

Contribution de l'indépendance de la banque centrale à la lutte contre l'inflation en République démocratique du Congo : une modélisation par l'approche ARDL

Contribution of central bank independence to the fight against inflation in Democratic Republic of Congo : modeling using the ARDL approach.

Auteur 1 : MUMPAMBALA LUZOLO Didier

Auteur 2 : KAYINDA Hugo

Auteur 3 : KAMBALA Delphin

MUMPAMBALA LUZOLO Didier, PhD en Sciences Economiques. Enseignant à l'Université du Kwango et à l'Université Pédagogique Nationale,

KAYINDA Hugo, Assistant à l'Université Pédagogique Nationale

KAMBALA Delphin, Master en Sciences économiques (économie monétaire)

Déclaration de divulgation : L'auteur n'a pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude.

Conflit d'intérêts : L'auteur ne signale aucun conflit d'intérêts.

Pour citer cet article : MUMPAMBALA LUZOLO .D, KAYINDA .H & KAMBALA .D (2024) « Contribution de l'indépendance de la banque centrale à la lutte contre l'inflation en République démocratique du Congo : une modélisation par l'approche ARDL », African Scientific Journal « Volume 03, Numéro 25 » pp: 1299– 1341.

Date de soumission : Juillet 2024

Date de publication : Août 202



DOI : 10.5281/zenodo.13758881
Copyright © 2024 – ASJ



Résumé

Cet article se penche sur la contribution de l'indépendance de la banque centrale, mesurée de façon légale par le degré de stabilité du mandat de ses gouverneurs, à la lutte contre l'inflation en République démocratique du Congo, sur la période 1985-2021. A l'aide de la méthode de cointégration appliquée au modèle ARDL (Auto Regressive Distributed Lag model), nous avons trouvé que l'indépendance de la banque centrale influe négativement sur l'inflation en République démocratique du Congo et cette influence s'exerce à travers le canal de la discipline budgétaire. En effet, l'existence de la relation de cointégration est confirmée par la valeur négative de la force de rappel (0.53) qui est statistiquement significative. A court et long termes, l'indépendance de la banque centrale explique négativement l'inflation. Concernant les autres variables retenues : masse monétaire, PIB réel et déficit budgétaire qui expliquent également la variation du niveau général des prix, il convient de souligner que si la masse monétaire et le déficit budgétaire exercent un effet positif sur l'inflation à court et à long termes, le PIB réel affecte positivement à court terme, mais négativement à long terme le taux d'inflation. A travers l'effet avéré de l'indépendance de la banque centrale sur l'inflation, nous avons cherché à savoir si l'indépendance de la banque centrale peut influencer négativement le déficit budgétaire. L'estimation du modèle ARDL, dans lequel le déficit budgétaire dépend du PIB réel, de la masse monétaire et de l'indépendance de la banque centrale, aboutit à un effet négatif de cette dernière sur le déficit budgétaire à court et long termes, traduisant la discipline budgétaire pouvant résulter du renforcement de l'indépendance de la banque centrale afin de lutter véritablement contre l'inflation : c'est ce que nous appelons « canal de la discipline budgétaire » de la contribution de l'indépendance de la banque centrale à la lutte contre l'inflation en République démocratique du Congo. Une telle approche méthodologique consistant, dans un premier temps, à vérifier l'effet de l'indépendance de la banque centrale sur l'inflation et dans un second temps, à identifier le canal par lequel l'effet de cette indépendance s'effectue en prenant appui sur la discipline budgétaire dans un même travail constitue l'originalité de ce papier.

Mots clés : indépendance de la banque centrale, inflation, modèle ARDL, cointégration

Abstract :

This paper examines the contribution of the central bank independence, legally measured by the stability degree of its governors, to fight against inflation in the Democratic Republic of Congo over the period 1985-2021. Using the cointegration method applied to the ARDL model (Auto Regressive Distributed Lag model), we found that the central bank independence negatively influences inflation in Democratic Republic of Congo and this influence is exerted through the channel of budgetary discipline. Indeed, the existence of the cointegration relationship is confirmed by the negative value of restoring force (0.53) which is statistically significant. In the short and long term, the central bank independence explains inflation negatively. Concerning the other variables retained : money supply, real GDP and budget deficit which also explain the variation in the general price level, it should be emphasized that if the money supply and the budget deficit exert a positive effect on inflation in the short and long term, real GDP effects positively in the short term, but negatively in the long term, inflation rate. Through the proven effect of Central bank independence on inflation, we sought to know whether central bank independence can negatively influence the budget deficit. The estimation of ARDL model, in which the budget deficit depends on real GDP, money supply and the central bank independence results in a negative effect of the latter on the budget deficit in the short and long term, reflecting the budgetary discipline that could result from the strengthening of central bank independence in order to truly fight against inflation : this is what we call budgetary discipline channel of the contribution of central bank independence to fight against inflation in the Democratic Republic of Congo. Such a methodological approach consisting, firstly, of verifying the effect of central bank independence on inflation and secondly, of identifying the channel through which the effect of this independence is achieved by taking support on budgetary discipline in the same paper constitutes the originality of this paper.

Keywords : central bank independence, inflation, ARDL model and cointegration.

Introduction

A la suite de l'absence de l'ancrage nominal, jadis fourni par l'or, et des tensions inflationnistes, l'indépendance de la banque centrale s'est avérée un arrangement institutionnel alternatif susceptible de résoudre le problème d'inflation (Do Vale, 2017).

L'inconvertibilité en or du papier-monnaie accroît le pouvoir des banques centrales sur l'offre de monnaie (Holtfrerich et al., 1999). Or, sans la contrainte de la convertibilité métallique, il est difficile d'avoir la limite à la création monétaire et, par conséquent, l'ancrage nominal. Dans un régime de monnaie fiduciaire, purement discrétionnaire, la seule source de confiance est l'engagement de la banque centrale de l'État souverain à maintenir le pouvoir d'achat de la monnaie (Orléan, 2008). Même dans un contexte de la règle comme stratégie de la politique monétaire, les anticipations d'inflation des agents économiques ne peuvent véritablement être ancrées sans un dispositif institutionnel susceptible de rassurer les agents économiques d'une réelle volonté de la banque centrale de s'abstenir de toute action pouvant aller à l'encontre de l'objectif de la stabilité des prix. L'indépendance de la banque centrale, qui constitue notamment ce dispositif institutionnel, repose sur l'idée selon laquelle la subordination de l'autorité monétaire au gouvernement peut compromettre l'atteinte de l'objectif de stabilité des prix. L'indépendance de la banque centrale permet de réduire l'inflation par son apport en crédibilité, mettant en exergue une relation théorique négative entre elle et niveau d'inflation. Cependant, différents facteurs peuvent atténuer le gain de crédibilité de la politique monétaire que procure l'indépendance de la banque centrale. Ces facteurs sont : la conservation d'un certain degré d'influence sur les décisions de la banque centrale de la plupart des gouvernements des pays en développement, la dépendance de ladite crédibilité à l'égard de la situation globale de la politique macroéconomique plutôt que du degré d'indépendance de la banque centrale, un conflit d'objectif entre stabilité des prix et stabilité financière dans le cas d'une banque centrale qui garde le rôle de superviseur du système bancaire et un caractère sur-optimal d'une adhésion à un cadre de politique anti-inflation rigide appliqué par une banque centrale indépendante dans une économie soumise aux chocs économiques défavorables (Blackburn et Christensen, 1988 ; Agenor, 2000)¹.

¹ L'indépendance légale ne garantit pas la liberté à l'égard de l'interférence politique et de la pression politique sur les décisions de politique économique de la Banque Centrale. En pratique, la plupart des gouvernements des pays en développement conservent un certain degré d'influence sur ses décisions. Adhérer à un cadre de politique anti-inflation rigide appliqué par une Banque Centrale indépendante peut être sur-optimale (comparé à un certain degré de discrétion des règles contingentes) dans une économie soumise aux chocs économiques défavorables. La crédibilité de la politique monétaire peut dépendre de la situation globale de la politique macroéconomique, plutôt que du degré d'indépendance de la Banque Centrale en elle-même. Par exemple, si les objectifs de politique

L'impact disciplinant de l'indépendance des banques centrales sur les finances publiques explique l'assertion selon laquelle les pays ayant connu une forte hausse de leur solde primaire sont ceux dont les banques centrales sont faiblement ou moyennement indépendantes, alors que les pays ayant respecté une certaine discipline budgétaire sont plutôt ceux côtoyant une banque centrale indépendante ; à l'exception du Japon (Bénassy-Quéré et Pisani-Ferry, 1994 ; Ndjana et Yelognisse, 2009 ; Tadadjeu et al., 2018 et Ndiaye et Ba, 2023).

