M.E.S., Numéro 142, Vol. 2, septembre – octobre 2025
https://www.mesrids.org
Dépôt légal : MR 3.02103.57117
N°ISSN (en ligne) : 2790-3109
N°ISSN (impr.) : 2790-3095

Revue Internationale des Dynamiques Sociales

Mouvements et Enjeux Sociaux

Kinshasa, septembre - octobre 2025

POLITIQUES ECONOMIQUES CONJOINTES :
comment la politique budgetaire et la politique monetaire peuvent-elles soutenir et promouvoir une croissance economique inclusive en RD Congo ?

par

Giresse Loon NKAYILU MIA MATONDO
Paul MBUNGU MUAKA
Faculté des Sciences Economiques et de Gestion,
Université de Kinshasa

Résumé

Cette étude s'inscrit dans le débat sur l'efficacité des politiques économiques dans la promotion d'une croissance inclusive en République Démocratique du Congo (RDC). Elle vise à évaluer l'impact différencié de la politique budgétaire lorsqu'elle est conduite de manière isolée, puis en interaction avec la politique monétaire. À cet effet, deux estimations du modèle autorégressif à retards échelonnés (ARDL) ont été réalisées à partir de données annuelles couvrant la période 1990-2023. Le premier modèle isole les effets de la politique budgétaire et met en évidence un multiplicateur négatif et statistiquement significatif, traduisant une inefficacité budgétaire en l'absence de soutien monétaire, en lien avec l'effet anti-keynésien. Le second modèle introduit une variable d'interaction entre les deux politiques et révèle un effet positif, significatif et largement supérieur à l'unité, aussi bien à court qu'à long terme. Ces résultats soulignent la nécessité d'une coordination effective entre les politiques budgétaire et monétaire afin de soutenir une dynamique de croissance inclusive et durable en RDC.

Mots clés : *Politique budgétaire, Politique monétaire, Croissance économique inclusive, et Politiques économiques conjointes et ARDL.*

Abstract

This study contributes to the ongoing debate on the effectiveness of economic policies in promoting inclusive growth in the Democratic Republic of Congo (DRC). It aims to assess the differentiated impact of fiscal policy when implemented in isolation, and when coordinated with monetary policy. To this end, two estimations of the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model were conducted using annual data covering the period from 1993 to 2023. The first model isolates the effects of fiscal policy and reveals a negative and statistically significant fiscal multiplier, indicating fiscal inefficiency in the absence of monetary support – consistent with the concept of the anti-Keynesian effect. The second model introduces an interaction term between fiscal and monetary policy, showing a positive, significant, and strongly expansionary effect on inclusive growth, both in the short and long run. These results highlight the importance of effective coordination between fiscal and monetary policies to support sustainable and inclusive economic growth in the

Keys words *: Fiscal policy, Monetary policy, Inclusive economic growth, joint economic policies and ARDL model.*

INTRODUCTION

La nécessité de la coordination entre la politique budgétaire et la politique monétaire est essentielle pour favoriser une croissance économique inclusive, en particulier dans un contexte où les défis socio-économiques et l'instabilité macroéconomique persistent. Il s'agit donc d'une stratégie cohérente permettant d'optimiser l'impact des mesures à adopter pour éviter une contradiction (ou inefficacité) entre ces politiques économiques. En outre, dans un contexte où l'inégalité sociale, la pauvreté et le manque d'accès aux services essentiels persistent, la coordination entre la politique budgétaire et la politique monétaire est largement reconnue comme un levier stratégique pour soutenir une croissance économique inclusive. Voilà pourquoi il est crucial que ces politiques économiques soient alignées de manière conjointe pour maximiser leur efficacité dans une économie.

En effet, plusieurs économistes soulignent que la synergie entre ces deux politiques peut renforcer la stabilité macroéconomique tout en favorisant une distribution équitable des ressources. C'est le cas notamment de Gali (2015) qui met en avant la coordination des politiques économiques comme une stratégie indispensable pour gérer efficacement les chocs macroéconomiques et promouvoir une croissance inclusive. Khan et Khandker (2010), de leur côté, estiment que dans les pays en développement, la synergie entre politique budgétaire et politique monétaire peut permettre une meilleure allocation de ressources, tout en contrôlant l'inflation et en stimulant l'investissement social.

Les travaux de Blanchard (2003) soulignent que la coopération entre la politique budgétaire et la politique monétaire peut améliorer la stabilité macroéconomique et favoriser une croissance durable, surtout lorsqu'il s'agit de réduire les inégalités. Cependant, pour Blanchard, la coordination entre politique

budgétaire et politique monétaire permet d'éviter des tensions entre deux politiques, à savoir celle de l'inflation liée à une expansion monétaire non accompagnée d'une politique fiscale responsable, ou encore celle de la contraction fiscale qui pourrait freiner la croissance. Cette coordination nécessite une coopération cruciale entre la Banque Centrale et le Gouvernement au sens de coordonner ces politiques dans le cadre d'atteinte de leurs objectifs communs, tels que l'amélioration du niveau de revenus, l'amélioration de l'accès aux services financiers, à la création d'un environnement propice pour l'investissement, etc., soulignent les travaux de Ostry et al. (2010). Cette coordination peut, en outre, selon ces auteurs, viser une politique budgétaire visant à réduire les inégalités (via la fiscalité progressive ou les investissements sociaux) et soutenue par une politique monétaire accommodante pour stimuler l'investissement productif sans générer une inflation excessive.

C'est dans ce contexte que notre étude va porter son choix du sujet sur « Politiques Économiques conjointes : Comment la Politique budgétaire et la politique monétaire peuvent-elles soutenir et promouvoir une croissance économique inclusive en République Démocratique du Congo (RD Congo) » et, ce, pour plusieurs raisons et intérêts. D'un côté, la politique budgétaire vise la relance de l'activité économique par les dépenses publiques et la mobilisation des ressources internes, et la politique monétaire cherche à assurer la stabilité des prix et le bon fonctionnement du système financier.

D'un autre côté, cette étude analyse les effets de la coordination entre ces deux politiques dans l'intérêt de mieux comprendre comment l'interaction de ces politiques pourrait soutenir une croissance économique inclusive en RDC. En identifiant les complémentarités ou les tensions potentielles entre ces politiques, cette étude offre aux décideurs une base empirique pour la formulation de politiques macroéconomiques plus cohérentes et efficaces.

Par ailleurs, vu la particularité de cette recherche qui réside dans son approche conjointe, peu explorée dans le contexte congolais ainsi que dans la quantification des effets différenciés à court et à long terme d'une coordination budgétaire-monétaire, ce travail se veut aussi une contribution à la littérature sur la gouvernance économique pour d'autres économies confrontées à des défis similaires de stabilité macroéconomique, de cohérence des politiques publiques et d'inclusion sociale.

En effet, dans la plupart des pays en développement, le cas échéant de la République Démocratique du Congo (RD Congo), la recherche d'une croissance économique inclusive reste un objectif prioritaire face à des défis persistants tels que l'inégalité sociale (dont la pauvreté), l'informalité du marché du travail et l'instabilité macroéconomique. Si la politique budgétaire est traditionnellement perçue comme un levier stratégique pour soutenir la croissance à travers la mobilisation des recettes fiscales, la mise en œuvre des dépenses publiques (Musgrave, 1959 ; Barro, 1990) et son efficacité dépendent largement du contexte institutionnel, de la qualité de la gouvernance, et de la composition des dépenses engagées.

Or l'action isolée de ces politiques présente des limites dans les contextes où les contraintes budgétaires en RD Congo sont souvent fortes, étant donné la persistance des déséquilibres structurels. A cela, l'efficacité demeure controversée, comme en témoignent les travaux de Barhangana (2006), Tavulyandanda (2015) et Diwambuena & Boketsu (2019) qui révèlent une efficacité partielle, voire une inefficacité persistante de la politique budgétaire en RD CONGO due à une mauvaise allocation des ressources, à une forte dépendance aux importations et à une faible capacité d'absorption des investissements. De son côté, la politique monétaire, traditionnellement focalisée sur la stabilité des prix peine encore à réguler la masse monétaire dans la dynamique de croissance inclusive, notamment à travers la gestion du crédit, des taux d'intérêt ou de l'inflation.

De ce fait, la nécessité d'une coordination cohérente et stratégique entre la politique budgétaire et la politique monétaire demeure essentielle pour maximiser les effets de ces deux politiques. A cet effet, plusieurs récentes études (Gali, 2015 ; Khan & Khandker, 2010 ; Ostry et al., 2010) soulignent que la synergie entre ces deux politiques constitue un levier puissant pour non seulement renforcer la stabilité macroéconomique, mais également pour assurer une redistribution équitable des ressources, stimuler l'investissement productif et promouvoir l'inclusion sociale. Ce qui nous permet de faire recours à l'approche keynésienne afin de mettre en lumière l'importance des dépenses publiques comme moteur de la demande globale (Keynes, 1936).

D'où la nécessité de bien vouloir savoir comment la coordination entre la politique budgétaire et la politique monétaire peut-elle soutenir et promouvoir une croissance économique inclusive en République Démocratique du Congo ? Quelle est l'effet de la politique budgétaire en l'absence de soutien de la politique monétaire sur la croissance économique en RDC ? Quel est l'effet de la coordination entre politique budgétaire-politique monétaire, sur la croissance économique en RDC ?

Il nous revient de retenir tout d'abord que seule une combinaison équilibrée entre la politique budgétaire et la politique monétaire permettrait de compenser les faiblesses de l'une par les forces de l'autre et vice-versa. Dans ce cadre, durant une période allant de 1990 à 2023, nous poursuivons l'objectif d'évaluer l'efficacité de la politique budgétaire dans une perspective monétariste, en examinant son impact sur la croissance économique selon qu'elle soit mise en œuvre isolément ou en coordination avec la politique monétaire en RD Congo. Il s'agit particulièrement d'analyser les limites de l'efficacité de la politique budgétaire lorsqu'elle est appliquée sans accompagnement de la politique monétaire puis identifier les conditions dans lesquelles la coordination entre ces deux politiques pourrait améliorer la croissance économique en RD Congo.

Afin de d'atteindre ces objectifs, notre recherche a fait recours aux méthodes descriptive, pour analyser, comprendre et présenter de manière convenable les composantes du phénomène sous-examen à travers les analyses statistique et économétrique (avec l'estimation par le modèle Autorégressif à retards échelonnés linéaire (ARDL) qui fait partie de la classe des modèles dynamiques, dans lequel son application nous a aidé à capter les effets temporels dans l'explication d'une variable), et hypothético-déductive, partant des hypothèses ou théoriques cherchant à expliquer si celles-ci sont vérifiables dans le contexte de notre étude.

Ces méthodes ont été appuyées, d'une part, par la technique documentaire, en s'appuyant sur les données de la Banque Mondiale et de la Banque Centrale du Congo, à l'instar de différents travaux empiriques ayant rapport avec notre thématique. D'autre part, elle a fait recours à l'outil informatique avec le logiciel Eviews 10 qui nous a permis de réaliser le traitement statistique et l'analyse économétrique.

En vue de la vérification de ces méthodes et techniques, relativement à nos questions de recherche, nous émettons les hypothèses selon lesquelles en l'absence de coordination entre politique budgétaire et politique monétaire, la politique budgétaire a un effet négatif sur la croissance économique en RDC. A cela, une coordination entre politique budgétaire et politique monétaire efficace exercerait un effet positif sur la croissance économique en RD Congo.

Outre l'introduction et la conclusion, cette étude s'articule autour de trois points. Le premier point est consacré à une brève revue de littérature. Le deuxième portera sur l'analyse de l'évolution de la politique budgétaire et de la croissance économique en RDC. Enfin, le dernier point se concentrera sur la vérification empirique de l'effet des politiques économiques conjointes sur la croissance économique en RD Congo.

I. REVUE DE LITTERATURE

Ce point pose le substrat pour rendre aisée la compréhension de notre étude. Il comporte deux sous-points. Le premier sous-point porte sur le cadre conceptuel et théorique, tout en prenant soin de clarifier les concepts relatifs à notre étude et le deuxième sous-point, quant à lui, présente le cadre empirique.

1.1. Politique économique

La politique économique désigne l'ensemble des actions délibérées menées par les autorités publiques pour influencer l'activité économique. Elle vise à atteindre des objectifs tels que la croissance, la stabilité des prix, le plein emploi et l'équilibre extérieur. Elle regroupe principalement deux instruments : la politique monétaire, qui agit sur la masse monétaire et les taux d'intérêt, et la politique budgétaire, qui agit à travers les recettes fiscales et les dépenses publiques (Benassy-Quéré et al., 2018).

