

Pesaran, M. H. (2004) « General Diagnostic Tests for Cross-Section Dependence in Panels, »,Mimeo: University of Cambridge.

Romer P. M. (1986) « Increasing Returns and Long Run Growth », *Journal of Political Economy*, vol. 98, pp.1002-1037

Romer P. M. (1990) « Endogenous Technological Change », *Journal of Political Economy,* vol.98, pp.71-102

Sachin N. Mehta and al. (2015) «The dynamics of relationship between exports, imports and economic growth in India», *International Journal of Research in Humanities& Soc. Sciences*.Vol.3, Issue: 7, July: 2015.

Sannassee R. V. Boopendra S. et Matthew J. L. (2014) « Diversification des exportations et croissance économique : le cas de Maurice », *Word Trade Organization (WTO),* pp. 11-24.

Sharma, A, et T, Panagiotidis (2005), « An analysis of exports and growth in India : Cointegration and causality evidence (1971‑2001) », *Review of Development Economics* vol. (9) pp.232-248.

Smith, A.(1776) « *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations »,* London : Strahem and Caddell.

Solow R**.** (1956) « A contribution to the theory of economic growth, », *Quarterly Journal of economics*, Vol. 70 (10) pp. 65-94.

**Annexes**

**Annexe 1 : Mode de calcul de l’indice d’Ogive**

OGV= N.$ \sum\_{i=1}^{N}(Pi$- 1 /N)2 ou OGV= $\sum\_{i=1}^{N}.\frac{\left(pi-\frac{1}{N}\right)2}{1/N}$

où Pi = ( xi /X ) est la part réelle du produit i ( xi ) dans les exportations totales ( X=Σ xi ), N le nombre total des produits exportés, et 1/N la part « idéale » des recettes d’exportation qui est la part moyenne d’exportation de chaque produit.

i) OGV = 0 lorsque la part des exportations est équitablement répartie entre les différents produits ;

ii) OGV→0 lorsque l’économie en question est considérée comme étant fortement diversifiée ;

iii) Une valeur OGV élevée traduit une économie relativement moins diversifiée (i.e. sa gamme des exportations ne compte que quelques produits).

**Annexe 2 : Résultats d’estimation**

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| Dependent Variable: LOG(OGIV) |  |  |
| Method: ARDL |  |  |  |
| Selected Model: ARDL((1, 4, 3, 4, 4, 2) |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob.\*   |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| LOG(OGIV(-1)) | -0.014261 | 0.114110 | -2.124972 | 0.0628 |
| LOG(PIBH) | -0.777853 | 0.391431 | -1.987203 | 0.0724 |
| LOG(PIBH(-1)) | -0.037210 | 0.433705 | -0.085795 | 0.9332 |
| LOG(PIBH(-2)) | 1.423930 | 0.459729 | 3.097326 | 0.0102 |
| LOG(PIBH(-3)) | -0.984898 | 0.529924 | -1.858565 | 0.0900 |
| LOG(PIBH(-4)) | -0.639277 | 0.281445 | -2.271409 | 0.0442 |
| LOG(TSC) | -0.396005 | 0.208153 | -1.902473 | 0.0836 |
| LOG(TSC(-1)) | 0.120370 | 0.163253 | 0.737324 | 0.4764 |
| LOG(TSC(-2)) | 0.324853 | 0.175542 | 1.850575 | 0.0912 |
| LOG(TSC(-3)) | -1.444605 | 0.195577 | -7.386356 | 0.0000 |
| LOG(FBCF) | -0.163337 | 0.065849 | -2.480494 | 0.0305 |
| LOG(FBCF(-1)) | 0.242047 | 0.077329 | 3.130106 | 0.0096 |
| LOG(FBCF(-2)) | -0.307398 | 0.088831 | -3.460499 | 0.0053 |
| LOG(FBCF(-3)) | -0.077708 | 0.077479 | -1.002950 | 0.3374 |
| LOG(FBCF(-4)) | 0.322170 | 0.091536 | 3.519583 | 0.0048 |
| LOG(PAO) | 2.707174 | 0.680555 | 3.977890 | 0.0022 |
| LOG(PAO(-1)) | -3.423046 | 0.851049 | -4.022150 | 0.0020 |
| LOG(PAO(-2)) | 1.052013 | 0.535832 | 1.963325 | 0.0754 |
| LOG(PAO(-3)) | -0.390140 | 0.453621 | -0.860057 | 0.4081 |
| LOG(PAO(-4)) | -0.845746 | 0.512158 | -1.651339 | 0.1269 |
| SPO | 0.395396 | 0.085762 | 4.610373 | 0.0008 |
| SPO(-1) | -0.092374 | 0.087529 | -1.055344 | 0.3139 |
| SPO(-2) | -0.205745 | 0.089409 | -2.301162 | 0.0419 |
| C | 26.73240 | 14.08749 | 1.897599 | 0.0843 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| R-squared | 0.985688 |     Mean dependent var | 1.202296 |
| Adjusted R-squared | 0.955764 |     S.D. dependent var | 0.193035 |
| S.E. of regression | 0.040600 |     Akaike info criterion | -3.356134 |
| Sum squared resid | 0.018132 |     Schwarz criterion | -2.289610 |
| Log likelihood | 82.73235 |     Hannan-Quinn criter. | -2.987970 |
| F-statistic | 32.93943 |     Durbin-Watson stat | 2.548443 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |

|  |  |
| --- | --- |
| ARDL Cointegrating And Long Run Form |  |
| Dependent Variable: LOG(OGIV) |  |  |
| Selected Model: ARDL(1, 4, 3, 4, 4, 2) |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Cointegrating Form |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob.    |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| DLOG(PIBH) | -0.777853 | 0.253769 | -3.065198 | 0.0108 |
| DLOG(PIBH(-1)) | 0.200245 | 0.232017 | 0.863064 | 0.4065 |
| DLOG(PIBH(-2)) | 1.624175 | 0.254711 | 6.376540 | 0.0001 |
| DLOG(PIBH(-3)) | 0.639277 | 0.183549 | 3.482871 | 0.0051 |
| DLOG(TSC) | -0.396005 | 0.095076 | -4.165149 | 0.0016 |
| DLOG(TSC(-1)) | 1.119752 | 0.121198 | 9.239045 | 0.0000 |
| DLOG(TSC(-2)) | 1.444605 | 0.136592 | 10.576060 | 0.0000 |
| DLOG(FBCF) | -0.163337 | 0.038714 | -4.219014 | 0.0014 |
| DLOG(FBCF(-1)) | 0.062936 | 0.036557 | 1.721566 | 0.1131 |
| DLOG(FBCF(-2)) | -0.244463 | 0.040556 | -6.027821 | 0.0001 |
| DLOG(FBCF(-3)) | -0.322170 | 0.046851 | -6.876538 | 0.0000 |
| DLOG(PAO) | -2.707174 | 0.331107 | -1.176117 | 0.7000 |
| DLOG(PAO(-1)) | 0.183873 | 0.321135 | 0.572573 | 0.5784 |
| DLOG(PAO(-2)) | -1.235886 | 0.304025 | -4.065083 | 0.0019 |
| DLOG(PAO(-3)) | -0.845746 | 0.308850 | -2.738374 | 0.0193 |
| D(SPO) | 0.395396 | 0.058034 | 1.813221 | 0.6700 |
| D(SPO(-1)) | 0.205745 | 0.049781 | 1.133032 | 0.5017 |
| CointEq(-1) | -0.985739 | 0.068469 | -14.396862 | 0.0000 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|     Cointeq = LOG(OGIV) - (-1.0300\*LOG(PIBH) -1.4156\*LOG(TSC) + 0.0160 |
|         \*LOG(FBCF) -0.9128\*LOG(PAO) + 0.0987\*SPO + 17.1191 ) |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Long Run Coefficients |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob.    |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| LOG(PIBH) | -1.029996 | 0.398966 | -2.581662 | 0.0255 |
| LOG(TSC) | -1.415574 | 0.429796 | -3.293596 | 0.0072 |
| LOG(FBCF) | 0.016002 | 0.077012 | 0.207788 | 0.8392 |
| LOG(PAO) | -0.912763 | 0.929189 | -0.982322 | 0.3471 |
| SPO | 0.098685 | 0.124089 | 0.795273 | 0.4433 |
| C | 17.119139 | 15.518108 | 2.747580 | 0.0584 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |



|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| Ramsey RESET Test |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  | Value | df | Probability |  |
| t-statistic |  1.520585 |  20 |  0.1440 |  |
| F-statistic |  2.312178 | (1, 20) |  0.1440 |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| F-test summary: |  |  |
|  | Sum of Sq. | df | Mean Squares |  |
| Test SSR |  0.012051 |  1 |  0.012051 |  |
| Restricted SSR |  0.116291 |  21 |  0.005538 |  |
| Unrestricted SSR |  0.104240 |  20 |  0.005212 |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| ARDL Bounds Test |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Test Statistic | Value | k |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| F-statistic |  11.46248 | 4 |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Critical Value Bounds |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| Significance | I0 Bound | I1 Bound |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| 10% | 2.2 | 3.09 |  |  |
| 5% | 2.56 | 3.49 |  |  |
| 2.5% | 2.88 | 3.87 |  |  |

1% 3.29 4.37

|  |
| --- |
| Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
| F-statistic | 1.749982 |     Prob. F(13,21) | 0.1227 |
| Obs\*R-squared | 18.19991 |     Prob. Chi-Square(13) | 0.1501 |
| Scaled explained SS | 5.535939 |     Prob. Chi-Square(13) | 0.9614 |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |
|  |  |  |  |  |



|  |
| --- |
|  |



1. *Assistante à la faculté des sciences économiques (Université Marien NGOUABI) ; e-mail : chrisnkaloulou@yahoo.fr* [↑](#footnote-ref-1)
2. *Besson P. et alls (2017), Economie, Nathan Technique, page 52* [↑](#footnote-ref-2)
3. *Or, une valeur d’OGV élevée traduit une économie relativement moins diversifiée, sa gamme d’exportations ne compte que quelques produits, et une valeur faible signifie que l’économie est diversifiée.* [↑](#footnote-ref-3)
4. *Pour plus de détails sur le modèle voir Mankiw et al. (1992)* [↑](#footnote-ref-4)
5. *Les données chronologiques utilisées dans cet article, couvrent la période de 1980 à 2018 et proviennent de la base de données de la Banque mondiale et BEAC.* [↑](#footnote-ref-5)