L'histoire économique de la République démocratique du Congo (RDC) révèle que les mesures (notamment les nombreuses dévaluations de 1968 à 1980) prises par les autorités monétaires auraient eu des effets persistants à la hausse du niveau d'inflation. De plus, à partir de 1991, le pays a basculé dans l'ère de l'hyperinflation marquée par un accroissement vertigineux des prix au rythme de 1187,67% en moyenne annuelle (1991-2001) avec un record de 4129,17% en 1992². Loin d'être une simple conséquence du financement monétaire des déficits publics et de l'insuffisance de l'offre locale des biens et services, la hausse des prix observée dans les années 1990 en RDC s'expliquerait par l'usage politique abusif des mécanismes d'émission monétaire (Kabuya et Matata, 1999). En outre, cette hausse exponentielle des prix s'est avérée durable et fortement corrélée avec l'évolution du taux de change. L'activité économique dans la décennie 1990 connaît une baisse remarquable dont le creux est atteint en 1993, avec un taux de croissance négatif de -13,5% (BCC, 1993). A cette récession économique, correspond une profonde dégradation des finances publiques (-2,55% du PIB). Face à ces profonds déséquilibres macroéconomiques, les autorités politico-économiques avec l'assistance des institutions de Bretton Woods ont mis en place, en juin 2001, des réformes économiques et monétaires afin de stabiliser le cadre macroéconomique. Ces réformes ont permis de stopper l'hyperinflation qui s'est achevée grâce notamment à une forte réduction de la croissance monétaire : soit un taux moyen annuel de croissance de M_2 de 44,2% dans la période 2002-2010 contre 1518,49% dans la période 1991-2001. Plus précisément, de 2002 à 2010, le taux

budgétaire adoptés par le Trésor sont incompatibles avec l'objectif de bas taux d'inflation des autorités monétaires, et sont perçus tels quels par le public, la crédibilité sera impossible à réaliser, même avec une Banque Centrale fortement indépendante. Il peut se poser un conflit d'objectif entre stabilité des prix et stabilité financière dans le cas de Banque Centrale qui garde le rôle de superviseur du système bancaire. Ce conflit oppose les deux objectifs: la Banque Centrale peut être poussée à conduire une politique monétaire expansive (taux d'intérêt bas) afin d'aider des éventuelles banques en difficultés. On pourrait ainsi sacrifier la stabilité monétaire pour sauvegarder la stabilité financière. Le même dilemme peut se poser à cause de la dualité entre stabilité monétaire interne (niveau des prix) et stabilité externe (taux de change). L'indépendance par rapport au gouvernement à elle seule peut ne pas être une garantie certaine de crédibilité.

² Ces moyennes sont obtenues par nous à partir des données de différents rapports annuels de la Banque Centrale du Congo.

de croissance du PIB réel a été de l'ordre de 5,75% en moyenne³. Aussi, les finances publiques se sont-elles considérablement améliorées, avec notamment un solde budgétaire moyen annuel de -0,218% du PIB durant la même période.

En dépit de cette prouesse économique, la décennie suivante n'a pas consolidé les efforts fournis précédemment pour maîtriser l'inflation, même si de 2011 à 2015, une relative stabilité des prix s'est accompagnée de l'amélioration de la gestion de la monnaie et des finances publiques. L'évolution de trois variables (taux de croissance de M_2 , taux d'inflation et déficit budgétaire public en pourcentage du PIB) pendant deux sous-périodes (2011-2015 et 2016-2020) permet de nous faire une idée du problème de stabilité des prix qui continue de se poser en République démocratique du Congo (RDC). De 2011 à 2015, le taux de masse monétaire au sens de M_2 , le déficit budgétaire public rapporté au PIB et le taux d'inflation se sont, en moyenne, élevés respectivement à 16,64% ; 4,203% et 0,044%⁴. Cependant, toutes ces trois variables ont connu une hausse de 2016 à 2020, soit 27,752% ; 1,066% et 17,88%, respectivement pour la masse monétaire, le déficit budgétaire public en pourcentage du PIB et le taux d'inflation⁵. Si l'excès de l'offre de monnaie sur la demande de monnaie que représente la hausse de la masse monétaire au sens de M_2 résulte des contreparties monétaires d'origine interne (le financement monétaire du déficit budgétaire, par exemple), l'indépendance de la banque centrale, en disciplinant les finances publiques, pourra influencer à la baisse les anticipations d'inflation et donc, l'inflation. Ainsi, la présente étude soulève raisonnablement les questions suivantes :

- L'indépendance de la banque centrale peut-elle véritablement contribuer à la lutte contre l'inflation en République démocratique du Congo ?
- Si oui, par quel canal cette contribution va-t-elle s'effectuer ?

En s'intitulant : « contribution de l'indépendance de la banque centrale à la lutte contre l'inflation en République démocratique du Congo : une modélisation par l'approche ARDL », cette étude vise précisément à montrer la contribution que peut avoir l'indépendance de la banque centrale à l'atteinte de l'objectif de stabilité des prix à travers, d'une part, l'effet négatif

³ Valeur obtenue par nous à partir des statistiques du CD-ROM de la Banque Mondiale (2008). Quant au solde budgétaire moyen, il est également obtenu par nous à partir de différents rapports annuels de la BCC.

⁴ Ces moyennes sont obtenues par nous à partir des données du CD-ROM de la banque mondiale et des rapports annuels de la banque centrale du Congo.

⁵ Ces moyennes sont obtenues par nous à partir des données du CD-ROM de la banque mondiale et des rapports annuels de la banque centrale du Congo.

de l'indépendance de la banque centrale sur l'inflation, d'autre part, l'identification du canal par lequel cette indépendance peut effectivement affecter l'inflation en République démocratique du Congo. A la lumière de la littérature économique, la modélisation par l'approche ARDL nous semble appropriée dans la mesure où l'existence d'une relation de long terme entre deux variables (inflation et l'indépendance de la banque centrale, par exemple) n'exige pas que toutes les variables utilisées soient intégrées de même ordre, car très souvent lorsqu'on utilise plusieurs variables (cinq en ce qui nous concerne), il est possible que toutes ne soient pas intégrées de même ordre et que certaines soient stationnaires en niveau et d'autres le deviennent après une différence (l'existence de certaines variables stationnaires en niveau ne serait pas un obstacle). A l'aide du modèle ARDL, l'existence de la relation de cointégration (à travers le test de cointégration aux bornes de Pasaran et al., 2001), est illustrée entre l'inflation et ses variables explicatives. Le coefficient d'ajustement (la force de rappel), qui est négatif et statistiquement significatif de valeur 0,53, signifie que l'écart entre l'inflation effective et l'inflation ciblée (sa valeur d'équilibre) à la suite d'un choc sur l'inflation, se réduit de 53% l'année qui suit le choc et que les effets de ce choc s'estompent au bout de 1,89 an (soit un an et dix mois). Les résultats des estimations montrent que l'indépendance de la banque centrale explique négativement l'inflation à court tout comme à long termes. Les autres variables retenues (masse monétaire, PIB réel et le déficit budgétaire) expliquent également la variation du niveau général des prix. Si la masse monétaire et le déficit budgétaire exercent un effet positif sur l'inflation à court et à long termes, le PIB réel affecte positivement à court terme, mais négativement à long terme le taux d'inflation. L'effet avéré de l'indépendance de la banque centrale sur l'inflation que nos résultats ont montré, nous a amené à savoir si l'indépendance de la banque centrale peut influencer négativement le déficit public. En estimant le modèle ARDL dans lequel le déficit budgétaire dépend du PIB réel, de la masse monétaire et de l'indépendance de la banque centrale, nous avons trouvé que celle-ci a un effet négatif sur le déficit budgétaire à court et long termes, ce qui traduit l'impact positif que le renforcement de l'indépendance de la banque centrale peut exercer sur la discipline budgétaire afin de lutter véritablement contre l'inflation : c'est ce que nous appelons « canal de la discipline budgétaire » de la contribution de l'indépendance de la banque centrale à la lutte contre l'inflation en République démocratique du Congo. Une telle approche méthodologique consistant, dans un premier temps, à vérifier l'effet de l'indépendance de la banque centrale sur l'inflation et dans un second temps, à identifier le canal par lequel l'effet de cette indépendance s'effectue en prenant appui sur la discipline budgétaire (pouvant résulter de l'impact de l'indépendance de

la banque centrale sur le déficit budgétaire) dans un même travail constitue l'originalité de ce papier. Ceci dans la mesure où, la plupart des articles s'intéressant à la relation entre l'indépendance de la banque centrale et l'inflation se limitent dans leurs estimations à mettre en exergue seulement cette relation et que les papiers examinant le lien indépendance de la banque centrale-finances publiques se contentent de montrer ou non, dans leurs estimations, l'effet de l'indépendance de la banque centrale sur la discipline budgétaire.

Après l'introduction, cette étude est développée en deux parties. Les analyses théoriques et empiriques du lien indépendance de la banque centrale-inflation (objet de la première partie) ont bâti les fondements de ce lien en mettant en exergue l'indépendance de la banque centrale comme un facteur d'amélioration des politiques économiques conjoncturelles, d'une part, comme un arrangement institutionnel connaissant des limites dans l'amélioration de la politique monétaire, d'autre part. La vérification de ce lien dans le cadre de la République démocratique du Congo a permis de montrer la contribution de l'indépendance de la banque centrale à la lutte contre l'inflation au travers, d'une part, de l'effet négatif de cette indépendance sur l'inflation, d'autre part, du canal par lequel elle exerce cet effet (deuxième partie). La conclusion, la bibliographie et les annexes se sont ajoutées aux deux parties.

1. Analyses théoriques et empiriques du lien indépendance de la banque centrale-inflation

Le débat que soulève la littérature économique sur le lien entre l'indépendance de la banque centrale et l'inflation consiste, pour les uns, à considérer le rôle de la crédibilité qu'apporte l'indépendance de la banque centrale aux politiques économiques dans l'atteinte des objectifs économiques, notamment celui de stabilité des prix ; pour les autres, à remettre en cause cet apport du fait que les hypothèses sous-tendant le recours à l'indépendance de la banque centrale sont contestables et que la crédibilité générée par cette indépendance peut être source de l'inefficacité des politiques économiques conjoncturelles.