1.2. Politique budgétaire

La politique budgétaire désigne l'ensemble des mesures qu'un gouvernement peut prendre et qui ont des conséquences sur le niveau et la composition de ses recettes et de ses dépenses (Cliche, 2012). Il est un ensemble des mesures prises et mises en œuvre par le gouvernement, en utilisant son pouvoir de fixer les recettes et les priorités dans la répartition des dépenses publiques, afin d'agir sur l'économie du pays. Elle est l'ensemble des décisions prises par le gouvernement concernant les niveaux de dépenses publiques et les impôts dans le but d'influencer l'économie (Mankiw, 2013). Elle englobe la politique de dépenses et la politique fiscale tout en tenant compte des soldes budgétaires. Les recettes publiques, le solde budgétaire ainsi que les dépenses publiques sont les trois principaux instruments de la politique budgétaire. Les recettes publiques sont constituées des recettes fiscales et parafiscales, elles réfèrent à l'ensemble des prélèvements (impôts, taxes, et cotisations sociales). Le solde budgétaire est l'écart positif (excédent) ou négatif (déficit) entre les recettes et les dépenses. Cet écart peut être le fruit d'une volonté délibéré d'augmenter les dépenses, de diminuer les prélèvements, d'accumuler quelques réserves ou de compenser certains déséquilibres conjoncturels (Bopenda, 2021). Les dépenses publiques étant l'instrument privilégié de l'étude, elles seront explicitées en long et en large dans le point suivant.

1.3. Politique monétaire

La politique monétaire désigne l'ensemble des décisions et des actions mises en œuvre par les autorités monétaires afin d'atteindre des objectifs en matière de croissance, d'inflation, de taux de change, ou d'emploi. Tant d'objectifs que d'instruments de la politique monétaire ont nourri des vifs débats parmi les économistes (Couppey-Soubyran, 2012).

En RD Congo, le Législateur congolais a confié à la politique monétaire l'objectif principal de la stabilité du niveau général des prix. Pour l'atteindre, la Banque Centrale du Congo (BCC) s'est fixé une cible intermédiaire, un indicateur économique lié à l'objectif ultime de la politique monétaire. Le choix de cet objectif par le Législateur tient compte des réalités économiques spécifiques du pays et des leçons tirées de la douloureuse expérience l'hyperinflation de la décennie 1990 dans d'assurer à l'économie nationale une stabilité durable des prix intérieurs. C'est dans ce cadre qu'à l'issue de plusieurs réformes depuis 2002, justement, afin de conférer à la politique monétaire l'objectif prioritaire de la stabilité du niveau général des prix.

1.4. Croissance économique

Il existe une multitude de définitions sur la croissance économique, mais les définitions que nous avons trouvées intéressantes et qui ont retenu notre attention sont celles de Bénassy-Quéré et al (2019), Simon Kuznets (1972) et de François Perroux (1961).

Selon Bénassy-Quéré et al. (2019), la croissance économique désigne un processus essentiellement quantitatif qui se traduit, pour un système productif donné, par l'augmentation de son Produit Intérieur Brut (PIB) à prix constant.

Simon Kuznets (1972), définit la croissance économique comme une hausse de long terme de sa capacité d'offrir à sa population une gamme sans cesse élargie des biens économiques. Cette capacité de croissance est fondée sur le progrès technique et les ajustements institutionnels et idéologiques qu'elle requiert.

De son côté, François Perroux (1961) la définit comme l'augmentation soutenue pendant une ou plusieurs périodes longues, chacune de ces périodes comprenant plusieurs cycles quasi décennaux, d'un indicateur de dimension, pour une nation, le produit global net en termes réels.

De ces concepts, se dégagent des relations entre plusieurs autres concepts, essentiellement les liens entre les dépenses publiques et la croissance économique, politique monétaire et croissance économique.

1.5. Politiques économiques conjointes

Les politiques économiques conjointes désignent l'interaction entre la politique monétaire et la politique budgétaire dans le cadre de stimulation de la croissance économique. L'analyse des politiques conjointes ou de la coordination entre la politique budgétaire et la politique monétaire permet d'évaluer leur complémentarité ou leur éventuelle substitution dans le soutien de l'activité économique, selon les approches théoriques et les contextes institutionnels.

Dans la tradition classique et néoclassique, la coordination entre politique monétaire et politique budgétaire n'est pas considérée comme un levier central de la croissance économique. La croissance, dans cette optique, dépend uniquement des facteurs réels, tels que l'accumulation de capital, la croissance démographique et le progrès technique exogène.

La politique budgétaire, en augmentant les dépenses publiques, est perçue comme susceptible de générer un effet d'éviction en réduisant l'investissement privé, notamment par une hausse des taux d'intérêt. La politique monétaire, quant à elle, est vue comme neutre à long terme, n'affectant que les variables nominales. Par conséquent, une politique économique conjointe, d'après les classiques et néoclassiques, pourrait même être contre-productive si elle altère l'efficacité du marché ou accroît les déséquilibres macroéconomiques. Cette perspective justifie la méfiance dans les interventions discrétionnaires de l'État, préférant des règles de conduite claires et stables pour éviter les distorsions (Solow, 1956).

La pensée keynésienne introduit une rupture en considérant que les marchés ne s'ajustent pas automatiquement et que l'économie peut rester durablement sous son potentiel. Dès lors, l'action conjointe de la politique monétaire et de la politique budgétaire devient un outil fondamental pour relancer la demande agrégée et soutenir la croissance. Les keynésiens soutiennent qu'une politique budgétaire expansionniste, combinée à une politique monétaire accommodante, permet d'amplifier l'effet multiplicateur de la dépense publique. Les néo-keynésiens, dans un cadre de rigidités nominales et de frictions, montrent que la coordination des deux politiques est essentielle pour atteindre une stabilité macroéconomique durable.

Les modèles d'équilibre général dynamique et stochastique (DSGE) (Blanchard & Perotti, 2002 ; Clarida, Galí & Gertler, 1999) mettent en évidence, face à des chocs économiques, que l'efficacité de la réponse dépend largement de la cohérence entre les deux instruments. Ainsi, une politique économique conjointe bien coordonnée est perçue comme plus efficace qu'une approche isolée pour stabiliser l'économie et favoriser une croissance soutenue.

Dans une optique monétariste, la politique monétaire est considérée comme le principal instrument de régulation macroéconomique, tandis que la politique budgétaire est jugée peu efficace, voire nuisible. Par conséquent, toute coordination entre politique monétaire et politique budgétaire est vue avec prudence ; car elle peut compromettre l'objectif de stabilité des prix, considéré comme un préalable à la croissance économique (Friedman, 1968). Ce courant privilégie la discipline budgétaire et une politique monétaire fondée sur des règles strictes, telles qu'une croissance constante de la masse monétaire pour éviter les fluctuations économiques indésirables.

La théorie de la croissance endogène offre une lecture renouvelée de l'impact potentiel des politiques économiques conjointes sur la croissance à long terme. Contrairement aux modèles exogènes, elle admet que la coordination politique monétaire et politique budgétaire peut influencer directement les moteurs de la croissance, tels que l'investissement en capital humain, la recherche-développement ou les infrastructures. Dans cette logique, une politique budgétaire bien ciblée, en synergie avec une politique monétaire stable et favorable à l'investissement, peut renforcer durablement la productivité et l'innovation. La politique économique conjointe devient alors un levier stratégique pour favoriser un environnement macroéconomique propice à l'accumulation de savoir, à l'amélioration technologique et à la compétitivité.

Durant plusieurs grandes crises économiques récentes (notamment la crise financière internationale, la crise de covid-19), la question de la coordination des politiques économiques a pris une importance accrue. Plusieurs travaux empiriques soulignent que la politique monétaire, lorsqu'elle est mobilisée de manière isolée, montre des limites, notamment en contexte de taux d'intérêt bas ou de trappe à liquidité. Dans de tels cas, la relance budgétaire devient essentielle mais son efficacité dépend de l'attitude de la politique monétaire. Une politique monétaire accommodante permet d'éviter l'éviction de l'investissement privé et de maximiser les effets de la dépense publique. En revanche, une politique monétaire restrictive peut neutraliser les effets positifs de la politique budgétaire.

Les institutions internationales, comme le FMI ou la BCE, reconnaissent désormais l'importance d'une coordination stratégique entre ces deux politiques pour soutenir la croissance, réduire les inégalités et favoriser une transition structurelle vers un développement durable (Blanchard et al., 2010).

1.6. De la relation dépenses publiques et croissance économique

La notion des dépenses publiques et la croissance économique a engendré des débats dans la littérature économique sur le sens de la causalité. Certains économistes (« conception Keynésienne ») supposent que les dépenses publiques ont un impact positif sur la croissance. De ce fait, une augmentation de la consommation publique entrainera vraisemblablement une augmentation de l'emploi, de la rentabilité et de l'investissement grâce aux effets multiplicateurs sur la demande globale. (Bopenda, 2021 ; Sattar, 1993 ; Kneller et al., 1999 ; Bose et al., 2007 ; Kofi, 2011 ; Ngakosso, 2016 ; Diwambuena et Boketsu, 2019 ; Musgrave, 1959).

D'autres (« théorie relative à la loi de Wagner »), quant à eux, pensent plutôt que c'est la croissance économique qui cause l'augmentation des dépenses publiques. Selon cette Loi, fondée par l'économiste allemand Adolph Wagner (1863) qui a avancé la loi de l'extension de l'activité économique « *plus la société se civilise, plus l'Etat est dispendieux* », en analysant les tendances de la croissance des dépenses publiques et de la taille du secteur public, c'est la croissance économique qui cause l'augmentation des dépenses publiques (Islam, 2001 ; Akitoby et al., 2006 ; Narayan et al., 2012 ; Phu et Pham, 2017).

En interrogeant les littératures, plusieurs travaux notamment de Conte et Darrat (1988), Cheng et Lai (1997), Wu et al. (2010), Akpan (2011) et Kadima (2020) confirment qu'il existe une relation de feedback (ou de causalité) entre les dépenses publiques et la croissance économique, à travers la validation à la fois de l'effet multiplicateur de Keynes et de la loi de Wagner.

D'autres encore (« théorie de l'inefficacité des dépenses publiques »), par contre, pensent que l'augmentation des dépenses publiques est neutre au sens de l'idée selon laquelle que la fiscalité et l'emprunt public constituent des formes équivalentes de financement des dépenses publiques (Ricardo, 1821). La raison d'être de ce point de vue est que le gouvernement devrait à l'avenir rembourser sa dette. En effet, cette théorie postule que les consommateurs sont tournés vers l'avenir et tiennent donc compte des contraintes budgétaires du gouvernement lorsqu'ils prennent leurs décisions de consommation. Le résultat est que, pour un modèle donné de dépenses publiques, la méthode de financement de ces dépenses ne modifie pas

la demande globale. Ainsi, la théorie est utilisée comme un argument contre l'augmentation des dépenses du gouvernement dans une économie selon Elalaouij (2018).

Cependant, la question de la nature du lien entre les dépenses publiques et la croissance économique ne fait pas consensus dans la littérature empirique, qui est abondante sur ce sujet. Comme mentionné précédemment, il est possible de classer ces travaux en différentes catégories selon la similitude des résultats obtenus.

Le premier groupe, influencé par les idées keynésiennes, regroupe des études examinant l'impact de la politique budgétaire sur la croissance économique. Dans ce cadre, Ebaidalla (2013) et Boucebssi et Berrehrah (2015) ont démontré, respectivement pour le Soudan et l'Algérie, que les dépenses publiques causent le PIB au sens de Granger.

De leur côté, Kormendi et Meguire (1985), en analysant les déterminants de la croissance dans un panel de 47 pays à l'aide d'un modèle de régression linéaire multiple, ont trouvé que les dépenses publiques avaient un effet positif sur la croissance économique, bien que ce ne soit pas statistiquement significatif.

De même, Aloysius (1998) et Kneller et al. (1999), en utilisant un modèle de Solow étendu, ont constaté que les investissements publics favorisent la croissance au Cameroun et dans un panel de 22 pays de l'OCDE. De son côté, Sattar (1993), en faisant recours au même modèle de manière élargie, en distinguant entre économies développées et en développement. Ses résultats montrent une incidence positive des dépenses publiques sur la croissance, significative dans les pays en développement mais non dans les pays industrialisés.

Flores et Pereira (1993) ainsi que Dessus et Herrera (1999, 2000) se démarquent en quantifiant différemment l'État dans leur modèle, utilisant le variable « stock du capital public » au lieu des dépenses publiques. Toutefois, leurs résultats restent les mêmes : l'accumulation de capital public a un impact positif sur la croissance à long terme.

L'étude de Kamal (2010) sur les effets macroéconomiques des chocs de la politique budgétaire en Grande Bretagne démontrant l'efficacité progressive de cette politique sur la croissance dans le court terme, tout comme l'étude de Antonio, Ricardo (2009) sur quatre pays industrialisés et celle de Roel, Massimo (2011) sur les pays de l'Union Européen.

Dans la même lancée, Mirdala (2011) examine les effets de chocs de politique budgétaire sur l'activité économique dans les économies européennes en transition (République Tchèque, Slovaquie, Hongrie, Bulgarie, Roumanie et Pologne). De leur étude, il ressort que les chocs de politique budgétaires orientés du côté des dépenses publiques ont un effet positif sur l'activité économique dans tous les pays de l'échantillon sur la période considérée (2000T1- 2008T4). En revanche, en ce qui concerne les recettes fiscales, leurs effets sur l'activité économique et notamment sur le PIB ont été variables, allant d'effets positifs pour certains pays (Slovaquie, Bulgarie et Roumanie), aux effets non significatifs pour d'autres (République Tchèque et Pologne) en passant par un effet négatif pour l'un d'entre eux (Hongrie).

De même, Afonso et al. (2011) affirment que la taille des multiplicateurs budgétaires varie suivant le degré de stress financier observé aux États-Unis, au Royaume-Uni, en Allemagne et en Italie, au cours de la période 1980-2009. L'application d'un cadre non linéaire avec changement de régime permet de tenir compte de la capacité de relance économique de la politique budgétaire et de l'observation d'une faiblesse de croissance de la production ou des récessions durant les périodes de tensions financières. Dans la majorité des cas, la croissance l'indice de stress financier.

En outre, les tensions financières exerceraient un effet négatif sur la croissance de la production et augmenteraient le ratio dette publique/PIB. Par ailleurs, la taille des multiplicateurs budgétaires varie d'un pays à un autre et dans le temps, en raison des conditions initiales différentes déterminées par des niveaux de tensions financières, d'endettement public et de comportement de politique monétaire différents.

En parallèle, un autre groupe de chercheurs notamment Sheehey (1993) pour 20 pays de l'OCDE, Vedder & Gallaway (1998) pour les États-Unis, Forte & Magazzino (2010) pour un panel de 27 pays de l'UE, Altunc & Aydin (2013) pour 3 pays d'Europe de l'Est et Martins & Veiga (2013) pour un panel de 156 pays. Ces auteurs se sont intéressés à la relation non linéaire entre les dépenses publiques et la croissance économique et partent de l'hypothèse selon laquelle, au-delà d'un certain seuil, l'impact de la politique budgétaire devient négatif. Il existerait ainsi une taille « optimale » de l'État à ne pas dépasser pour préserver les effets positifs de la politique budgétaire sur l'activité économique. Ils ont tous formulé une équation quadratique pour estimer le seuil optimal de la taille de l'État. Leurs résultats indiquent que le ratio optimal des dépenses publiques sur le PIB est respectivement de 6%, 11.1%, 37%, 22.7% et 17%. Cela implique qu'au-delà de ces seuils, la politique budgétaire a des effets anti-keynésiens sur l'activité économique dans ces pays.

D'autres auteurs, tels que Tanimoune et al. (2005), Lonzo et Avom (2014), Fouopi et al. (2016) et Ntita et al. (2017), ont également utilisé des modèles de régression à effet de seuil pour définir ce ratio idéal, confirmant la présence d'une relation non linéaire entre les dépenses publiques et le revenu national.

Tous les travaux mentionnés précédemment se concentrent sur l'effet des dépenses publiques sur l'activité économique, reflétant ainsi une perspective keynésienne.

En revanche, une autre vague d'auteurs a examiné l'impact de l'activité économique sur les dépenses de l'État, en accord avec la vision wagnérienne. Parmi eux, Andrade et al. (2005) pour l'UE, Akitoby et al. (2006) pour un panel de 51 pays en développement, Phu et Pham (2017) pour 30 pays de l'OCDE, et Kazadi (2020) pour 8 pays de la CEEAC ont utilisé un modèle log-linéaire et découvert que l'élasticité des dépenses publiques par rapport au PIB était supérieure à l'unité, validant ainsi la loi de Wagner.

Dans le même sens, Islam (2001), Aregbeyen (2006) et Narayan et al. (2012) ont effectué le test de causalité de Granger pour vérifier l'hypothèse de Wagner aux États-Unis, au Nigéria et dans un panel de 15 États indiens. Leurs résultats montrent une causalité unidirectionnelle allant du PIB vers les dépenses publiques, ce qui confirme à nouveau la loi de Wagner.

D'autres chercheurs suggèrent plutôt qu'il existe une causalité bidirectionnelle entre les dépenses publiques et le revenu national, ce qui valide à la fois l'hypothèse wagnérienne et le mécanisme keynésien. Conte et Darrat (1988) ont découvert, pour un panel de 32 pays de l'OCDE, qu'une variation des dépenses publiques répondait à une variation du PIB à court terme, tandis qu'à long terme, la croissance économique était influencée par les dépenses publiques. Cela indique que la relation entre ces deux variables est largement bidirectionnelle.

Plus récemment, Bationo et Hounkpodote (2009) ont étudié cette question pour l'UEMOA et ont trouvé des résultats hétérogènes parmi les membres de l'Union : pour certains, le PIB causait les dépenses publiques, tandis que pour d'autres, c'était l'inverse. Akpan (2011) a réexaminé cette question pour le Nigéria en utilisant la modélisation ARDL, concluant que la théorie keynésienne se vérifie à court terme, alors qu'à long terme, c'est la loi de Wagner qui s'applique. De plus, Magazzino (2012), en désagrégeant les dépenses publiques pour l'Italie, a trouvé que la loi de Wagner était valide pour certaines composantes, tandis que d'autres confirmaient l'hypothèse keynésienne.

Concernant l'effet de rétroaction entre dépenses publiques et revenu national, Cheng et Lai (1997), Wu et al. (2010), Govindaraju et al. (2011), Ngakosso (2016) et Kadima (2020) ont également utilisé le test de causalité de Granger pour analyser des cas tels que la Corée du Sud, un ensemble de 182 pays, la Malaisie et la RPC. Leurs résultats indiquent la présence d'une boucle rétroactive entre la croissance économique et les dépenses publiques, validant simultanément l'hypothèse wagnérienne et la théorie keynésienne.

Enfin, un dernier groupe de chercheurs trouve qu'il y a inexistence de liens de causalité au sens de Granger entre ces deux grandeurs macroéconomiques. Il s'agit entre autre de Dogan et Tang (2006) pour le cas de cinq pays de l'Asie du Sud-Est ainsi que Togbenu (2018) pour le cas du Togo.

1.7. De la relation politique monétaire et croissance économique

La relation entre la politique monétaire et la croissance économique suscite depuis longtemps l'intérêt des économistes, donnant lieu à une diversité d'approches qui reflètent des conceptions distinctes du rôle de la monnaie dans l'économie et de la manière dont elle peut, ou non, influencer durablement la trajectoire de la croissance.

1.7.1. Selon l'approche classique et néoclassique

La pensée économique classique et néoclassique repose sur l'idée fondamentale que l'économie tend naturellement vers l'équilibre et que les déséquilibres ne peuvent être que temporaires. Dans ce cadre, la monnaie est considérée comme une voile sur les échanges réels. Les économistes de ce courant estiment que les variables monétaires n'affectent pas durablement les variables réelles, telles que la production ou l'emploi. A cet effet, la politique monétaire est perçue comme neutre à long terme. Il s'agit d'une vision qui se repose notamment sur la loi de Say selon laquelle l'offre crée sa propre demande, suggérant qu'il ne peut y avoir de déséquilibre global.

Selon les néoclassiques (Solow, 1956), la croissance économique est déterminée par l'accumulation du capital, la croissance démographique et surtout le progrès technique (considéré comme exogène). Dès lors, toute tentative d'influencer la croissance par des instruments monétaires serait vaine à long terme ; car les effets de la politique monétaire ne se matérialiseraient que sur des variables nominales, telles que le niveau général des prix, sans altérer la trajectoire de croissance réelle de l'économie.

1.7.2. Selon le courant monétariste

Fondé par Milton Friedman (1968), le courant monétariste, introduit, à son tour, une lecture différente du rôle de la politique monétaire, en mettant l'accent sur ses effets à court terme. Selon ce courant, la monnaie n'est certes pas un moteur de croissance économique à long terme, mais elle peut exercer une influence réelle transitoire à travers les imperfections du marché et les erreurs d'anticipation des agents économiques. Pour Friedman (1968), les changements imprévus dans la quantité de monnaie peuvent temporairement affecter la production et l'emploi, en raison de la rigidité des prix et des salaires à court terme. A mesure que les agents ajustent leurs anticipations, ces effets s'estompent et la monnaie redevient neutre. Dans le cas d'une politique monétaire mal conduite, notamment une croissance excessive et instable de la masse monétaire, est source d'instabilité macroéconomique et en particulier de l'inflation. A cela, ils recommandent une politique monétaire basée sur des règles simples et prévisibles plutôt que sur une approche discrétionnaire afin de garantir la stabilité monétaire, condition jugée nécessaire et non suffisante pour une croissance soutenue.

1.7.3. Selon le courant keynésien et néo-keynésien

Le courant keynésien, en rupture avec l'approche classique, accorde une place centrale à la demande effective dans la détermination de l'activité économique. Dans ce cadre, la politique monétaire est considérée comme un outil puissant de stabilisation conjoncturelle, capable d'influencer la demande agrégée, notamment via les taux d'intérêt. Pour ce courant, en période de sous-emploi ou de récession, une politique monétaire expansionniste peut accroître la dépense globale, stimuler l'investissement privé et relancer l'activité économique. Cette capacité d'intervention repose sur la reconnaissance des rigidités nominales, de l'incertitude et des comportements non optimaux des agents économiques.

En effet, les keynésiens soutiennent que l'économie ne tend pas spontanément vers le plein emploi et que l'État, à travers ses instruments de politique monétaire, peut corriger les déséquilibres de court et moyen terme (Keynes, 1936). Les néokeynésiens, de leur côté, tout en intégrant certains éléments des théories microéconomiques modernes, maintiennent cette vision interventionniste. En intégrant les hypothèses, telles que les rigidités de prix, les frictions de marché et les imperfections de concurrence, ils justifient la pertinence d'une politique monétaire active pour stabiliser l'inflation, réduire la volatilité économique et soutenir la croissance, en particulier dans un environnement marqué par des chocs exogènes (Clarida, Galí & Gertler, 1999).

1.7.4. Selon les théoriciens de la croissance endogène

La théorie de la croissance endogène, développée dans les années 1980, renouvelle profondément l'analyse des déterminants de la croissance économique. Contrairement aux modèles de croissance exogène, elle met en avant le rôle des décisions économiques, des institutions et des politiques publiques dans le processus de croissance à long terme. Dans ce contexte, la politique monétaire peut avoir un effet durable sur la croissance réelle, notamment en influençant l'environnement macroéconomique dans lequel se prennent les décisions d'investissement, d'innovation et d'accumulation de capital humain.

Une politique monétaire crédible et bien conduite contribue à réduire l'incertitude, à stabiliser les anticipations des agents économiques et à favoriser l'émergence d'un climat propice à l'innovation. En outre, en maintenant des taux d'intérêt réels favorables, elle peut inciter à l'investissement dans les secteurs productifs, incluant la recherche-développement et la formation.

Ainsi, la monnaie n'est plus simplement un outil de régulation conjoncturelle, mais elle peut également agir comme un levier de croissance structurelle, en soutenant les externalités positives et les rendements croissants internes aux activités économiques (Romer, 1986 ; Lucas, 1988).

Par ailleurs, il existe une multitude de travaux ayant été abordé sur la relation politique monétaire et croissance économique.

Le premier groupe concerne les études ayant un consensus convergent vers la conclusion selon laquelle une politique monétaire restrictive, caractérisée par une hausse des taux d'intérêt, engendre une baisse notable de l'activité économique à court terme.

Bernanke & Blinder (1992), à l'aide d'un modèle VAR appliqué aux États-Unis sur la période 1965-1989, démontrent que les hausses du taux directeur réduisent la production réelle en agissant principalement sur le crédit et les dépenses d'investissement.

Dans la même perspective, Christiano et al. (1999) montrent, à travers un modèle VAR structurel, qu'un choc de politique monétaire haussier de 1 point de pourcentage peut entraîner une diminution du PIB réel comprise entre 0,5 % et 1 % sur une période de six trimestres. Leur étude met également en évidence

une augmentation du chômage et une contraction de la consommation, confirmant l'impact récessif d'un resserrement monétaire.

De son côté, le Fonds monétaire international (2020), en analysant un échantillon de pays émergents et en développement, révèle qu'une hausse de 100 points de base du taux d'intérêt directeur se traduit par une baisse moyenne du PIB réel de 1,1 % dans l'année qui suit. L'étude note également une baisse des prix de l'ordre de 0,3 % lorsque cette hausse est accompagnée d'une appréciation du taux de change. Ces constats empiriques confirment que la politique monétaire influence directement la dynamique de croissance à court terme, souvent au détriment de la production et de l'emploi.

Le second groupe met en lumière des effets plus indirects de la politique monétaire sur la croissance économique, notamment par le biais des prix relatifs ou des canaux sectoriels. C'est le cas de Kim (1999), qui analyse l'impact des politiques monétaires sur les prix des matières premières dans les pays du G7, sur la période 1973–1993. Utilisant un modèle VAR mensuel, il démontre qu'un assouplissement monétaire (réduction du taux directeur de 1 point de pourcentage) conduit à une augmentation des prix des matières premières de 4 % à 7 % au maximum, selon le type de produit. Cette hausse atteint généralement son pic entre 6 et 10 mois après le choc et peut se prolonger jusqu'à trois ans. Cette évolution des prix a des répercussions économiques importantes, notamment pour les pays exportateurs de matières premières, dont la croissance peut être stimulée par l'amélioration des termes de l'échange.