1.1 L'indépendance de la banque centrale, un facteur d'amélioration des politiques économiques conjoncturelles

Sur le plan théorique, la littérature économique justifie, d'abord, l'indépendance de la banque centrale par l'existence de deux problèmes conduisant à l'inefficacité de la politique monétaire et explique, ensuite, l'effet de cette indépendance sur la stabilité des prix à travers la crédibilité qu'elle apporte aux politiques économiques conjoncturelles les rendant efficaces.

Certains économistes, à la suite de l'incohérence temporelle, mettent en exergue l'impossibilité de la politique monétaire d'atteindre les objectifs de plein emploi et de faible inflation du fait

de la manière dont la politique monétaire est menée (lorsqu'elle est discrétionnaire) dans un contexte d'anticipations rationnelles (Kydland et Prescott, 1977 ; Barro et Gordon, 1983 ; Sargent et Wallace, 1975 ; Lucas, 1976)⁶. D'autres économistes retiennent les cycles électoraux comme à la base de l'inefficacité de la politique monétaire, car la motivation de la réélection des dirigeants en place ou l'arrivée des partis politiques de « gauche » ou « droite » au pouvoir contraignent la banque centrale à faire un arbitrage entre l'objectif d'emploi ou celui de lutte contre l'inflation (Nordhaus, 1975 ; Alésina et Roubini, 1994).

Pour redonner de l'efficacité à la politique monétaire, une solution proposée a été de confier la politique monétaire à une banque centrale indépendante du pouvoir politique et lui affecter comme unique objectif « la stabilité des prix » (Videau, 2011)⁷. Si la règle est retenue comme stratégie de la politique monétaire pouvant être menée dans un contexte d'indépendance de la banque centrale, d'autres solutions ont été proposées telles que la réputation de l'autorité monétaire, le choix d'un banquier conservateur et le contrat incitatif liant la rémunération du banquier central à l'atteinte des objectifs fixés afin d'assurer la crédibilité de la politique monétaire et garantir la stabilité des prix, sans rendre nécessaire l'indépendance de la banque centrale ni le recours à une politique de règle (Kydland et Prescott, 1977 ; Barro et Gordon, 1983, Rogoff, 1985, Walsh, 1995). Toutefois, dans la pratique, ces solutions n'ont pas été perçues comme étant substituables plutôt complémentaires à l'indépendance de l'institut d'émission de monnaie (Videau, 2011).

Par ailleurs, d'autres travaux ayant justifié l'indépendance de la banque centrale ont eu recours aux avantages qu'apporte l'indépendance de la banque centrale en termes de crédibilité de la politique monétaire. En effet, la théorie prête à une banque centrale indépendante la crédibilité qu'un gouvernement ne possède pas quant à la gestion de la monnaie. Le transfert de la politique monétaire à une banque centrale indépendante permet de « lier les mains » du gouvernement concernant ses intentions à créer de l'inflation surprise, condition nécessaire pour réduire le chômage. En outre, le fait de confier un objectif unique de stabilité des prix à l'institut d'émission conduit à réduire drastiquement la tentation de chercher à relancer l'économie réelle

⁶L'incohérence temporelle serait à l'origine d'un biais inflationniste provenant de l'incapacité du gouvernement en tant qu'autorité monétaire à ancrer les anticipations des agents économiques privés à un niveau bas.

⁷Ceci correspond à une version plus contraignante de la règle, attribuée à Tinbergen (1949), selon laquelle il faut autant d'instruments que d'objectifs. Un instrument est explicitement affecté à un seul objectif précisé ex ante ; il s'agit d'une séparation nette entre la politique budgétaire, à laquelle est attribué l'objectif de croissance économique et la politique monétaire qui doit s'occuper de l'objectif de stabilité des prix

au prix d'une inflation forte comme l'a préconisé la courbe de Phillips⁸. La contenance de l'inflation permet de limiter les perturbations affectant les agents économiques dans leur prise des décisions d'épargne, de consommation et d'investissement. A la lumière de ces travaux, une banque centrale indépendante assure mieux la maîtrise de l'inflation sans influencer les variables réelles. Cependant, la modération des taux d'intérêts nominaux et réels résultant de la crédibilité de la politique monétaire pousserait les marchés financiers à exiger moins de prime de risque, se traduisant par un niveau de taux d'intérêt plus faible ; ce qui pourrait stimuler l'investissement productif et donc contribuer à la croissance économique sous l'hypothèse que l'économie n'ait pas atteint son taux de croissance potentielle. Donc, l'indépendance de la banque centrale, en rendant crédible la politique monétaire, exercerait un effet sur la stabilité des prix et la croissance économique (Blinder, 2000 ; Videau, 2011). Hormis cet effet, l'indépendance de la banque centrale peut aussi influencer la politique budgétaire restée aux mains des gouvernements.

L'indépendance de la banque centrale permettrait également d'améliorer l'efficacité de la politique budgétaire du fait qu'elle inciterait les gouvernements à une plus grande discipline budgétaire. En effet, l'indépendance financière, interdisant le financement monétaire du déficit et de la dette publics, empêche la banque centrale à recourir à la « planche à billets » pour mettre à la disposition de l'Exécutif les fonds dont il a besoin ou pour alléger le poids réel de la dette publique ; ce qui va éviter de générer l'inflation susceptible de contribuer à faire baisser la valeur réelle de la dette si le taux d'inflation devient supérieur au taux d'intérêt nominal⁹. La perte de cet instrument comme moyen de faire face à un endettement excessif conduirait les gouvernements à plus de prudence et de modération dans la mise en œuvre de leur politique budgétaire. Dans ce même ordre d'idée, la banque centrale peut aussi jouer un rôle actif et « faire payer cher » les gouvernements dispendieux en augmentant ses taux directeurs. Ce jeu non coopératif entre gouvernements et banque centrale aurait tendance à renforcer le côté disciplinant de l'indépendance de la banque centrale en termes de politique budgétaire. L'efficacité de celle-ci reposerait entièrement sur l'obligation des gouvernements à garantir la

⁸ La stagflation a révélé le caractère inopérant de cette courbe, conduisant à sa disparition. En fournissant l'explication convaincante, Friedman a montré que l'imperfection relative à l'illusion monétaire sur le marché du travail est à la base de la validité de la courbe de Phillips par moment. Plus précisément, les anticipations adaptatives que forment les salariés à court terme justifient la relation négative entre l'inflation et le chômage et qu'à long terme l'ajustement des salaires réels, suite à la perte du pouvoir d'achat enregistré par les salariés, entraîne une hausse des prix pour un niveau de chômage élevé. Par conséquent, lorsque les agents économiques forment les anticipations rationnelles, la politique monétaire expansionniste ne peut pas influencer les variables réelles (production réelle et le chômage) ; seuls les prix sont affectés.

⁹ La négativité du taux d'intérêt réel allège mécaniquement le poids de la dette en réduisant le service de la dette.

soutenabilité de la dette et à se constituer des « réserves » en période d'expansion économique afin de conserver des marges de manœuvre en période de récession (Larcheveque et Testenoire, 2005 ; Videau, 2011).

Sur le plan empirique, beaucoup de travaux ont mis en évidence le rôle de l'indépendance de la banque centrale sur l'inflation. Si les uns ont planché sur l'effet direct, d'autres ont mis l'accent sur l'impact disciplinant de l'indépendance de la banque centrale sur les finances publiques.

En travaillant sur « la crédibilité et l'indépendance des banques centrales : le cas d'Algérie, du Maroc et de la Tunisie », Fekir (2007) s'est appesanti sur la crédibilité de la politique monétaire à la suite de l'introduction de l'indépendance des banques centrales de ces pays. En recourant à l'indice de Cukierman, Webb et Neyapti pour mesurer le degré d'indépendance, l'auteur trouve le coefficient de corrélation négatif entre l'indépendance des banques centrales et l'inflation, ce qui signifie qu'un faible taux d'inflation est lié à un indice d'indépendance légale élevé. Ainsi, l'indépendance a-t-elle joué un rôle important dans le maintien de stabilité des prix, car le taux d'inflation est résorbé. En s'intéressant à valider le lien entre l'indépendance de la banque centrale et l'inflation, Aguir (2013) cherche à déterminer les raisons qui justifient l'indépendance de la banque centrale vis-à-vis du gouvernement, d'une part, à connaître si l'indépendance est une solution efficace au problème de l'inflation dans le cas des pays en développement, d'autre part. En utilisant l'indice « TOR » de Dehann qui mesure l'indépendance réelle de la banque centrale pour les pays en développement, l'auteur confirme la corrélation positive entre l'inflation et l'indépendance de la banque centrale. Le coefficient de l'indice « TOR » étant significatif, l'indépendance de la banque centrale est une solution nécessaire au problème de l'inflation. Pour examiner la pertinence de la justification de l'indépendance de la banque centrale pour le cas de la République démocratique du Congo, Mugaza (2015) s'est penché sur « les indicateurs avancés de l'inflation en République démocratique du Congo. En utilisant la méthode VAR, l'auteur obtient les résultats selon lesquels la masse monétaire explique à long terme l'inflation et qu'à court terme le déficit budgétaire exerce un effet prépondérant qu'il explique par le recours à la monétisation du déficit budgétaire public. Pour l'auteur, le déficit budgétaire public est un facteur aggravant l'inflation, ce qui l'amène à proposer l'indépendance de la banque centrale comme moyen pouvant promouvoir la discipline budgétaire. Ghrissi et Smida (2015) ont montré une corrélation négative entre le degré d'indépendance de la banque centrale de Tunisie et le niveau d'inflation. Ba (2018), dans son article sur « la relation entre l'inflation et la qualité des institutions dans les pays en développement : une application de la méthode de Driscoll et Kraay (1998) et des

doubles moindres carrés (2SLS) », examine l'effet du cadre institutionnel (indépendance légale de la banque centrale, le contrôle de la corruption) sur l'inflation à partir d'un panel de 51 pays en développement entre 2002 et 2017 à l'aide de la méthode de Driscoll et Kraay (1998). Le résultat révèle que l'indépendance de la banque centrale est négativement et significativement corrélée à l'inflation, ce qui l'amène à conclure que la banque centrale indépendante, le respect de l'état de droit et un contrôle strict de la corruption constituent les preuves solides des effets de réduction de l'inflation dans un cadre institutionnel. Fouda (2018) s'est penché sur cycle politico-monnaire et indépendance de la banque centrale dans une union monétaire. Ses résultats révèlent l'influence du facteur politique (cycles électoraux) sur la monnaie et donc, l'inflation ; corroborant la théorie sur le problème justifiant l'indépendance de la banque centrale. En fait, l'auteur trouve, pour le cas du Cameroun de 1960 à 1992, que les autorités monétaires du Cameroun ont pu manipuler M1 à des fins électoralistes, ce qui revient à dire que les autorités politiques incitent les autorités monétaires à manipuler les agrégats monétaires pour maintenir les autorités politiques au pouvoir. Kabangu (2019), dans son travail sur « Gouvernance monétaire et mesure des banques centrales, revue théorique et idiosyncrasie congolaise », passe en revue les dispositions juridiques (lois de 1993, de 2002 et 2018) réglementant la banque centrale du Congo afin de se prononcer sur le débat relatif à l'indépendance de la banque centrale du Congo ou à sa mise sous tutelle. En se servant de deux indicateurs pour mesurer l'indépendance légale : celui de Grilli, Masciandaro et Tabellini appelé « indicateur GMT » et celui de Cukierman, Webb et Neyapti appelé « indicateur CWN », l'auteur montre que la loi de 2002 consacre un degré d'indépendance légale élevé à la banque centrale du Congo que la loi de 1993 puisque sous la loi de 2002, l'indice d'indépendance donne une valeur de 58% contre 26,32% pendant la période couverte par la loi de 1993. Donc, la loi de 2002 accorde plus d'autonomie à la banque centrale du Congo. Enfin, les perspectives apportées par la nouvelle loi (celle de 2018) sont entre autres de répondre aux standards internationaux et que les membres des organes de la BCC assument leurs fonctions jusqu'au terme de leurs mandants. Moulay-Driss et Radouane (2021), dans leur travail relatif à « l'efficacité de transmission de la politique monétaire dans le cadre de l'indépendance de la banque centrale Marocaine », ont voulu connaître les moyens par lesquels la banque centrale marocaine arrive à contrôler les prix. Le résultat montre que la banque centrale Marocaine contrôle les prix au moyen du taux d'intérêt puisqu'une hausse du taux d'intérêt réduit le volume de la masse monétaire. Donc, en ayant l'autonomie dans le choix de ses objectifs et instruments que confère l'indépendance de la banque centrale, la politique monétaire utilisée

par la banque centrale Marocaine s'avère crédible et donc, efficace. Zakani (2022) montre, dans son article intitulé « indépendance de la banque centrale et le ciblage d'inflation : cas de Bank Al-Maghrib » que le degré d'indépendance réelle et légale de la banque centrale Marocaine se situe dans un niveau acceptable pour transiter vers le régime de ciblage d'inflation. Les résultats révèlent que la valeur de l'indépendance légale est passée de 0,31 à 0,70 et l'évaluation de l'indépendance réelle par le calcul de Turnover donne une valeur de 0,15 qui est proche de 0, permettant de situer la dite banque dans un niveau de faible rotation des gouverneurs, et l'indice de vulnérabilité politique du gouverneur est de 0,17. Ces résultats permettent de comprendre la stabilité des prix prévalant dans l'économie marocaine.

Bénassy-Quéré et Pisani-Ferry (1994) ont vérifié l'impact disciplinant de l'indépendance des banques centrales sur les finances publiques. En régressant des indicateurs d'indépendance de banque centrale sur le solde primaire (déficit public hors charge d'intérêts), ils confirment a minima l'influence positive d'une banque centrale indépendante sur les dérapages budgétaires des gouvernements : les pays ayant connu une forte hausse de leur solde primaire sont ceux dont les banques centrales sont faiblement ou moyennement indépendantes, alors que les pays ayant respecté une certaine discipline budgétaire sont plutôt ceux côtoyant une banque centrale indépendante (à l'exception du Japon). Ndjana et Yelognisse (2009) examinent, dans leur article intitulé « indépendance de la banque centrale et efficacité de la politique économique », les différentes interactions pouvant exister entre une banque centrale indépendante et la politique économique dans un pays. Ils concluent que l'indépendance de la banque centrale réduit substantiellement les marges de manœuvre des autorités publiques quant à l'atteinte des objectifs de croissance économique et de chômage, accroissant la crédibilité et donc l'efficacité de la politique économique dans la réalisation de l'objectif de stabilité des prix. Tadadjeu et al. (2018), dans leur travail sur « Banque centrale et Politique Budgétaire , une évidence empirique pour la zone CEMAC, de 1994 à 2016 », ont analysé la manière dont le degré d'indépendance de la banque des Etats de l'Afrique centrale (BEAC) influence le niveau de déficit budgétaire pour les pays de la CEMAC sur la période de 1994-2016. Après avoir trouvé la valeur de 0,60 et celle de 0,1304, respectivement pour l'indice légal et le TOR (faisant de cette banque centrale indépendante sur le plan réel)¹⁰, les auteurs aboutissent au résultat selon lequel le degré d'indépendance légale de la BEAC réduit les déficits budgétaires dans la zone CEMAC, car le

¹⁰ Même si un taux de rotation faible ne signifie pas forcément que la banque centrale soit vraiment indépendante car le gouverneur en place peut ou ne pas être rigoureux envers les autorités politiques ce qui traduit sa constance.

signe de son coefficient est négatif. Ndiaye et Ba (2023), dans leur article intitulé « indépendance de la banque centrale et discipline budgétaire dans les pays en développement, ont analysé l'effet de l'indépendance de la banque centrale sur la discipline budgétaire sur un panel de 78 pays en développement de 1996 à 2020. Ils aboutissent au résultat selon lequel le degré d'indépendance de la banque centrale agit négativement et significativement sur le déficit budgétaire à court terme, mais cet effet est positif à long terme. Donc, l'impact disciplinant de l'indépendance de la banque centrale sur les finances publiques est observé à court terme.

1.2 L'indépendance de la banque centrale, un arrangement institutionnel connaissant des limites dans l'amélioration de la politique monétaire

Les fondements théoriques de l'indépendance de la banque centrale vis-à-vis du pouvoir politique prennent appui sur l'idée que l'inflation est exclusivement un phénomène monétaire, qu'une politique de règle est bien plus efficace qu'une politique discrétionnaire pour la maîtriser, mais également et surtout, qu'elle trouve sa source dans l'existence des cycles électoraux.

Les théories envisageant l'indépendance de la banque centrale comme moyen d'assurer la stabilité des prix ont adopté l'idée des économistes classiques selon laquelle l'inflation est toujours et partout un phénomène monétaire. Cette idée repose sur l'hypothèse de la neutralité de la monnaie et de l'existence d'une dichotomie entre sphère réelle et sphère financière à long terme puisque l'économie est supposée être à l'équilibre de plein-emploi des facteurs de production. Or, l'analyse keynésienne a montré la possibilité d'avoir un équilibre de sous-emploi, état de l'économie pouvant conduire à une efficacité de la politique monétaire discrétionnaire, qu'elle soit menée par une banque centrale indépendante ou bien même par un gouvernement, puisqu'une telle politique pourrait affecter l'économie réelle et réduire le chômage. Donc, l'inflation ayant plusieurs déterminants (la demande, l'offre, les facteurs structurels, etc), la portée des conclusions de l'indépendance de la banque centrale est réduite lorsque les facteurs monétaires ne sont pas prépondérants dans l'explication de l'inflation.

De même, dans un contexte de choc d'offre, la politique monétaire basée sur une règle que suit une banque centrale indépendante s'avère inefficace, car elle conduit à assurer la stabilité des prix au détriment d'une plus grande variabilité de la production et de l'emploi ; ce qui traduit une plus faible adaptabilité de l'économie (Mourougane, 1998). Par contre, une politique discrétionnaire entretenant l'ambiguïté sur la priorité à accorder aux objectifs de croissance

économique et de stabilité des prix retrouve de l'efficacité, même si elle rend possible l'apparition de cycles politico-économiques (Videau, 2011).

En ce qui concerne les cycles électoraux, la décision de rendre indépendante la banque centrale s'appuie fondamentalement sur l'idée que la compétition électorale est un des principaux déterminants de l'inflation. Le fait d'accorder une place prépondérante aux facteurs politiques influençant la conduite de la politique monétaire, tout en mettant au second plan les autres facteurs économiques identifiés dans l'explication de l'inflation (rôle de la demande, des coûts, de facteurs structurels comme les structures de marché, etc.) est un peu réducteur. Cela contribue finalement à limiter la portée des résultats de l'indépendance de la banque centrale dans le cas où celle-ci correspondrait à une solution réellement pertinente. En outre, cela revient à considérer que la démocratie, en tant que régime politique marqué par un fort degré de compétition électorale, possède un biais inflationniste (Steiner, 2003). Pour ce dernier, le problème se pose à deux niveaux. Tout d'abord, la baisse de la compétition électorale a peu de chances d'avoir un effet significatif sur l'inflation, d'autant plus qu'historiquement, les régimes dictatoriaux des généraux d'Amérique latine dans les années 1960-1970 se sont accompagnés d'un haut niveau d'inflation. Ensuite, en mettant en avant les cycles électoraux comme déterminant prépondérant de l'inflation place l'origine d'un des principaux déséquilibres macroéconomiques hors du champ de l'économie.