Cette étude illustre ainsi que les effets de la politique monétaire ne se limitent pas aux agrégats nationaux, mais influencent aussi les canaux extérieurs et sectoriels, avec des conséquences différenciées selon la structure économique des pays.

Par ailleurs, plusieurs études insistent sur le fait que les effets de la politique monétaire sur la croissance ne sont pas universels mais dépendent du contexte macroéconomique, notamment du niveau d'inflation, de la crédibilité des autorités monétaires et des anticipations des agents économiques. Khan et Senhadji (2001) identifient un effet de seuil : une inflation modérée n'a pas d'effet négatif, mais au-delà de 11 à 12 % (dans les pays en développement), elle nuit à la croissance.

Mishra et Montiel (2012) insistent sur l'importance de la crédibilité de la banque centrale : une politique bien ancrée dans des institutions solides favorise la croissance, tandis qu'une politique monétaire instable ou non crédible peut provoquer de l'inflation sans gains économiques durables.

Romer et Romer (2004) montrent que seuls les chocs monétaires exogènes, c'est-à-dire non anticipés par les marchés, ont un effet fort et durable sur la production réelle, ce qui souligne le rôle fondamental des attentes dans la transmission monétaire. Barro (1995) renforce cette idée en démontrant qu'une inflation persistante et mal maîtrisée est généralement corrélée à une croissance plus faible dans un large échantillon de pays.

Le quatrième groupe, assemble les études mettant en lumière le caractère non linéaire de la relation entre politique monétaire (ou inflation) et croissance économique, soulignant que l'effet de la politique monétaire varie selon les niveaux d'inflation ou de développement. C'est le cas de l'étude majeure de Khan et Senhadji (2001), qui, à partir d'un panel de 140 pays entre 1960 et 1997, identifient un seuil d'inflation à partir duquel son effet devient significativement négatif sur la croissance. Ce seuil est estimé entre 1 % et 3 % pour les pays développés et entre 11 % et 12 % pour les pays en développement. En deçà de ces niveaux, l'inflation semble avoir un effet neutre voire légèrement positif, mais au-delà, elle réduit clairement la croissance du PIB réel.

Ce constat illustre une relation en forme de cloche inversée, typique des effets non linéaires. Dans une perspective voisine, Barro (1995) observe également que les effets négatifs de l'inflation sur la croissance deviennent significatifs à partir de niveaux élevés et persistants d'instabilité monétaire, ce qui renforce l'idée qu'il ne suffit pas de réduire l'inflation, mais de le faire à partir d'un seuil critique pour en retirer un effet bénéfique sur la croissance. Ce type de résultats est particulièrement important pour les pays émergents, souvent confrontés à des tensions inflationnistes structurelles ou des politiques monétaires procycliques.

Enfin, un dernier groupe d'études adopte une perspective plus large, analysant la politique monétaire comme un outil de stabilisation macroéconomique qui, s'il est bien utilisé, peut créer un environnement favorable à la croissance de long terme. Ahmed, Levin et Wilson (2004) expliquent que la réduction de la volatilité macroéconomique, permise par une politique monétaire cohérente, favorise l'investissement industriel et la croissance soutenue. Cecchetti et Schoenholtz (2017) plaident dans le même sens : une politique monétaire souple, mais crédible et contracyclique, renforce la stabilité globale de l'économie, réduisant l'incertitude et stimulant la croissance potentielle.

1.8. De la relation politique budgétaire, politique monétaire et croissance économique

Plusieurs études s'accordent à montrer la coordination efficace entre politique monétaire accommodante, politique budgétaire expansionniste stimulant significativement la croissance économique. Arestis, Demetriades et Luintel (2001) montrent que dans les pays en développement, cette synergie favorise l'investissement et la croissance à long terme, surtout lorsque la politique monétaire à elle seule manque de crédibilité. Berg et al. (2013), quant eux, avec un panel large, confirment que cette combinaison est particulièrement efficace en période de récession.

Corsetti, Meier et Müller (2012) mettent en avant l'amplification de la croissance à court terme lorsque les deux politiques (budgétaire et monétaire) sont expansionnistes, tout en insistant sur l'importance du timing et de la crédibilité. De son côté, Blanchard et Perotti (2002) soulignent que la réactivité de la politique monétaire à une politique budgétaire expansionniste amplifie les effets positifs sur la production ; tandis que Ramey et Zubairy (2018) confirment que le multiplicateur budgétaire est plus élevé lorsque la politique monétaire reste accommodante. Enfin, Fatás et Mihov (2001) montrent que la crédibilité monétaire renforce l'impact positif de la politique budgétaire sur la croissance.

Un autre groupe d'études souligne que les effets des politiques conjointes accompagnées de la croissance économique dépendent fortement des conditions économiques et des régimes institutionnels. Ilzetzki, Mendoza et Végh (2013) insistent sur l'importance des régimes de change et leur crédibilité : dans les régimes de changes fixes, la politique budgétaire expansive sans coordination monétaire peut être inefficace, voire contre-productive, tandis qu'une coordination stricte de ces deux politiques améliore la croissance.

Auerbach et Gorodnichenko (2012) montrent que la politique conjointe est plus efficace pendant les récessions que lors des phases d'expansion, ce qui illustre un effet non linéaire dépendant du cycle économique.

Certaines études se concentrent sur les périodes où la politique monétaire est limitée par des contraintes, comme la trappe à liquidité. Eggertsson (2008) démontre que dans ce contexte, la politique budgétaire expansionniste devient particulièrement puissante si elle est soutenue par une politique monétaire accommodante, notamment lorsque les taux d'intérêt sont proches de zéro. Woodford (2011) va dans le même sens en soulignant que la coordination des politiques est nécessaire pour stabiliser l'économie et soutenir la croissance lorsque la politique monétaire ne peut pas agir efficacement seule.

Pour ce qui est de notre étude, nous allons évaluer les effets de la politique conjointe sur la croissance économique en RDC. Tel est l'objet du troisième point.

II. VERIFICATION EMPIRIQUE DES EFFETS DES POLITIQUES ECONOMIQUES CONJOINTES SUR LA CROISSANCE ECONOMIQUE EN RD CONGO

Ce présent point a pour objectif d'évaluer empiriquement les effets des politiques économiques conjointes sur le niveau de l'activité économique sur la période 1990-2023 en RD Congo. Il comporte trois sections. La première est consacrée à la présentation des variables utilisées dans le modèle et leurs indicateurs, ainsi que l'analyse exploratoire des variables de l'étude ; la seconde porte sur l'analyse exploratoires des variables de l'étude ; la troisième, quant à elle, se concentrera à sur la vérification empirique et la discussion des résultats.

2.1. Présentation du modèle et des variables de l'étude

Il s'agit dans cette section de présenter le modèle retenu dans le cadre de notre étude d'un côté, ainsi que des variables retenues, de l'autre côté.

2.1.1. Présentation du modele

A ce point, il est construit un un modèle autorégressif à retards distribués, en sigle ARDL (Auto Regressive Distributed Lag model). Le modèle ARDL est un modèle dynamique qui permet de capter les effets temporels (délai d'ajustement, anticipations, etc.) dans l'explication d'une variable dépendante (Yt) Il combine les caractéristiques des modèles autorégressifs (AR) et des modèles à retards échelonnés (DL).

Plus précisément, dans un modèle ARDL, la variable dépendante (Yt) peut être expliquée à la fois par :

- ses propres valeurs décalées (modèle autorégressif) ;
- des valeurs présentes et décalées des variables indépendantes (Xt) (modèle à retards échelonnés).

La forme générale d'un modèle ARDL s'écrit :

$$\boldsymbol{Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{q} \beta_i X_{t-i} + u_t} \ldots\ldots\ldots (\mathbf{1})$$

Avec $\boldsymbol{u_t}$ comme terme d'erreur qui est identiquement et indépendamment distribué : $u_t \rightarrow (0, \sigma_u^2)$

Il sied de noter que, β_0 traduit l'effet de court terme de X_t *sur* Y_t . Pour parvenir à cerner les effets de long terme de X_t *sur* Y_t à partir de la relation d'équilibre suivante :

$$\boldsymbol{Y_t = \varphi + \gamma X_t + u} \ldots\ldots\ldots (\mathbf{2})$$

Où γ est obtenu à partir de $\boldsymbol{\gamma = \frac{\sum \beta_j}{(1-\sum a_i)}}$

Cependant, Les modèles ARDL qui héritent les caractéristiques des modèles AR et DL, souffrent de certains problèmes économétriques qui compliquent son estimation par les Moindres Carrés Ordinaires (MCO) : colinéarité entre variables explicatives (modèle DL), autocorrélation des erreurs (modèle AR), etc. L'on recourt généralement à des techniques d'estimation robustes.

Dans le contexte de notre étude où nous tentons de saisir les effets de l'ouverture commercial sur la croissance économique, en tenant compte des variables de contrôle, nous proposons d'estimer un modèle ARDL pour la fonction suivante :

$$\boldsymbol{PIBc = f(Dp, Mm, , Fbcf, Txouv)} \ldots\ldots\ldots (\mathbf{3})$$

Si l'on se propose de saisir les effets de court terme et ceux de long terme des variables explicatives ci-dessus sur la croissance économique, la représentation ARDL de la fonction (4) sera :

$$\boldsymbol{\Delta PIBc = \alpha + \sum_{i=}^{p} \varphi_i \Delta Pibc_{t-i} + \sum_{i=}^{q} \delta_i \Delta Dp_{t-i} + \sum_{i=}^{q} \rho_i \Delta Mm_{t-i} + \sum_{i=}^{q} \vartheta_i \Delta Fbcf_{t-i} + \sum_{i=}^{q} \gamma_i \Delta Txouv_{t-i}}$$
$$\boldsymbol{+ \theta_1 Pibc_{t-i} + \theta_2 Dp_{t-1} + \theta_3 Mm_{t-i} + \theta_4 Fbcf_{t-i} + \theta_5 Txouv_{t-i} + u_t} \ldots\ldots\ldots (\mathbf{4})$$

Avec : $\boldsymbol{\Delta}$ opérateur de différence première ; les coefficients α_0, α_1 sont l'ordonné à l'origine et l'effet de la tendance ; u_t est le terme d'erreur de moyenne nulle et de variance constante (un bruit blanc). Les coefficients $\boldsymbol{\varphi_i}$,$\boldsymbol{\delta_i}$, $\boldsymbol{\rho_i}$, $\boldsymbol{\vartheta_i}$, et $\boldsymbol{\gamma_i}$, sont les effets de court terme ; cependant, $\boldsymbol{\theta_i}$ sont les coefficients de long terme. « Le coefficient φ (force de rappel vers l'équilibre) doit être significativement négatif[1] ; dans le cas contraire, il convient de rejeter une spécification de type MCE. En effet, le mécanisme de correction d'erreur (rattrapage qui permet de tendre vers la relation de long terme) irait alors en sens contraire et s'éloignerait de la cible de long terme » (Bourbonnais, 2015, p. 304).

Comme pour tout modèle dynamique, nous nous sommes servis des critères d'information (Akaike-AIC, Shwarz-SIC et Hannan-Quin) pour déterminer les décalages optimaux (p.q.) du modèle ARDL, par parcimonie.

Ecrire un modèle ARDL comme ci-dessus (relation 5) suppose l'existence d'une relation de cointégration entre les variables qui conditionne même l'estimation des coefficients de court et long termes de ces variables. La littérature économétrique fournit plusieurs tests de cointégration dont celui de Engel et Granger (1987), celui de Johansen (1988, 1991) et Johansen et Juselius (1990), et celui de Pesaran et al. (1996), Pesaran et Shin (1995) et Pesaran et al. (2001). Le test de cointégration de Engle et Granger (1991) n'est valide que pour deux variables intégrées.

Dans le même ordre (soit ordre d'intégration = 1), il est ainsi moins efficace pour des cas multivariés. Bien que le test de Johansen pallie à ce souci, fondé sur une modélisation vectorielle autorégressive à correction d'erreur (VECM), il exige aussi que toutes les variables soient intégrées de même ordre, ce qui n'est pas toujours le cas en pratique. Lorsqu'on dispose de plusieurs variables intégrées d'ordres différents (I(0), I(1)), l'on peut recourir au test de cointégration de Pesaran et al. (2001) appelé « test de cointégration aux bornes » ou « bounds test to cointegration ».

Si nous recourons au test de cointégration de Pesaran pour vérifier l'existence d'une relation de cointégration entre les variables dans un modèle ARDL, l'on dira que l'on recourt à l'approche « ARDL

[1] Il convient de noter que si tous les économètres sont d'accord du signe négatif du coefficient associé au terme d'erreur (ou force de rappel), à ce jour il n'y a pas encore unanimité autour de sa grandeur en valeur absolue. Toutefois, pour les uns, une valeur située entre -2 et 0 est acceptable. Les détails sur ce point sont à trouver dans les travaux de Narayan, Kumar & Russell (April, 2006) ; et Norman & Romain (August, 2005).

approach to cointegrating » ou le test de cointégration par les retards échelonnés. Il y a deux étapes à suivre pour appliquer le test de cointégration de Pesaran :

- La détermination du décalage optimal avant tout (AIC, SIC) ;
- Recourir au test de Fisher pour vérifier les hypothèses.

$$H_0: \theta_1 = \cdots = \theta_6 = 0 : Absence\ d'une\ relation\ de\ cointégration$$

$$H_1: \theta_1 = \cdots = \theta_6 = 1: Existence\ d'une\ relation\ de\ cointégration$$

La procédure du test est telle que l'on devra comparer les valeurs de Fisher obtenues aux valeurs critiques (bornes) simulées pour plusieurs cas et différents seuils par Pesaran et al. L'on notera des valeurs critiques que la borne supérieure (2ème ensemble) reprend les valeurs pour lesquelles les variables sont intégrées d'ordre 1 I(1) et la borne inférieure (1er ensemble) concernent les variables I(0).

Ainsi :

- Si F_stat > Borne supérieur : Existence de la relation de long terme ;
- Si F_stat < Borne inferieur : Absence de la relation de long terme ;
- Si Borne inferieur < F_stat < Borne superieur : Pas de décision

Grâce à la procédure de Pesaran et al. (2001), un modèle à correction d'erreur peut aider à confirmer l'existence ou non de la cointégration entre variables. Ce modèle aura la forme suivante dans le cadre de notre étude :

$$\Delta \boldsymbol{PIBc} = \boldsymbol{\alpha} + \sum_{i=}^{p} \boldsymbol{\varphi_i}\, \Delta \boldsymbol{Pibc_{t-i}} + \sum_{i=}^{q} \boldsymbol{\delta_i}\, \Delta \boldsymbol{Dp_{t-i}} + \sum_{i=}^{q} \boldsymbol{\rho_i}\, \Delta \boldsymbol{Mm_{t-i}} + \sum_{i=}^{q} \boldsymbol{\vartheta_i}\, \Delta \boldsymbol{Fbcf_{t-i}} + \sum_{i=}^{q} \boldsymbol{\gamma_i}\, \Delta \boldsymbol{Txouv_{t-i}} + \boldsymbol{\pi e_{t-1}} + \boldsymbol{\mu_t} \ldots\ldots\ldots (\mathbf{5})$$

Les relations 5 et 6 feront l'objet d'estimations. Mais avant tout, nous allons :

- déterminer le degré d'intégration des variables (test de stationnarité) : test de Dickey-Fuller Augmenté/ADF, test de Philippe-Perron/PP et test de Andrews et Zivot/AZ ;
- tester l'éventuelle existence d'une relation de cointégration entre variables : test de cointégration de Pesaran et al. (2001) ou test de cointégration aux bornes.

Par conséquent, il sied de préciser que lorsque les variables sont intégrées à un ordre supérieur à l'unité, le modèle ARDL devient inapplicable.

2.1.2. Présentation des variables utilisées dans le modèle et leurs indicateurs, et analyse exploratoire des variables de l'étude

Dans cette étude, nous avons considéré les dépenses publiques, la masse monétaire, la formation brute de capital fixe et le taux d'ouverture commerciale pour analyser les effets des politiques conjoncturelles sur la croissance économique. Les données utilisées dans cette étude sont issues de deux sources, notamment la Banque Mondiale sur les indicateurs de développement dans le monde (WDI, 2022) et la Banque Centrale du Congo (BCC) sur ses différents rapports annuels. Ces données portent sur la période allant de 1990 à 2023.

Cependant, la croissance économique est la principale variable d'intérêt dans une étude sur l'incidence de l'ouverture commerciale. Elle mesure le taux de variation du produit intérieur brut (PIB constant) d'une économie sur une période donnée. Une croissance économique positive signifie que l'économie se développe et qu'elle génère plus de richesse.

Les dépenses publiques, à cet effet, c'est essentiellement les dépenses publiques globales, c'est-à-dire la somme des dépenses courantes et des dépenses en capital de l'Etat. Comme soutenu par Keynes (1936), les dépenses publiques exercent un effet positif sur la croissance économique. Dans cette étude, nous l'utilisons pour ressortir l'effet de la politique budgétaire sur la croissance économique.

La masse monétaire influence directement la croissance économique en agissant sur les taux d'intérêt, l'accès au crédit et le financement de l'investissement et de la consommation. Une expansion modérée peut stimuler l'activité à court terme, tandis qu'une croissance excessive entraine l'inflation, réduisant ainsi le pouvoir d'achat et freinant la croissance à long terme (Friedman, 1968 ; Khan et Senhadji, 2001).

La Formation Brute du Capital Fixe en % du PIB est utilisée ici comme proxy des investissements privés. En effet, les théories de la croissance endogène mettent chacune l'accent sur l'accumulation d'une forme particulière du capital, parmi lesquelles le capital privé.

Kadima (2020), Tutonda (2020), ainsi que Bopenda (2021) ont également introduit cette variable dans leurs études pour capter l'incidence du secteur privé sur l'activité économique.

Le taux d'ouverture (Txouv) est une mesure du degré d'intégration d'une économie à l'économie mondiale. Théoriquement, l'ouverture commerciale d'un pays est déterminée par son niveau de productivité ou son avance technologique, selon la théorie des avantages comparatifs (Ricardo, 1817), et par sa dotation relative en facteurs de production, selon le modèle de Heckscher et Ohlin (1933). Le seuil considéré comme un taux d'ouverture commerciale élevé peut varier en fonction des pays et des contextes économiques. En général, un taux d'ouverture commerciale élevé indique que l'économie d'un pays est fortement intégrée à l'économie mondiale.

La formule suivante a été utilisée pour déterminer le taux d'ouverture :

$$\mathbf{Txouv} = \frac{(\mathbf{X} + \mathbf{M})}{\mathbf{PIB}}$$

Où X représente les exportations et M les importations.

Tableau I. Liste des variables, indicateurs, et sources des données utilisées

Noms des variables	Indicateurs	Codes	Sources des données
Produit intérieur brut	En millions CDF	PIBc	Banque Mondiale, (WDI, 2024)
Dépenses publiques	En pourcentage du PIB	DP	Rapports annuels de la BCC
Variation de la masse monétaire	En millions CDF	MM	Rapports annuels de la BCC
Formation brute de capital fixe	En millions CDF	FBCF	Banque Mondiale, (WDI, 2024)
Taux d'ouverture commercial	En pourcentage du PIB	TXOUV	Rapports annuels de la BCC

Source : Auteur, à l'aide des résultats recueillis des investigations.

2.2. Analyse Exploratoire des données

2.2.1. Caractéristiques descriptives des variables de l'étude

Les statistiques de tendance centrale et de dispersion des variables utilisées sont présentées dans le tableau N°2 ci-dessous. Ces statistiques sont calculées sur la période allant de 2000 à 2021. Au cours de cette période, Le PIB courant, exprimé en millions de CDF, présente une moyenne de 28,3 milliards avec une médiane de 24,2 milliards, indiquant une distribution asymétrique à droite. Cette asymétrie implique la présence d'années avec des niveaux de PIB exceptionnellement élevés, qui tirent la moyenne vers le haut. L'écart-type, de 10,9 milliards, révèle une forte dispersion autour de la moyenne, ce qui suggère une variabilité significative du niveau de production économique au fil du temps. Cette volatilité est cohérente avec les réalités économiques de la RDC, souvent influencées par les chocs exogènes, les conflits, ou les fluctuations des prix des matières premières.

Tableau II. Statistiques descriptives des variables

	PIBC	DP	MM	FBCF	TXOUV
Mean	2.83E+10	12.02252	2.49E+12	7.23E+09	63.35122
Median	2.42E+10	12.30036	5.04E+11	1.99E+09	67.83470
Maximum	5.24E+10	28.97684	9.58E+12	6.25E+10	94.18910
Minimum	1.62E+10	4.306253	2.886043	8.81E+08	20.43710
Std. Dev.	1.09E+10	5.680218	3.20E+12	1.18E+10	22.10005
Skewness	0.753725	0.615342	0.962622	3.331928	-0.392870
Kurtosis	2.227922	3.389926	2.373511	15.36133	1.964869
Jarque-Bera	4.063721	2.361052	5.806995	279.3800	2.392585
Probability	0.131091	0.307117	0.054831	0.000000	0.302313
Observations	34	34	34	34	34

Source : A l'aide du logiciel Eviews 10.

S'agissant des dépenses publiques, exprimées en pourcentage du PIB, elles affichent une moyenne de 12,02 % et une médiane légèrement supérieure de 12,30 %, suggérant une distribution légèrement

asymétrique à gauche. Cette asymétrie indique que la majorité des observations est concentrée autour de valeurs plus élevées, avec quelques années de faibles niveaux de dépenses. L'écart-type de 5,68 % traduit une dispersion modérée, indiquant que les dépenses publiques varient sensiblement d'une année à l'autre, mais dans une fourchette relativement contrôlée.

De son côté, la masse monétaire, en millions de CDF, présente une moyenne extrêmement élevée de 2 490 milliards, tandis que la médiane est de 504 milliards, traduisant une forte asymétrie à droite. Cette divergence considérable entre la moyenne et la médiane reflète une concentration importante des valeurs dans les premières années, avec quelques observations extrêmes très élevées dans les années récentes, probablement en lien avec une expansion monétaire accélérée. L'écart-type de 3 200 milliards est supérieur à la moyenne, ce qui confirme une dispersion très forte et une instabilité monétaire prononcée autour de la moyenne.

La formation brute de capital fixe, représentant l'investissement, enregistre une moyenne de 7,23 milliards de CDF contre une médiane beaucoup plus faible de 1,99 milliard, ce qui signale une distribution asymétrique à droite. Cela signifie que quelques années d'investissements massifs tirent artificiellement la moyenne vers le haut. L'écart-type est de 11,8 milliards, bien au-dessus de la moyenne, illustrant une très forte dispersion autour de la moyenne. Ces résultats témoignent de la forte instabilité des investissements en RDC, souvent dépendants des financements extérieurs ou des variations des revenus miniers.

Le taux d'ouverture, exprimé en pourcentage du PIB, affiche une moyenne de 63,35 % et une médiane de 67,83 %, ce qui reflète une légère asymétrie à gauche. L'écart-type de 22,10 % indique une dispersion modérée, traduisant des fluctuations non négligeables du commerce extérieur en pourcentage du PIB, mais sans être excessivement instables.

Par ailleurs, en prenant pour assise les statistiques de Jarque-Bera, il s'est avéré qu'à l'exception de la série de formation brute de capital fixe, qui n'est pas distribuée normalement au seuil de 1%, le reste des séries ne le sont pas. L'analyse du degré de liaison entre ces variables se réalise via la matrice de corrélation simple dans le point suivant.

2.2.1.1. Corrélation entre les variables de l'étude

Il est question dans ce point, d'évaluer le degré de dépendance entre nos variables. Les résultats sont donnés dans le tableau N°3 ci-dessous.

Tableau III. Matrice de corrélation des variables

Probability	PIBC	DP	MM	FBCF	TXOUV
PIBC	1.000000				

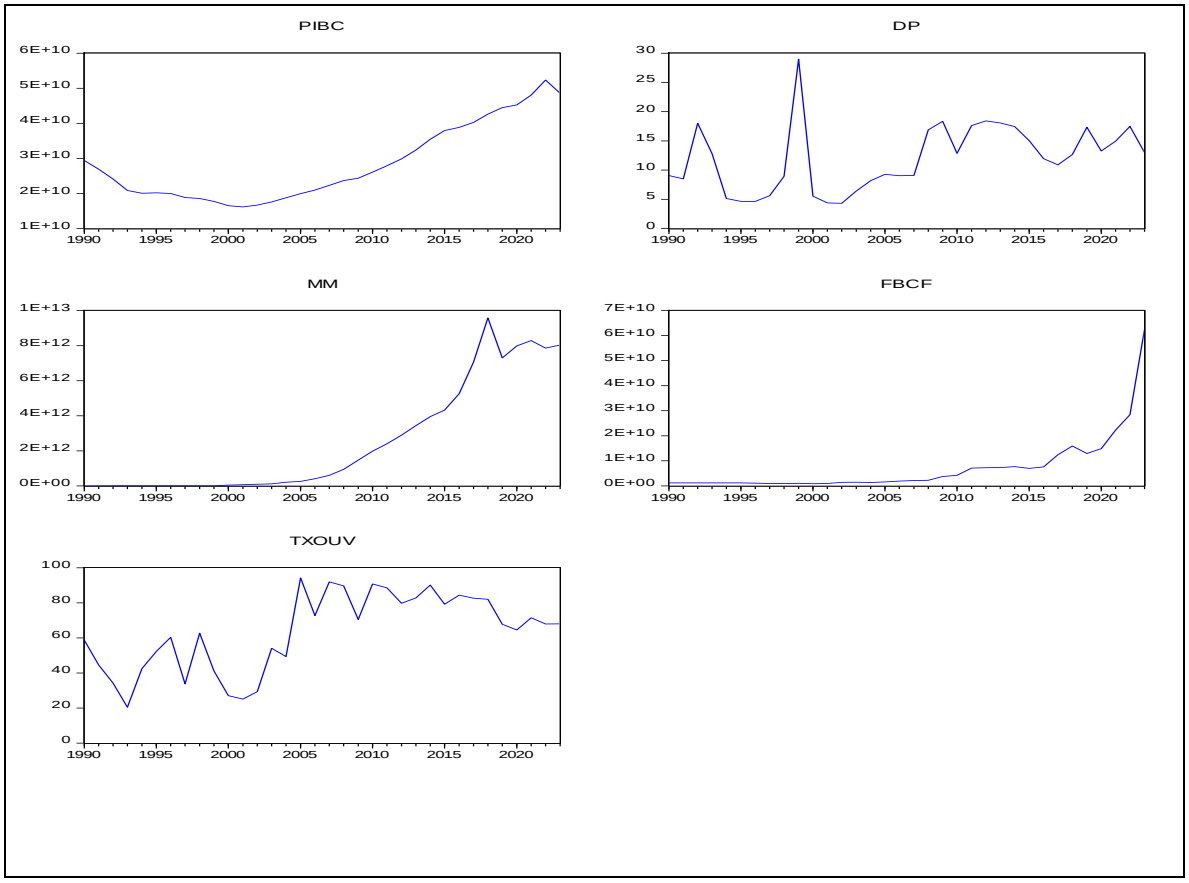
DP	0.409156	1.000000			
	0.0163	-----			
MM	0.951125	0.361730	1.000000		
	0.0000	0.0355	-----		
FBCF	0.759890	0.236706	0.746964	1.000000	
	0.0000	0.1777	0.0000	-----	
TXOUV	0.462781	0.350882	0.454587	0.243014	1.000000
	0.0059	0.0419	0.0069	0.1661	-----

Source : A l'aide du logiciel Eviews 10.