Par ailleurs, la crédibilité de la politique monétaire ayant notamment justifié l'indépendance de la banque centrale a soulevé le débat sur l'exercice de cette indépendance.

Premièrement, rien ne garantit que le transfert à la banque centrale de la politique monétaire augmente automatiquement sa crédibilité¹¹. A la suite de certains travaux empiriques n'ayant pas montré la relation négative entre le degré d'indépendance des banques centrales et le niveau d'inflation pour certains pays, différents moyens ont été proposés pour rendre crédible la politique monétaire menée par la banque centrale, tels que : la nomination d'un gouverneur de banque centrale fortement averse à l'inflation (Rogoff, 1985), la transparence (« annoncer la politique menée et mener la politique annoncée »)¹², la mise en place d'un contrat incitatif liant la rémunération du banquier central à l'atteinte des objectifs fixés (Walsh, 1995).

¹¹La crédibilité de la politique monétaire consiste à ancrer à un niveau bas les anticipations d'inflation à moyen/long terme des agents économiques.

¹²On peut préciser ici que la transparence des décisions de politique monétaire, qui consiste à diffuser des informations claires et précises afin de faciliter la compréhension du public vis-à-vis des objectifs et des intentions de la banque centrale, ne conduit pas nécessairement à une plus forte crédibilité de la banque centrale. En effet, trop de transparence pourrait soit paralyser la prise de décision des banquiers centraux (c'est tout le débat sur la

Deuxièmement, la crédibilité de la banque centrale peut avoir un coût macroéconomique non négligeable. En effet, la banque centrale peut chercher à améliorer sa réputation en pratiquant une politique très restrictive ayant pour objectif d'envoyer un signal fort aux agents économiques, pendant une durée plus ou moins longue, afin d'orienter leurs anticipations d'inflation vers la cible souhaitée. Cette politique de désinflation visant à asseoir la crédibilité de la banque centrale pourrait se révéler très coûteuse en termes de croissance et d'emploi (ratio de sacrifice élevé). Or, par effet d'hystérèse (Phelps, 1972), cette hausse du chômage à court terme pourrait se transformer en une hausse durable du chômage.

Troisièmement, le niveau de crédibilité accordé à la banque centrale concernant sa capacité à stabiliser les prix dépend fortement de la conception que l'on se fait de la monnaie. Si l'approche en termes de monnaie exogène est compatible avec l'idée d'une politique monétaire capable de contenir l'inflation, ce n'est plus vraiment le cas dans l'approche en termes de monnaie endogène.

Quatrièmement, la déconnexion de l'objectif de stabilité des prix de celui de stabilité financière peut aboutir au « paradoxe de la crédibilité ». En effet, la crédibilité des banques centrales qui parviennent à maintenir un faible niveau d'inflation peut amener les agents économiques à manifester un excès d'optimisme en recourant à plus de crédits, conduisant ainsi à un excès de liquidité susceptible de pousser à la hausse les prix de l'immobilier et le cours des titres boursiers. Dans ce cas, l'inflation reste maîtrisée, mais l'instabilité financière s'accroît sans que la banque centrale ne s'en rende vraiment compte jusqu'au jour où, en raison de l'effet richesse transmettant l'euphorie des marchés financiers et immobiliers à l'économie réelle, les anticipations d'inflation augmentent ; ce qui pourra justifier un resserrement de la politique monétaire. Donc, comme on le voit, c'est la crédibilité de la politique monétaire qui génère une instabilité du système économique aboutissant, avec retard, à une hausse de l'inflation (Borio et al., 2003).

Cinquièmement, une politique monétaire trop restrictive dans un contexte où le gouvernement fait face à un niveau de déficit et d'endettement très important peut avoir un effet contreproductif sur la crédibilité de la banque centrale. En effet, les agents économiques vont anticiper que cette politique n'est pas tenable à long terme, et qu'en aggravant la situation des

publication des discussions au sein du conseil des gouverneurs, qui existe aux États-Unis mais pas en Europe), soit mettre à jour un processus de décisions déficient. Dans tous les cas, cela viendrait réduire la crédibilité de l'institut d'émission.

finances publiques, elle se condamne à générer un niveau d'inflation élevé. Ainsi, la banque centrale ne sera-t-elle pas victorieuse en termes de crédibilité, mais également le niveau d'inflation anticipée a de grande chance d'augmenter, ce qui risque de se traduire par un effet opposé à celui recherché. D'où l'importance de coordination des politiques monétaire et budgétaire.

Quelques travaux ont mis en exergue certaines de limites susmentionnées. A cet égard, Barro (1995) ne trouve pas de lien statistiquement significatif entre indépendance des banques centrales et stabilité des prix pour l'ensemble des pays à l'échelle mondiale. En faisant une étude intitulée « indépendance de la banque centrale a-t-elle un effet sur l'inflation », Kilolo (2001) cherche à savoir si le fait d'accorder plus d'autonomie à la banque centrale permet de lutter contre l'inflation. Il utilise l'indice Turnover pour capter l'indépendance de la banque centrale et conclut que cet indice est un mauvais prédicateur de l'autonomie de la banque centrale pour les pays en développement puisqu'un mandat long à la tête de la banque centrale peut résulter de la corruption du gouverneur. Donc, Turnover qui mesure la rotation ou le changement des gouverneurs n'est pas significatif pour les pays en développement suite à la corruption qui prévaut dans de nombreux pays de ce groupe. A travers son étude sur « Autonomie des banques centrales et finances publiques en Afrique subsaharienne », Tadjadjeu (2018) cherche à connaître si des banques centrales peuvent avoir un effet décourageant sur la conduite des politiques budgétaires en Afrique Subsaharienne. En utilisant les indices de Cukierman, Webb et Neyapti (CWN) notamment indice légal (LIBC-CWN) et un indice réel appelé taux de rotation des gouverneurs des banques centrales (TOR), l'auteur obtient le résultat selon lequel le degré d'autonomie légale des banques centrales est significatif mais encourage le déficit budgétaire puisque le signe de son coefficient est positif ; ce qui implique que le déficit budgétaire et son mode de financement prévalent sur l'autonomie légale des banques centrales. D'où, l'ambiguïté de l'impact de l'autonomie légale et réelle des banques centrales sur la discipline budgétaire. En examinant la portée de l'indépendance de la banque centrale dans un contexte des crises, Hrabí et Mizen (2024) ont montré l'effet de l'indépendance de la banque centrale (captée par TOR) sur la maîtrise de l'inflation avant la crise et qu'après celle-ci, le TOR n'est plus significatif, traduisant la limite de l'indépendance comme solution pour maîtriser l'inflation. Donc, dans une situation de crise, l'indépendance ne suffit pas pour que la banque centrale stabilise le niveau général des prix, elle doit adopter des politiques macro-prudentielles et même collaborer avec le gouvernement.

2. Détermination du lien indépendance de la banque centrale-inflation

Avant de présenter et interpréter les résultats de ce papier, nous spécifions, d'abord, le modèle auquel nous avons eu recours et présentons les variables qui ont été utilisées.

2.1 Spécification du modèle et présentation des variables

Pour saisir la contribution de l'indépendance de la banque centrale à la lutte contre l'inflation, nous avons eu recours au modèle ARDL (Auto Regressive Distributed Lag model). Faisant partie de la catégorie des modèles dynamiques, ce modèle permet de montrer les effets de court et de long termes des séries temporelles au travers d'une relation de cointégration lorsque certaines variables sous-étude sont intégrées d'ordre un et que d'autres sont stationnaires à niveau¹³. Il se présente comme suit :

On considère une variable endogène Y_t , expliquée par :

- Ses propres valeurs passées Y_{t-i} , appelé un modèle autorégressif (AR) et que l'on peut écrire :

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$: terme d'erreur

- Les variables exogènes X_t et ses valeurs passées X_{t-i} que l'on appelle modèle à retards échelonnés (DL), prenant la forme suivante :

$$Y_t = \theta + \beta_0 X_t + \dots + \beta_q X_{t-q} + z_t \quad (2)$$

$z_t \sim iid(0, \sigma^2)$: terme d'erreur

Lorsqu'on combine les deux modèles, on obtient le modèle ARDL (modèles autorégressifs à retards échelonnés ou distribués) et dont la forme est :

¹³ Tout d'abord, si toutes les séries sont intégrées d'ordre zéro c'est-à-dire stationnaires en niveau, l'estimation par les MCO est recommandée. Ensuite, lorsque les séries sont intégrées dans le même ordre, mais n'admettent pas de relation de cointégration, l'estimation par la méthode des MCO est utilisée après différence première des données. Enfin, lorsque toutes les données sont intégrées de même ordre, tout en admettant la relation de cointégration, on peut estimer deux modèles : celui de régression estimé par la MCO utilisant les niveaux de données et qui fournira la relation d'équilibre à long terme entre les variables, et celui de correction d'erreur estimé par la MCO et qui représentera la dynamique à court terme de la relation entre les variables. Cependant, si les séries sont intégrées à des ordres différents et admettent la possibilité de cointégration entre certaines variables, aucune de trois cas évoqués précédemment n'offrent la solution. C'est là que le modèle ARDL intervient.

$$Y_t = \varphi + \alpha_1 Y_{t-1} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + \beta_0 X_t + \dots + \beta_q X_{t-q} + \mu_t \quad (3)$$

Dans le cadre de notre papier, quatre variables exogènes (le PIB réel, le taux de croissance de la masse monétaire, le déficit budgétaire public et l'indépendance de la banque centrale) sont retenues pour expliquer la variable endogène qu'est l'inflation. De cette estimation découle une autre estimation de l'équation du déficit budgétaire public pour examiner l'influence de l'indépendance de la banque centrale sur ce dernier et ce, dans le but de voir si l'indépendance de la banque centrale peut discipliner les finances publiques de manière à réduire l'effet nocif du déficit budgétaire sur l'inflation. Ainsi, le modèle ARDL de ce papier se présente comme suit :

$$\begin{aligned} Tx \text{ inf } l_t = & \alpha_0 + \sum_{i=0}^p \alpha_1 \Delta Tx \text{ inf } l_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_2 \Delta TCMM1_{t-i} + \sum_{i=1}^q \alpha_3 \Delta \log PIBCST_{t-i} + \sum_{i=1}^q \alpha_4 \Delta INDEPB_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^q \alpha_5 \Delta SBPIB_{t-i} + \beta_1 TCMM1_t + \beta_2 \log PIBCST_t + \beta_3 INDEPB_t + \beta_4 SBPIB_t + \mu_t \end{aligned} \quad (4)$$

Où, Δ : opérateur de différence, α_0 : constante, $\alpha_1 \dots \alpha_5$: coefficients traduisant effets à court terme ; $\beta_1 \dots \beta_4$: coefficients exprimant la dynamique de long terme du modèle ; $\mu_t \sim idd(0, \sigma^2)$: terme d'erreur.

L'équation mettant en exergue l'effet de l'indépendance de la banque centrale sur le déficit budgétaire public est de la forme suivante :

$$\begin{aligned} SBPIB_t = & \delta_0 + \sum_{i=0}^p \delta_1 \Delta SBPIB_{t-i} + \sum_{i=0}^q \delta_2 \Delta PIBCST_{t-i} + \sum_{i=0}^q \delta_3 \Delta INDEPB_{t-i} + \sum_{i=0}^q \delta_4 \Delta TCMM1_{t-i} \\ & + \eta_1 PIBCST_t + \eta_2 INDEPB_t + \eta_3 TCMM1_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (5)$$

Où, Δ : opérateur de différence, δ_0 : constante, $\delta_1 \dots \delta_4$: coefficients, effets à court terme ; $\eta_1 \dots \eta_3$: coefficients reflétant la dynamique de long terme du modèle ; $\mu_t \sim idd(0, \sigma^2)$: terme d'erreurs.

Cette modélisation ARDL permet de tester la cointégration et d'estimer les relations de court terme et de long terme lorsque les séries ne sont pas intégrées de même ordre. Pour tester l'existence ou non de la cointégration entre variables, la littérature économétrique met en place plusieurs tests, notamment le test de Engel et Granger, ceux de Johansen, ainsi que ceux de

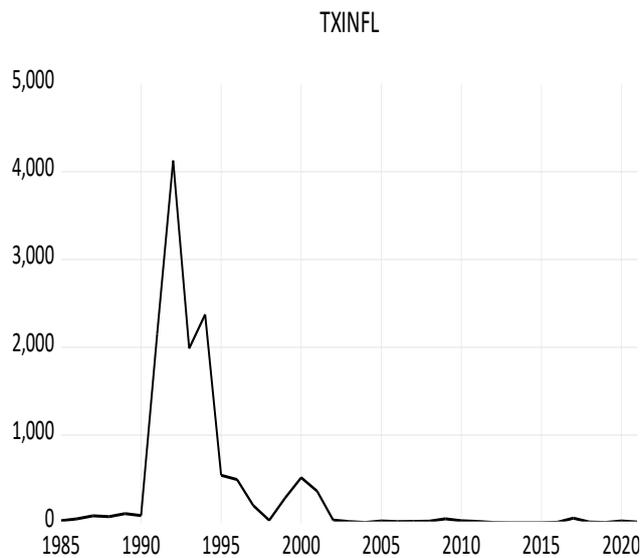
Johansen et Juselius (Pesaran, et al., 2001). Le test de cointégration de Engle et Granger ne fournit la vérification de la cointégration qu'entre deux séries intégrées d'ordre 1 (donc, il est adapté au cas bivarié et s'avère ainsi moins efficace pour des cas multivariés). Quant au test de cointégration de Johansen, il est conçu pour des cas multivariés, en ce sens qu'il permet de vérifier la cointégration sur plus de deux variables. Même si le test de Johansen fondé sur une modélisation vectorielle autorégressive à correction d'erreur (VECM) constitue une solution aux limites du test de Engle et Granger pour le cas multivarié, il n'en reste pas moins qu'il exige que toutes les séries soient intégrées de même ordre (Jonas, 2018). Or, très souvent, les séries ne sont pas toujours intégrées de même ordre, ce qui contraint de recourir à un test approprié qu'est le test de cointégration de Pesaran, et al., (2001), qualifié de « test de cointégration aux bornes » ou « bounds test to cointegration » que Pesaran et Shin ont développé au départ (1998). La validité de ce test repose sur la significativité de la force de rappel dont le signe doit être négatif et sur la valeur de F-statistic de « F-bounds test » qui doit être supérieure à la valeur de la limite supérieure que donne le test. Aussi, Pesaran et al. (2001) soutiennent-ils qu'il est extrêmement important de vérifier la constance des multiplicateurs à long terme en testant le modèle à correction d'erreur concernant la stabilité de ses paramètres. A cet égard, le test de CUSUM est couramment utilisé.

Par ailleurs, les données utilisées proviennent de la Banque mondiale (CD-ROM 2022). Les séries sont étudiées sur une base annuelle allant de 1985 à 2021, soit une période de 36 ans. Il s'agit du taux d'inflation (Txinfl), du produit intérieur brut constant (PIBCST), du taux de croissance de la masse monétaire (TCMM1), du solde budgétaire en pourcentage du PIB (différence entre dépenses publiques et recettes publiques), appelé déficit budgétaire (SBPIB) et de l'indicateur de l'indépendance de la banque centrale (INDEPB).

- Taux d'inflation

L'inflation, en général, est mesurée de deux façons: par le déflateur du PIB et par l'indice des prix à la consommation (IPC). En RDC, c'est ce dernier qui sert de mesure de l'inflation. Il est obtenu à partir d'un panier composé principalement des produits alimentaires, boissons, tabacs, transports. L'inflation est sensible à toute variation des prix de ces produits.

Figure n°1 : évolution du taux d'inflation



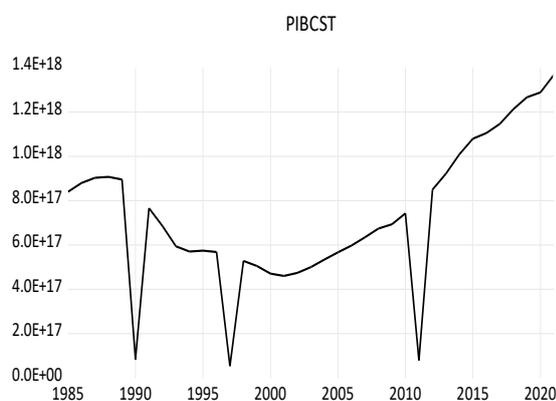
Source : les auteurs à partir des données de la Banque Mondiale

A la lumière de ce graphique, le taux d'inflation a connu une forte tendance à la hausse à partir de 1991 jusqu'en 1994 (avec un pic très prononcé de plus de 4000% en 1994) avant de commencer à baisser une année plus tard, mais dont le niveau est très élevé jusqu'en 2001 ; comparativement aux autres périodes (avant 1990 et après 2001).

- Produit intérieur brut réel

Le produit intérieur brut est un indicateur économique qui capte la richesse d'une nation à un moment donné (généralement une année). Aussi, représente-t-il le revenu de cette nation. L'intensification économique réelle peut avoir un effet négatif sur les prix. Toutefois, l'effet inverse peut se produire lorsque cette intensification s'accompagne de la hausse des coûts de production.

Figure n°2 : évolution du PIB réel



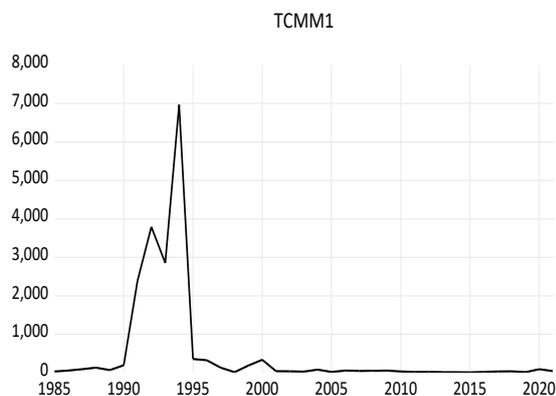
Source : les auteurs à partir des données de la Banque Mondiale

On observe sur le graphique ci-haut des fluctuations, même si à partir de 2011, la production réelle ne cesse d'augmenter.