D'emblée, un élément essentiel est à soulever au regard de l'analyse de correction entre les variables reprise dans le tableau ci-dessus : la corrélation entre toutes nos variables prises deux-à-deux est positive. Cependant, le PIB est significativement corrélé avec toutes les variables au seuil de 5%.

Pour ce qui est de la corrélation d'entre les autres variables prises, il est à noter que seules la corrélation entre la formation brute de capitale fixe et le taux d'ouverture commercial, ainsi que celle d'entre les dépenses publiques et la formation brute de capitale fixe qui se prononcent non significatives.

Figure N°4 : Evolution graphique de la croissance économique et ses déterminants de 1990 à 2023



Source : A l'aide du logiciel Eviews 10.

2.2.1.2. Analyse de la stationnarité des séries

Ce point se doit l'intérêt de vérifier l'ordre d'intégration de nos variables à travers les tests de la racine unitaire.

L'analyse de la stationnarité est indispensable et un préalable dans l'étude des séries temporelles, en ce sens qu'elle permet d'éviter des régressions fallacieuses. Cette analyse permet de capter la véritable relation entre les variables. De ce fait, les tests d'Augmented Dickey-Fuller (ADF) et celui de Philipe-perron nous ont conduits d'évaluer l'ordre d'intégration de nos variables. Toutefois, le test d'ADF est adapté pour des séries qui sont butées au problème d'autocorrélation ; et celui de PP est valable dans le test de stationnarité pour des séries qui présentent un da. Il est de notre intérêt de faire valoir que le test de PP se vu accorder plus d'importance ; car tenant compte du problème de l'hétéroscéstacité.

Le tableau N°4 ci-dessous nous renseigne que les résultats des tests ADF et PP convergent pour le cas du Produit intérieur brut et des dépenses publiques. Ces deux séries n'admettent pas une racine unitaire ; elles sont donc stationnaires en niveau I(0). Par contre, les séries de la masse monétaire, de la formation brute de capital fixe et du taux d'ouverture quant à elles, admettent une racine unitaire ; elles sont donc stationnaires après être différenciées une fois I(1).

Tableau IV. Résultats de test de la stationnarité des variables

Tests Variables	**Variables en niveau**		**Variables en différence**		**Décision**
	ADF VCM	PP VCM	ADF VCM	PP VCM	
LPIBc	-3.54 -2.99	-4.09 -3.55	-	-	I(0)
DP	-4.32 -3.55	-4.20 -3.55	-	-	I(0)
MM	-4.56 -2.99	-1.71 -3.55	-	-6.01 -3.55	I(1)

FBCF	-2.26 -3.60	-5.24 -3.55	-3.57 -3.02	-3.43 -2.99	I(1)
TXOUV	-2.99 -3.55	-3.07 -3.55	-8.23 -3.56	-8.27 -3.55	I(1)

Source : A l'aide du logiciel Eviews.

Note : I(0) : intégration à niveau ; I(1) : intégration de premier ordre.

Les séries de nos variables étant intégrées à des ordres différents, cela rend inefficace l'utilisation de tests de cointégration de Engle et Granger (1987 ; cas univarié) et de Johansen (1988 ; cas multivarié), qui préconisent l'utilisation des variables intégrées de même ordre I(0) ou I(1) ; et rend opportun le test de cointégration aux bornes de M. H. Pesaran, Y. Shin et R. J. Smit (2001).

2.3. Estimation des modèles et discussion des résultats

A ce stade, il est question de présenter les différents résultats de nos investigations empiriques. Pour ce faire, nous allons passer à la détermination des incidences directes et d'interaction de la politique budgétaire et de la politique monétaire sur la croissance économique en RD Congo.

2.3.1. Effets directs de la politique budgétaire et de la politique monétaire sur la croissance (modèle non contraint)

Comme son titre le dit, ce point est consacré à l'estimation ou à l'évaluation des effets séparés de la politique budgétaire et de la politique monétaire sur la croissance économique en RD Congo.

Rappelons la spécification du modèle à estimer, sous sa forme fonctionnelle :

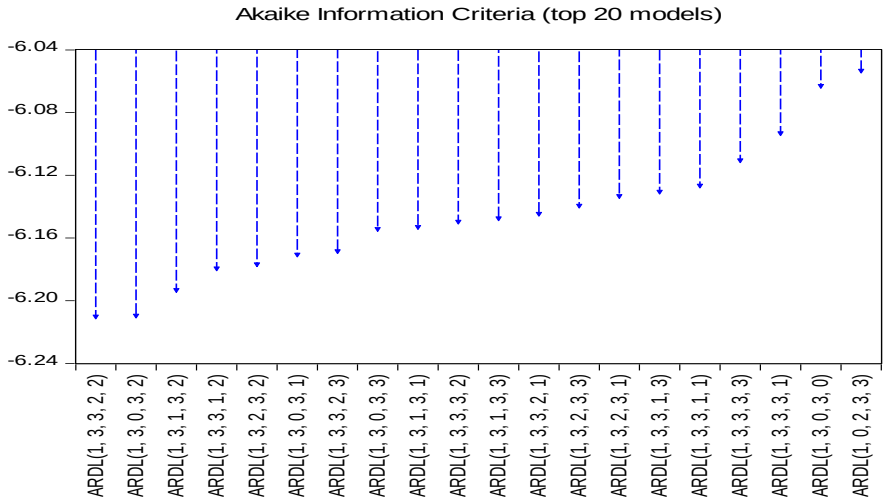
$$\boldsymbol{PIBc = f(Dp, Mm,, Fbcf, Txouv)}$$

Nous allons estimer le modèle ARDL dont l'expression est donnée par l'équation (4).

2.3.1.1. Décalage optimal

Le critère d'information d'Akaike (AIC) a servi de fondement pour la sélection du modèle ARDL optimal, soit celui qui offre des résultats statistiquement significatifs et les plus parcimonieux.

Figure 4. Sélection du modèle optimal AIC



Source : A l'aide du logiciel Eviews.

Le modèle ARDL (1, 3, 3, 2, 2) est le plus optimal parmi les 20 modèles estimés, car il donne la plus petite valeur de AIC. Cependant, les résultats de la régression de ce dernier nous indiquent que le pouvoir explicatif du modèle est vivement élevé, ayant un coefficient de détermination de 0.99 ; i.e. que les variables dépendantes expliquent à 99% la croissance économique, qui est notre variable de dépendante.

Par conséquent, l'ajustement de notre modèle ARDL retenu s'avère de très bonne qualité. Cette hypothèse sera strictement testée dans le point suivant, porté sur l'analyse de robustesse du modèle.

2.3.1.2. Analyse de robustesse (diagnostic du modèle)

Les résultats des tests diagnostiques sont repris dans le tableau N°7 ci-dessous. Le test de Breusch-Godfrey, basé sur la statistique de Fischer et de Khi-carré, revèle que les résidus ne sont pas auto-corrélés ; les probabilités critiques dans les deux cas sont largement supérieures à 5%.

Comme pour le précédent test, basé sur la statistique de Fisher et de Khi-carré, le test de Breusch-pagan-Godfrey renseigne que les résidus sont homoscédastiques, au regard des probabilités critiques associées à ces statistiques. Le test de Jarque-Bera indique les résidus sont distribués normalement, la probabilité critique (p-value) étant au-delà de seuil de 5%.

Tableau V. Résultats des tests diagnostiques

Hypothèses (H_0)	**Tests**	**p-value**		**Décisions**
		Fisher	Chi-carré	
Absence d'autocorrélation	Breusch-Godfrey	0.5856	0.2938	Acceptation de H_0
Homoscédasticité	Breusch-pagan-Godfrey	0.7287	0.5993	Acceptation de H_0
Normalité	Jarque-Berra	0.209721		Acceptation de H_0
Spécification	Ramsey	0.7079		Acceptation de H_0

Source : A l'aide du logiciel Eviews 10.

Le modèle ARDL (1, 3, 3, 2, 2) estimé est globalement bon comme l'exhibe la probabilité critique du test de spécification de Ramsey. Ainsi, la dynamique de la croissance économique durant la période allant de 1990 à 2023 en RDC est à 99.9% expliquée par les variables retenues dans cette étude.

2.3.1.3. Test de cointégration aux bornes

Comme nous l'avions annoncé à la fin de la deuxième section, il est question de passer ici par ce test pour en juger de l'existence ou non de la dynamique de court terme, ainsi que de la relation de long terme entre nos variables. Ainsi, nos variables étant intégrées à des ordres différents I(0) et I(1), nous avons opté pour le test de cointégration proposé par de *M. H. Pesaran, Y. Shin et R. J. Smit (2001*).

La procédure du test se fait par une comparaison entre la valeur de la statistique F de Fisher obtenue et les valeurs critiques (bornes) pour plusieurs cas et seuils. Notons des valeurs critiques que la borne supérieure (2ème ensemble) reprend les valeurs pour lesquelles les variables sont intégrées d'ordre 1 I(1) et la borne inférieure (1er ensemble) concernent les variables intégrées d'ordre 0 I(0).

Voici les conditions posées par ledit test :

- Si Fisher > borne supérieure : cointégration existe ;
- Si Fisher < borne inférieure : absence de cointégration ;
- Si borne inférieure < Fisher < borne supérieure : pas de conclusion.

Les résultats obtenus du tableau N°8 ci-dessous, révèlent que la valeur statistique de F Fisher est largement supérieure à toutes les valeurs critiques des bornes supérieures ; ce qui atteste l'existence de Cointégration entre les variables sous examen.

Tableau VI. Résultats du test de cointégration aux bornes

F-statistique	**Borne inférieure I(0)**	**Borne supérieure I(1)**	**Seuils de significativité**
17.32733	3.39	4.37	1%
	2.56	3.49	5%
	2.2	3.09	10%

Source : A l'aide du logiciel Eviews 10.

Dans le tableau ci-haut, les résultats du test sont tels que la valeur de F–stat est supérieure à celle de la borne supérieure, il y a donc l'existence de la cointégration entre les variables sous étude, donnant ainsi accès à l'estimation d'une relation de long terme pour saisir lesdits effets des dépenses publiques, de la masse monétaire, de la formation brute du capital fixe et du taux d'ouverture sur la croissance économique.

2.3.1.4. Coefficients de long terme et la dynamique de court terme

- Les coefficients de court terme

Alors que le modèle ARDL a permis d'évaluer les effets dynamiques à travers le temps des exogènes sur l'endogène. Le modèle ECM qui lui est associé permet d'évaluer les effets à court terme des variables indépendantes sur la variable dépendante. Les résultats sont présentés dans le tableau N°7 ci-dessous.

Comme nous pouvons le voir dans le tableau ci-dessous, le coefficient d'ajustement ou force de rappel est statistiquement significatif ; il est négatif et est compris entre zéro et un (en valeur absolue). Ce qui garantit un mécanisme de correction d'erreur, et donc l'existence d'une relation de long terme (cointégration) entre variables.