- **Taux de croissance de la masse monétaire au sens de M_2**

Pour les monétaristes, l'inflation est un phénomène purement monétaire. Leur raisonnement part de l'équation quantitative de la monnaie (théorie quantitative de la monnaie) qui exprime le lien entre les transactions et la masse monétaire, ce qui implique que toute variation de prix est le résultat d'une variation de la masse monétaire. De ce point de vue, la stabilisation de l'inflation est entre les mains des autorités monétaires qui peuvent décider du niveau général des prix en jouant sur le taux de croissance de la masse monétaire à l'aide des instruments de la politique monétaire.

Figure n°3 : évolution du taux de croissance annuel de la masse monétaire au sens de M_2



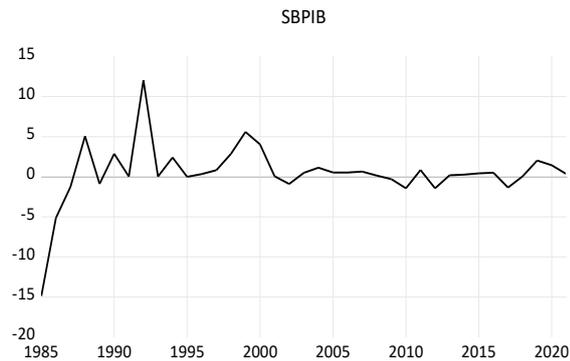
Source : les auteurs à partir des données de la Banque Mondiale

Au regard de ce graphique, des taux de croissance annuel de la masse monétaire M_2 très élevés sont observés pendant la décennie 1990, marquée par l'hyperinflation. C'est à partir de 2002 que le taux de croissance de la masse monétaire est redevenu à deux voire un chiffre(s) comme avant 1990.

- **Solde budgétaire en pourcentage du PIB**

Calculé par la différence entre dépenses publiques et recettes publiques, l'augmentation de ce solde traduit le déficit budgétaire. Le financement de ce dernier peut se faire soit par l'emprunt, soit par la création monétaire. Faisant partie de la politique budgétaire, le déficit budgétaire peut influencer positivement l'inflation, étant donné l'excès des dépenses sur les recettes publiques alimentant la demande par rapport à l'offre des biens et services.

Figure n°4 : évolution du déficit budgétaire en pourcentage du PIB



Source : les auteurs à partir des données de la Banque Mondiale

L'évolution du graphique indique des valeurs quasiment positives, ce qui traduit le déficit budgétaire. Seules les années 1985, 1986, 1987, 1995, 2002, 2009, 2010, 2012 et 2017 (9 années sur 36) qui connaissent un excédent budgétaire. L'évolution des Finances publiques montre que la crise économique et financière qu'a connue le pays aurait été exacerbée par le laxisme dont ont fait montre les autorités ayant en charge la gestion budgétaire. En effet, les efforts du pouvoir public pour endiguer la dégradation des finances publiques ne portent le fruit que vers la fin de la décennie 2000. Cette situation s'explique par l'insuffisance ou le non recouvrement des recettes fiscales, la mauvaise maîtrise des dépenses. Il en résulte un déficit budgétaire quasi-permanent comme le montre le graphique ci-dessus. Pour financer ses déficits, l'Etat a eu recours de plus en plus au financement monétaire qui a beaucoup augmenté pendant la période 1990-2000 avant de baisser progressivement à partir de 2002. Le déficit budgétaire est pris comme proxy de la discipline budgétaire du gouvernement. Il n'est pas étonnant que cette variable influence positivement l'inflation dans le contexte congolais.

- **L'indépendance de la banque centrale**

Pour mesurer l'indépendance de la Banque centrale du Congo, nous avons retenu comme proxy le degré de stabilité du mandat de ses gouverneurs (DSG). Le mandat du gouverneur correspond à la durée prévue par la loi de l'exercice de la fonction de gouverneur. Plus le temps passé par un gouverneur à la tête de la banque centrale se rapproche de cette durée (légale), plus son mandat est stable. Au cas contraire, le mandat est instable. Cette notion s'apparente à celle utilisée par Cukierman, Webb et Neyapti (1992) et qui représente le nombre de changements de gouverneurs d'une banque centrale au cours d'un mandat officiel. Ces auteurs postulent qu'un changement plus fréquent des gouverneurs de banques centrales implique une plus faible

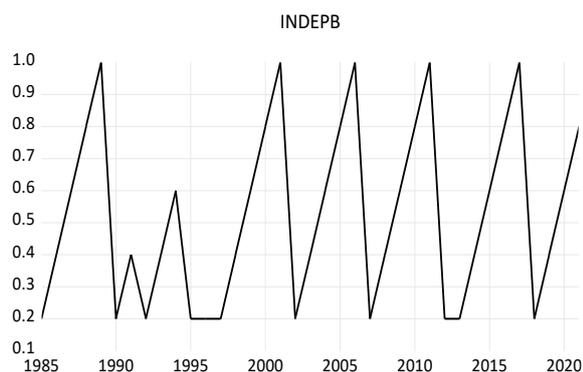
indépendance de ces institutions. Toutefois, si un mandat long ne signifie pas forcément une indépendance soutenue, un mandat court pourrait signifier une indépendance plus faible. Le degré de stabilité du mandat du gouverneur est donc obtenu en rapportant la durée de son mandat effectif à celle de son mandat légal, les deux exprimées en mois, étant entendu que le quotient sera inférieur ou égal à 1 et supérieur ou égal à 0.

$$DSG_t = \frac{D_{em}}{D_{pm}}$$

Avec :

DSG_t : degré de stabilité du mandat du gouverneur ; D_{em} : durée effective du mandat exprimée en mois ; D_{pm} : durée prévue du mandat, exprimée en mois. Ainsi, les données relatives au degré de stabilité du mandat du gouverneur sont-elles présentées en rythme annuel. Elles ont été obtenues en procédant à des calculs simples sur la base des informations se trouvant dans le tableau n°9 en annexes.

Figure n°5 : courbe traduisant l'indépendance de la banque centrale du Congo



Source : les auteurs à partir des données de la Banque Mondiale

Le graphique ci-dessus révèle que le degré de stabilité du mandat des gouverneurs de la Banque centrale du Congo suit un rythme assez régulier au cours de la période sous-étude.

2.2 Présentation et interprétation des résultats

Après vérification de la stationnarité, trois variables (taux d'inflation, PIB réel et le déficit budgétaire) se sont avérées stationnaires en niveau. Quant aux variables taux de croissance de la masse monétaire et indépendance de la banque centrale, elles sont stationnaires après une différence première comme l'indique le tableau n°1 ci-dessous. L'estimation du modèle est faite sur des données annuelles couvrant la période 1985-2021, soit 36 observations. Toutes les données sont tirées des statistiques de la Banque Mondiale (CD-ROM 2022). Quatre variables étant des taux, seule la variable PIB réel est utilisée en logarithme.

Tableau n°1 : Tests de stationnarité des variables

Séries	En niveau			En différence première		
	Augmented Dickey-Fuller test statistic			Augmented Dickey-Fuller test statistic		
	t-Statistic	Prob.	Décision	t-Statistic	Prob.	Décision
Txinfl	-19.69415	0.0000	Stationnaire			
LogPIBCST	-5.447815	0.0004	Stationnaire			
TCMM1	-3.212171	0.1006	Non stationnaire	-8.930958	-8.930958	Stationnaire
INDEPB	-2.328293	0.4077	Non stationnaire	-9.275890	0.0000	Stationnaire
SBPIB	-5.128351	0.0011	Stationnaire			

Source : les auteurs à partir de E-views12

Si les relations à court et à long termes peuvent exister entre l'inflation et les autres variables, le modèle ARDL est approprié. D'où, le recours à ce modèle pour vérifier l'existence ou non de ces relations.

La sélection du modèle ARDL optimal (celui qui offre des résultats statistiquement significatifs avec les moins des paramètres) est faite sur base du critère (Akaike) comme le montre le tableau n°2 relatif aux résultats d'estimation du modèle ARDL optimal retenu à partir d'Eviews 12. Ce modèle, qui est choisi à partir de 20 modèles considérés comme les meilleurs dans l'ensemble de l'évaluation, est ARDL (4, 4, 4, 4, 4).