Tableau VII. Résultats d'estimation des coefficients de Court Terme

Variable dépendante : croissance économique				
Variable	**Coefficient**	**Std. Error**	**t-Statistic**	**Prob.**
D(DP)	-0.000215	0.000291	-0.739678	0.4709
D(DP(-1))	-0.001327	0.000288	-4.613192	0.0003
D(DP(-2))	-0.000911	0.000266	-3.429007	0.0037
D(MM)	9.74E-15	2.00E-15	4.870773	0.0002
D(MM(-1))	-4.94E-17	2.80E-15	-0.017635	0.9862
D(MM(-2))	-7.92E-15	2.43E-15	-3.252319	0.0054
D(FBCF)	-4.05E-12	4.27E-13	-9.478657	0.0000
D(FBCF(-1))	-4.03E-12	1.40E-12	-2.870965	0.0117
D(TXOUV)	0.000909	0.000110	8.286771	0.0000
D(TXOUV(-1))	0.000238	0.000125	1.904005	0.0763
CointEq(-1)*	**-0.289392**	**0.024580**	**-11.77364**	**0.0000**

Source : A l'aide du logiciel Eviews 10.

Toutes choses restant égales par ailleurs, à court terme, les dépenses publiques exercent un effet négatif et significatif sur la croissance économique (effet de deux périodes décalés). Une augmentation de 1% de dépenses publiques entraîne une baisse de 0.2% de la croissance économique. Ce signe négatif de l'effet de la politique budgétaire sur la croissance a également été trouvé par Devarajan et al. (1996) ainsi que Ghani et Din (2006), et est connu dans la littérature sous le nom de « effet anti keynésien » (Lonzo et Avom, 2014).

Pour ce qui est de la masse monétaire, elle exerce un effet positif et statistiquement significatif à court terme. Lorsque la masse monétaire augmente de 1%, cela s'accompagne d'une augmentation de quasiment zéro % de la croissance économique (période courante). Cependant, cet effet s'inverse dans le temps. L'effet de la masse monétaire de la 2è période décalée baisse la croissance économique. L'effet positif proche de zéro de la masse monétaire sur la croissance trouve son explication de deux sources. La première due à Milton Friedman (1968), avance que la politique monétaire peut temporairement influencer la demande globale, mais son effet réel reste faible si l'économie fonctionne déjà proche de son potentiel. De plus, la théorie des anticipations rationnelles de Lucas (1972) souligne que, lorsque les agents économiques anticipent les mesures monétaires, l'effet réel sur la croissance économique à court terme peut être réduit, se traduisant par un impact positif mais marginal.

Par ailleurs, l'effet de court terme des investissements privés sur la croissance est négatif, l'élasticité étant évaluée à -0,0000007 (effet global). Ceci peut être expliqué par la loi des rendements marginaux décroissants comme montré dans le premier chapitre avec le modèle de Solow. Selon le principe, ceteris paribus, l'investissement supplémentaire de la dernière unité diminue le PIB par tête.

Le taux d'ouverture commerciale quant à lui exerce une incidence positive et statistiquement significative. Ceci peut s'expliquer par la capacité de la RDC à commercer avec l'étranger en tenant compte de sa production locale. La RD Congo consciente de sa faiblesse dans la production de certains produits nécessaires, tient compte de l'avantage comparatif en allant chercher lesdits produits à l'étranger pour éviter les investissements colossaux sur les produits qui coûtent moins chers à l'étranger, ensuite elle vend les produits qui la confère un avantage comparatif et cela impacte positivement sa croissance économique. Son effet est de 0.09%.

Par ailleurs, Avec une force de rappel de -0.289392 ; si la croissance économique s'écarte de son niveau d'équilibre de longue période, 28.94 % de cet écart est absorbé la période suivante. Cependant, 95% de cet écart ne peut être absorbé que dans un délai moyen de 3 ans et 5 mois.

- Les coefficients de long terme

Le terme de correction d'erreur étant négatif et statistiquement significatif, il est dès lors possible d'estimer la relation de long terme. Il s'agit en fait de régresser l'équation (6). Les résultats sont repris dans le tableau N° ci-dessous.

Tableau VIII. Résultats d'estimation des coefficients de long terme (LT)

Variable dépendante : croissance économique				
Variable	**Coefficient**	**Std. Error**	**t-Statistic**	**Prob.**
DP	0.004100	0.002485	1.649953	0.1197
MM	7.62E-15	1.53E-14	0.496495	0.6267
FBCF	2.80E-11	1.07E-11	2.620200	0.0193
TXOUV	0.003509	0.000694	5.059584	0.0001
C	10.02656	0.039866	251.5091	0.0000

Source : A l'aide du logiciel Eviews 10.

Du tableau ci-dessus, il est à noter que toutes les variables retenues exercent un effet positif sur la croissance économique. Cependant, que les dépenses publiques exercent un effet non nul mais non significatif, de même que pour la masse monétaire. Par contre, la formation brute de capital fixe et le taux d'ouverture commerciale ont une incidence significative sur la croissance économique.

2.3.2. Effets d'interaction de la politique budgétaire et de la politique monétaire sur la croissance (modèle contraint)

Nous allons maintenant dans ce point, évaluer l'effet d'interaction de la coordination de la politique budgétaire et de la politique monétaire sur la croissance économique. Tel est l'objectif principal.

Rappelons tout de même la spécification du modèle à estimer, sous sa forme fonctionnelle :

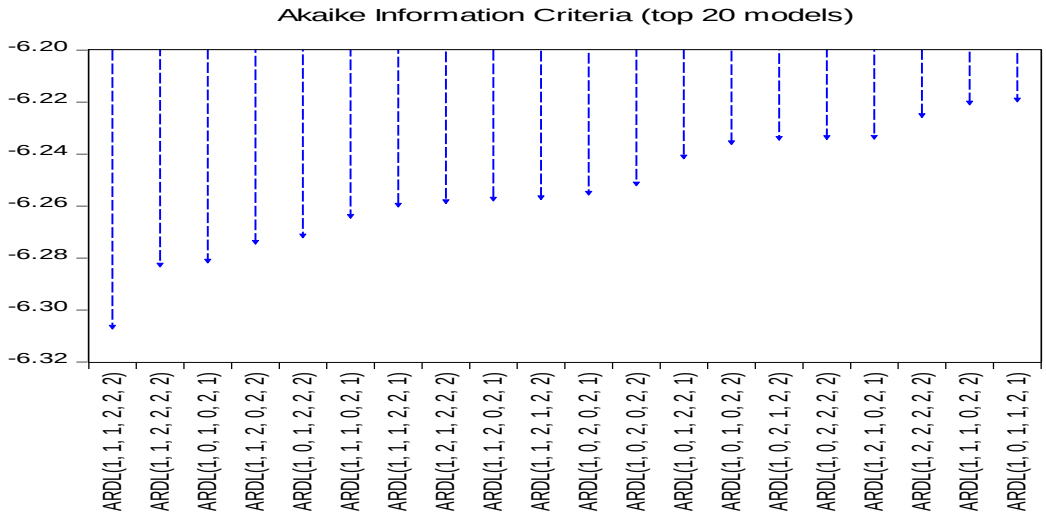
$$\boldsymbol{PIBc = f(Dp, Mm, Dpmm\ , Fbcf, Txouv)}$$

$$\boldsymbol{Avec\ Dpmm = Dp * Mm}$$

2.3.2.1. Décalage optimal

Le critère d'information d'Akaike (AIC) a servi de fondement pour la sélection du modèle ARDL optimal, soit celui qui offre des résultats statistiquement significatifs et les plus parcimonieux.

Figure 4 : Sélection du modèle optimal AIC



Source : A l'aide du logiciel Eviews 10.

Le critère d'Akaike (AIC) nous donne le décalage optimal compatible avec la série des variables. Le modèle ARDL (1, 1, 1, 2, 2, 2) est plus optimal parmi le top 20 des modèles proposés, car il offre la plus petite valeur de AIC.

Les résultats de notre régression à l'aide d"un ARDL (1, 1, 1, 2, 2, 2) montrent que le pouvoir explicatif du modèle est élevé avec un coefficient de détermination de 0.99, ceci veut dire que 99% des fluctuations de la croissance économique s'expliquent par les variables exogènes du modèle c'est-à-dire l'ajustement de notre modèle ARDL s'avère de très bonne qualité. Cette hypothèse sera rigoureusement testée dans l'un des prochains points au niveau de l'analyse de robustesse du modèle.

2.3.2.2. Analyse de robustesse (diagnostic du modèle)

Le tableau ci-dessous résume nos analyses de robustesse.

Tableau IX. Diagnostic du modèle

Hypothèses (H_0)	**Tests**	**p-value**		**Décisions**
		Fisher	Chi-carré	
Absence d'autocorrélation	Breusch-Godfrey	0.5856	0.2938	Acceptation de H_0
Homoscédasticité	Breusch-pagan-Godfrey	0.7287	0.5993	Acceptation de H_0
Normalité	Jarque-Berra	0.209721		Acceptation de H_0
Spécification	Ramsey	0.7079		Acceptation de H_0

Source : A l'aide du logiciel Eviews 10.

Le test de Breusch-Godfrey, basé sur la statistique de Fisher et de Khi-carré, révèle que les erreurs ne sont pas auto-corrélées, les probabilités critiques dans les deux cas étant largement supérieures à 5%. Le test Breusch-pagan-Godfrey, quant à lui, renseigne que les erreurs sont homoscédastiques, au regard des probabilités critiques associées aussi bien à la statistique de Fisher et de Khi-carré. Enfin, le test de Jarque-Berra indique que les erreurs sont distribuées selon la loi normale, vu que la probabilité critique (p-value) dépasse le seuil de 5%. Le modèle ARDL (1, 1, 1, 2, 2, 2) estimé est globalement bon et expliquent à 99.9% la dynamique du PIB en RDC, durant la période allant de 1990 à 2023 et le modèle est bien spécifié confirme le test de spécification de Ramsey.

2.3.2.3. Test de cointégration aux bornes

Le test de cointégration aux bornes se résume dans le tableau qui suit.

Tableau X. Résultats du test de cointégration aux bornes

F-statistique	**Borne inférieure I(0)**	**Borne supérieure I(1)**	**Seuils de significativité**
16.65416	3.06	4.15	1%
	2.39	3.38	5%
	2.08	3	10%

Source : A l'aide du logiciel Eviews 10.

Dans le tableau ci-haut, les résultats du test sont tels que la valeur de F–stat est supérieure à celle de la borne supérieure, il y a donc l'existence de la cointégration entre les variables sous étude, donnant ainsi accès à l'estimation d'une relation de long terme pour saisir lesdits effets des politiques budgétaire-monétaire, de la masse monétaire, de la formation brute du capital fixe et du taux d'ouverture sur la croissance économique.

2.3.2.4. Coefficients de long terme et la dynamique de court terme

- Coefficients de court terme

Le modèle ARDL a permis d'évaluer les effets de la dynamique de court terme et ceux de long terme. La représentation de mécanisme à correction d'erreur (ECM) a permis d'évaluer les effets à court terme. Selon les résultats trouvés, le coefficient d'ajustement ou force de rappel est statistiquement significatif, il est négatif et est compris entre zéro et un (en valeur absolue). Ce fait garantit un mécanisme de correction

d'erreur. Les résultats sont présentés dans le tableau N° 11 ci-dessous. Il y a lieu de noter qu'à court terme, toutes choses restant égales par ailleurs :

- le multiplicateur budgétaire des dépenses publiques est négatif et statistiquement significatif au seuil de 5%. Ce dernier effet a aussi été trouvé par Devarajan et al. (1996) ainsi que Ghani et Din (2006), et est connu dans la littérature sous le nom de « effet anti-keynésien » (Lonzo et Avom, 2014).

Tableau XI. Résultats d'estimation des coefficients de CT

Variable dépendante : croissance économique				
Variable	**Coefficient**	**Std. Error**	**t-Statistic**	**Prob.**
D(DP)	-0.000674	0.000245	-2.744355	0.0138
D(MM)	-3.25E-15	2.93E-15	-1.106776	0.2838
D(FBCF)	-1.51E-13	5.08E-13	-0.296699	0.7703
D(FBCF(-1))	7.38E-12	1.74E-12	4.228189	0.0006
D(TXOUV)	0.000823	9.60E-05	8.577162	0.0000
D(TXOUV(-1))	0.000264	0.000113	2.337275	0.0319
D(DPMM)	0.016515	2.35E-16	4.312904	0.0005
D(DPMM(-1))	-3.87E-16	2.12E-16	-1.823439	0.0859
CointEq(-1)*	-0.204900	0.016315	-12.55885	0.0000

Source : A l'aide du logiciel Eviews 10.

- L'effet de court terme des investissements privés sur la croissance est significativement positif, l'élasticité étant évaluée à 0.0000000007 cela veut dire qu'une augmentation de 1% de l'investissement privé une année avant s'accompagne d'une croissance économique de 0.0000007% (cet effet est moins que proportionnel). De même, le taux d'ouverture commercial exerce un effet positif et statistiquement significatif sur la croissance économique sur toutes les périodes, soient les élasticités respectives de 0.000823 et 0.000264, l'effet global est de 0.001 soit de 0.1% ;
- Pour ce qui est de l'effet d'interaction des politiques budgétaire-monétaire, il est positif et statistiquement significatif sur la croissance économique à court terme. De plus, il est plus que proportionnel. Ainsi, une augmentation de 1% de cette coordination s'accompagne d'une augmentation de la croissance de 1.65%. D'où l'importance de miser sur une coordination des politiques budgétaire-monétaire pour stimuler la croissance économique en RDC.

Par ailleurs, Avec une force de rappel de -0.204900 ; si la croissance économique s'écarte de son niveau d'équilibre de longue période, 20.49 % de cet écart est absorbé la période suivante. Cependant, 95% de cet écart ne peut être absorbé que dans un délai moyen de 4 ans et 10 mois.

- Coefficients de long terme

Le tableau qui suit résume les coefficients de long terme.

Tableau XII. Résultats d'estimation des coefficients de long terme (LT)

Variable dépendante : croissance économique				
Variable	**Coefficient**	**Std. Error**	**t-Statistic**	**Prob.**
DP	-0.005976	0.003316	-1.801986	0.0893
MM	-8.16E-14	3.46E-14	-2.361757	0.0304
FBCF	-3.24E-11	2.20E-11	-1.477350	0.1579
TXOUV	0.003991	0.000878	4.544244	0.0003
DPMM	1.04868	4.32E-15	3.012128	0.0078
C	10.15709	0.048057	211.3562	0.0000

Source : A l'aide du logiciel Eviews 10.

Le tableau ci-dessus nous renseigne qu'à long terme, la politique budgétaire et la politique monétaire exercent des effets négatifs et statistiquement significatifs sur la croissance économique (effets séparés). En

effet, à long terme, une politique monétaire trop accommodante peut freiner la croissance en maintenant une inflation élevée, ce qui accroît l'incertitude et réduit l'investissement productif, comme le montrent Barro (1995) et Khan & Senhadji (2001), qui identifient des seuils d'inflation au-delà desquels l'effet devient négatif ; de même, une politique budgétaire caractérisée par une forte volatilité (Ramey & Ramey, 1995 ; Fatás & Mihov, 2013) ou par des déficits chroniques générant un endettement public élevé (Reinhart & Rogoff, 2010 ; Panizza & Presbitero, 2013) tend à peser sur la croissance via l'éviction de l'investissement privé, la hausse des primes de risque et l'anticipation de hausses d'impôts futures.

Enfin, la structure de la fiscalité et la composition des dépenses publiques jouent un rôle : les impôts distorsifs et les dépenses de consommation publique sont associés à une croissance plus faible (Barro, 1991 ; Kneller, Bleaney & Gemmell, 1999), tandis que seules les dépenses publiques productives favorisent la croissance.

Le taux d'ouverture a un effet positif et significatif sur la croissance économique à long terme. Il en est de même pour l'effet d'interaction des politiques monétaire-budgétaire. Avec une élasticité de 1.04868, une bonne coordination des politiques conjoncturelles stimule la croissance économique de 10.49% à long terme, si elle augmente de 1%.

2.4. Discussion des résultats et validation des hypothèses

Les résultats de l'estimation de notre modèle indiquent qu'une coordination de la politique budgétaire-monétaire exerce un effet positif et statistiquement significatif tant à court qu'à long terme en RDC.

En faisant recours cadre empirique, nous nous rendons compte que nos résultats corroborent avec ceux trouvés par d'autres auteurs, dans un environnement autre que celui de la RDC. Plus particulièrement, dans le cas de l'économie américaine, avec Blanchard et Perotti (2002) qui ont démontré que l'interaction entre les politiques budgétaire et monétaire renforcent significativement les effets de la dépense publique sur la production, ce qui rejoint notre constat selon lequel une bonne coordination conjoncturelle génère un effet plus que proportionnel sur la croissance économique, aussi bien à court qu'à long terme.

De même, Ramey et Zubairy (2018) ont montré que les multiplicateurs budgétaires sont d'autant plus élevés lorsque la politique monétaire est accommodante, ce qui confirme la pertinence de la coordination comme levier de croissance.

Dans un échantillon plus large de pays de l'OCDE, Corsetti, Meier et Müller (2012) arrivent à la même conclusion : l'efficacité de la politique budgétaire dépend fortement de la posture de la politique monétaire, ce qui valide notre propre résultat concernant la nécessité d'une gestion conjointe et cohérente des politiques économiques.

Par ailleurs, nos résultats sur l'ouverture commerciale rejoignent ceux de Sachs et Warner (1995), qui ont mis en évidence un lien robuste entre ouverture extérieure et croissance économique dans un grand nombre de pays développés et en développement. Ainsi, bien que menés dans des contextes institutionnels différents, ces travaux empiriques viennent conforter nos propres conclusions, en soulignant l'importance stratégique d'une coordination rigoureuse des politiques économiques pour accélérer la croissance économique de manière inclusive dans un pays comme la RDC.

À la lumière des résultats empiriques obtenus, il est possible de statuer de manière rigoureuse sur la validité des hypothèses formulées dans cette étude.

La première hypothèse stipulait qu'*en « l'absence de coordination des politiques budgétaire-monétaire, la politique budgétaire a un effet négatif sur la croissance économique en RDC »*. Les estimations économétriques confirment cette hypothèse : le multiplicateur budgétaire des dépenses publiques est ressorti négatif et statistiquement significatif au seuil de 5 %. Cette relation inverse entre les dépenses publiques et la croissance économique révèle un phénomène d'inefficacité, voire de contre-performance, de la politique budgétaire lorsqu'elle est conduite de manière isolée.

Ce résultat s'inscrit dans la logique de l'effet anti-keynésien, fréquemment observé dans les pays à faible gouvernance budgétaire ou à faible capacité administrative, où les dépenses publiques ne sont pas orientées vers des usages productifs. Par conséquent, la première hypothèse est acceptée.

Quant à la deuxième hypothèse, selon laquelle « *une coordination entre politique budgétaire et politique monétaire exerce un effet positif croissance économique en RDC*», les résultats empiriques obtenus confirment pleinement sa validité. En effet, l'effet d'interaction entre les deux politiques apparaît positif, significatif et largement supérieur à l'unité, avec une élasticité estimée à 1.65 à court terme et à 10.49 à long terme. Ces

résultats traduisent un effet synergique puissant : lorsque les deux instruments de politique économique sont utilisés conjointement et de manière cohérente, ils produisent un impact fortement amplifié sur la croissance économique. Ces observations justifient non seulement l'acceptation de la deuxième hypothèse, mais elles soulignent aussi la nécessité, pour les autorités congolaises, d'adopter un cadre de coordination macroéconomique solide pour maximiser les effets des politiques conjoncturelles.

REPERES BILIOGRAPHIQUES

- AFONSO, A., Clements, B., Gupta, S., & Inchauste, G. (2006), *Public spending, voracity, and Wagner's law in developing countries*. *European Journal of Political Economy,* Vol. 22, N°4, pp. 908-924 ;
- AKPAN, N. I. (2011), Government expenditure and economic growth in Nigeria: A disaggregated approach, Research Journal of Business Management, Vol. 5, N°1, pp. 1–10 ;
- Banque Mondiale (2015), Revue de la gestion des dépenses publiques et de la responsabilisation financière, Rapport No 96172-ZR ;
- Banque Centrale du Congo (2020), Rapports annuels, Kinshasa, RDC ;
- BAENDE, politique monétaire, édition 2023 ;
- BAENDE politique monétaire, édition 2024 ;
- BARRO, R. J. (1974), « Are government bonds net wealth ? », Journal of Political Economy, Vol. 82, N°6, pp. 1095–1117 ;
- BEITOINE, B., CAZALS, A., & Lemoine, M. (2019), *Finances publiques* 6ème édition, Gualino / Lextenso ;
- BERNHEIM, B. D. (1989), « A neoclassical perspective on budget deficits », Journal of Economic Perspectives, Vol. 3, N°2, pp.55–72 ;
- BLANCHARD, O. (2003), *Macroeconomics,* 3ème édition, Prentice Hall ;
- BLANCHARD, O., & PEROTTI, R. (2002), « An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output », Quarterly Journal of Economics, Vol. 117, N°4, pp.1329–1368 ;
- BOFOYA KOMBA, B. (2018), Modèles macroéconomiques, 2ème éd., Galimage, Kinshasa, 188 pages ;
- BOSE, N., HAQUE, M. E., & OSBORN, D. R. (2007), « Public expenditure and economic growth: A disaggregated analysis for developing countries », The Manchester School, Vol. 75, N°5, pp. 533–556 ;
- CONTE, M. A., & DARRAT, A. F. (1988), « Economic growth and government expenditure : Evidence from a new test specification », Southern Economic Journal, Vol. 54, N°3, pp. 646–659 ;
- DIWAMBUENA, P., & BOKETSU, K. (2019), « Défis de l'efficacité de la politique budgétaire en RDC : Analyse institutionnelle et macroéconomique », Revue Congolaise d'Économie et de Développement ;
- ELALAOUI J. et AHMED H. (2018), Impact des Dépenses Publiques sur la Croissance Economique au Maroc, p.642 ;
- ELALAOUIJ, M. (2018), « L'équivalence ricardienne : Analyse critique et implications pour la politique budgétaire », Revue Marocaine d'Économie et de Gestion, Vol. 12, pp. 45–59 ;
- FORTE, F., & MAGAZZINO, C. (2010), « Economic growth and the role of taxation : The experience of Italy », Theoretical and Applied Economics, Vol.17, N°10, pp. 25-48 ;
- HARROD, R. F. (1939), An essay in dynamic theory, The Economic Journal, Vol ; 49, N°193, pp.14-33 ;
- ISLAM, A. M. (2001), « Wagner's law revisited : Cointegration and exogeneity tests for the USA », Applied Economics Letters, Vol. 8, N°8, pp. 509-515 ;
- JAWAD, F., & HEFNAOUI, S. (2018), « Croissance des dépenses publiques et développement économique : Une approche théorique », Revue Marocaine de Recherche en Management et Marketing, Vol. 19, pp. 32-45 ;
- KEYNES, J. M. (1936), *The general theory of employment, interest and money*. Macmillan ;
- KIM, S. (1999), « Do monetary policy shocks matter in the G-7 countries? Using common identifying assumptions about monetary policy across countries », Journal of International Economics, Vo. 48, N°2, pp. 387-412 ;
- KNELLER, R., BLEANEY, M. F., & GEMMELL, N. (1999), « Fiscal policy and growth: Evidence from OECD countries », Journal of Public Economics, Vol. 74, N°2, pp.171–190 ;

- KUZNETS, S. (1972), *Modern economic growth: Rate, structure, and spread*. Yale University Press ;
- LONZO G. (2014), « Les effets non linéaires des Dépenses Publiques sur la Croissance Economique en RDC » ;
- MANKIW, N. G. (2013), *Principes d'économie,* 6ème édition, De Boeck Supérieur ;
- MUKOKO, S. D., (2021), *Guérir le Congo du mal Zaïrois*, Ed. Louvain-la-Neuve, Academia, L'Harmattan ;
- MUSGRAVE, R. A. (1959), *The theory of public finance: A study in public economy*. McGraw-Hill ;
- NARAYAN, P. K., NARAYAN, S., Prasad, A., & PRASAD, B. C. (2012), « Wagner's law revisited: Empirical evidence from the South Pacific », Economic Analysis and Policy, Vol. 42, N°1, pp. 21-28 ;
- NARAYAN, KUMAR & RUSSELL (April 2006), « What determines migration flows from low-income to high-income countries? An empirical investigation of Fiji–U.S. Migration 1972–2001 », in Contemporary Economic Policy, Vol. 24, N°2, pp. 332–342 ; OSTRY, J. D., BERG, A., & TSANGARIDES, C. G. (2010), *Income inequality and macroeconomic stability*, International Monetary Fund ;
- NORMAN, RANCIERE & ROMAIN (August, 2005), *Financial Development, Financial Fragility, and Growth*, IMF Working Paper WP/05/170, International Monetary Fund, pp. 11-32.
- PERROUX, F. (1961), *L'économie du XXème siècle,* Presses Universitaires de France ;
- PEROTTI, R. (1999), « Fiscal policy in good times and bad », Quarterly Journal of Economics, Vol.114, pp.1399–1436 ;
- RICARDO, D. (1817), *On the principles of political economy and taxation,* John Murray ;
- ROMER, P. M. (1986), « Increasing returns and long-run growth », Journal of Political Economy, Vol. 94, N°5, pp.1002–1037. EconPapersSCIRP ;
- SACHS, J. D., & WARNER, A. M. (1995), « Economic reform and the process of global integration », Brookings Papers on Economic Activity, Vol. 1995, N°1, pp. 1-118 ;
- SATTAR, Z. (1993), *Public expenditure and economic performance: A comparison of developed and developing countries*, The World Bank ;
- SOLOW, R. M. (1956), « A contribution to the theory of economic growth », Quarterly Journal of Economics, Vol.70, N°1, pp. 65-94 ;
- WU, S., TANG, J. H., & LIN, E. S. (2010), « The impact of government expenditure on economic growth: How sensitive to the level of development? », Journal of Policy Modeling, Vo.32, N°6, pp. 804-817 ;
- ZUBAIRY, S., & RAMEY, V. A. (2018), « Government spending multipliers in good times and in bad: Evidence from US historical data », Journal of Political Economy, 126, Vol.2, pp. 850-901 ;
- www.wikipedia.or