Tableau n°2 : résultats d'estimation du modèle ARDL optimal (de l'équation d'inflation)

Dependent Variable: TXINFL				
Method: ARDL				
Date: 07/01/24 Time: 17:21				
Sample (adjusted): 1990 2021				
Included observations: 32 after adjustments				
Maximum dependent lags: 4 (Automatic selection)				
Model selection method: Akaike info criterion (AIC)				
Dynamic regressors (4 lags, automatic): TCMM1 LOGPIBCST INDEPB SBPIB				
Fixed regressors: C				
Number of models evaluated: 2500				
Selected Model: ARDL(4, 4, 4, 4, 4)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Txinfl(-1)	0.283865	0.149326	1.900976	0.0991
Txinfl(-2)	-2.95E-05	0.251808	-0.000117	0.9999
Txinfl(-3)	-0.237150	0.266833	-0.888760	0.4036
Txinfl(-4)	0.414563	0.192082	2.158259	0.0678
TCMM1	0.297159	0.033462	8.880470	0.0000
TCMM1(-1)	0.223504	0.103427	2.160987	0.0675
TCMM1(-2)	0.284988	0.032828	8.681138	0.0001
TCMM1(-3)	0.463119	0.063461	7.297748	0.0002
TCMM1(-4)	0.162465	0.031568	5.146494	0.0013
logPIBCST	86.50230	18.71004	4.623310	0.0024
logPIBCST(-1)	-230.1559	53.50240	-4.301786	0.0036

logPIBCST(-2)	-110.7065	40.84773	-2.710224	0.0302
logPIBCST(-3)	-1.497194	32.73926	-0.045731	0.9648
logPIBCST(-4)	-87.53378	25.35446	-3.452402	0.0107
INDEPB	-19.96206	3.752632	-5.319484	0.0011
INDEPB(-1)	-62.03546	12.47674	-4.972089	0.0016
INDEPB(-2)	-73.20935	11.35193	-6.449066	0.0004
INDEPB(-3)	4.045803	8.210445	0.492763	0.6373
INDEPB(-4)	10.99475	7.040678	1.561603	0.1624
SBPIB	158.1653	11.64753	13.57931	0.0000
SBPIB(-1)	-19.76702	22.20087	-0.890372	0.4028
SBPIB(-2)	-81.58206	17.66034	-4.619506	0.0024
SBPIB(-3)	64.99347	13.09492	4.963257	0.0016
SBPIB(-4)	59.12178	18.47902	3.199400	0.0151
C	14094.47	2831.736	4.977326	0.0016
R-squared	0.999076	Mean dependent var	420.3745	
Adjusted R-squared	0.995909	S.D. dependent var	927.7552	
S.E. of regression	59.33766	Akaike info criterion	11.04704	
Sum squared resid	24646.70	Schwarz criterion	12.19215	
Log likelihood	-151.7526	Hannan-Quinn criter.	11.42661	
F-statistic	315.4678	Durbin-Watson stat	2.097484	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Source : les auteurs à partir de E-views12

La spécification obtenue dans le modèle ARDL (4, 4, 4, 4, 4) est globalement satisfaisante. Le modèle permet d'expliquer à 99,59% la variabilité observée du taux d'inflation. La robustesse des tests est illustrée par les quatre tests effectués, à savoir : autocorrélation des erreurs, homoscédasticité, normalité et stabilité de paramètres. L'hypothèse nulle est acceptée pour

l'absence d'autocorrélation et l'homoscédasticité puisque les valeurs de probabilité associées aux tests de Breusch-Godfrey et Breusch-Pagan-Godfrey sont respectivement 0.6954 et 1.0000. Le graphique du test de CUSUM en annexe montre que les paramètres sont restés stables durant la période sous-étude. Quant au test de normalité, la valeur de Jarque-Bera ne valide pas l'hypothèse nulle, comme le montre le tableau n°3 ci-après.

Tableau n°3 : Tests diagnostiques sur le modèle ARDL (à partir de l'équation d'inflation)

Hypothèse du test	Test	F-statistic	Prob.
Autocorrélation	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test	0.390934	0.6954
Hétéroscédasticité	Breusch-Pagan- Godfrey	0.102574	1.0000
Normalité	Jarque-Bera	21.24424	0.000024

Source : les auteurs à partir de E-views12

Connaissant les informations sur la stationnarité des variables, l'optimalité du modèle et la robustesse des tests, nous pouvons vérifier l'existence ou non de la cointégration afin de dégager les relations à court et à long termes entre l'inflation et les autres variables, notamment l'indépendance de la banque centrale.

Tableau n°4 : Test de cointégration aux bornes ou (Bounds test) de l'équation d'inflation

Pasaran et al., (2001)		
Null Hypothesis: No long-run relationships exist		
Test Statistic	Value	K
F-statistic	32.66609	4
Critical Value Bounds		
Significativité	I0 Bound	I1 Bound
10%	2.2	3.09
5%	2.56	3.49
1%	3.29	4.37

Source : les auteurs à partir de E-views12

Eu égard au tableau n°4, le test de cointégration aux bornes est concluant, ce qui signifie qu'il existe une relation de cointégration entre l'inflation et les variables explicatives, notamment l'indépendance de la banque centrale ; car la valeur de F-statistic (32,66609) dépasse la valeur de la borne supérieure aux différents seuils de significativité (3,09 ; 3,49 et 4,37; respectivement à 10 ; 5 et 1%).

Tableau n°5 : Estimation des relations à court et à long termes de l'équation d'inflation

ARDL Cointegrating and Long Run Form				
Dependent Variable: Txinfl				
Selected Model: ARDL (4, 4, 4, 4,4)				
Sample: 1985 2021				
Cointegrating Form				
Variable	coefficient	Std. Error	t-Statisti	Prob.
D(Txinfl(-1))	-0.177384	0.075449	-2.351029	0.0510
D(Txinfl(-2))	-0.177413	0.092215	-1.923917	0.0958
D(Txinfl(-3))	-0.414563	0.101653	-4.078217	0.0047
D(TCMM1)	0.297159	0.033462	8.880470	0.0000
D(TCMM1(-1))	-0.910572	0.053845	-16.91100	0.0000
D(TCMM1(-2))	-0.625584	0.054581	-11.46167	0.0000
D(TCMM1(-3))	-0.162465	0.018033	-9.009314	0.0000
D(logPIBCST)	86.50230	18.71004	4.623310	0.0024
D(logPIBCST(-1))	199.7375	24.34351	8.204955	0.0001
D(logPIBCST(-2))	89.03097	18.17631	4.898187	0.0018
D(logPIBCST(-3))	87.53378	16.16623	5.414608	0.0010
D(INDEPB)	-19.96206	3.752632	-5.319484	0.0011

D(INDEPB(-1))	58.16880	5.881095	9.890812	0.0000
D(INDEPB(-2))	-15.04055	4.773936	-3.150556	0.0161
D(INDEPB(-3))	-10.99475	4.674426	-2.352106	0.0509
D(SBPIB)	158.1653	11.64753	13.57931	0.0000
D(SBPIB(-1))	-42.53319	11.88421	-3.578968	0.0090
D(SBPIB(-2))	-124.1152	10.64542	-11.65903	0.0000
D(SBPIB(-3))	-59.12178	9.624867	-6.142607	0.0005
CointEq(-1)*	-0.538751	0.029392	-18.33014	0.0000
<p>EC = TXINFL - (2.6566*TCMM1 -637.3837*LOGPIBCST - 260.1691*INDEPB+335.8352*SBPIB+26161.3933</p> <p>Long Run Coefficients</p>				
Variable	coefficient	Std. Error	t-Statisti	Prob.
TCMM1	2.656581	0.724863	3.664943	0.0080
LogPIBCST	-637.3837	88.16015	-7.229839	0.0002
INDEPB	-260.1691	38.91672	-6.685278	0.0003
SBPIB	335.8352	26.03866	12.89756	0.0000
C	26161.39	3621.018	7.224873	0.0000

Source : les auteurs à partir de E-views12

Les estimations obtenues dans le tableau n°5 ci-haut montrent que le coefficient d'ajustement (la force de rappel) est négatif et statistiquement significatif, faisant voir l'existence d'un mécanisme à correction d'erreur et donc, une relation de long terme entre les variables. La valeur de ce coefficient, qui est de 0,53, signifie que l'écart entre l'inflation effective et l'inflation ciblée (sa valeur d'équilibre), après un choc sur l'inflation, se réduit de 53% l'année

qui suit le choc ; ce dernier étant entièrement résorbé au bout de 1,89 ans (soit un an et 10 mois). La première partie du tableau, constituée des variables en différences, représente la relation de court et les coefficients en gras sont les paramètres des variables explicatives du taux d'inflation. A court terme, toutes les variables exogènes (taux de croissance de la masse monétaire, PIB réel, indépendance de la banque centrale et déficit budgétaire public) expliquent le taux d'inflation en République démocratique du Congo. L'inflation est positivement expliquée par la masse monétaire, le PIB réel et le déficit budgétaire. Quant à l'indépendance de la banque centrale (l'indépendance légale), elle explique négativement l'inflation, ce qui correspond à la théorie développée à la première partie. Les valeurs élevées de certains coefficients traduisent tout simplement une forte influence de ces variables sur l'inflation dans le contexte congolais. Donc, ce résultat montre le rôle que peut jouer le renforcement de l'indépendance de la banque centrale du Congo dans les efforts de la lutte contre l'inflation, à laquelle ce pays se trouve confrontée pendant plusieurs décennies. Cette tendance est également observée à long terme, car les coefficients se trouvant dans la seconde partie du tableau sont tous statistiquement significatifs. Si la masse monétaire et le déficit budgétaire public expliquent positivement l'inflation à long terme tout comme à court terme, le PIB réel agit négativement sur l'inflation ; ce qui peut véritablement refléter la structure de l'économie congolaise produisant moins ou rien la plupart des biens consommés au pays. Un accroissement de la production dans le cadre de la diversification de l'économie pourra contribuer à terme à la baisse du niveau d'inflation (**effet structurel**). Concernant l'indépendance de la banque centrale, cette variable exerce également un effet négativement sur l'inflation à long terme, ce qui renforce notre conviction selon laquelle elle constitue un moyen susceptible de contribuer à la lutte contre l'inflation.

L'effet négatif de l'indépendance de la banque centrale sur l'inflation étant avéré à court et à long termes, nous voulons identifier le canal par lequel elle peut passer pour atteindre l'inflation. Sachant que plus d'indépendance de la banque centrale renforce la crédibilité de la politique monétaire, les résultats ci-dessus permettent de mettre en exergue la contribution de l'indépendance de la banque centrale à la stabilisation de l'inflation au travers de son impact disciplinant les finances publiques puisque la hausse du déficit budgétaire public explique fortement l'accroissement de l'inflation. Ainsi, les estimations de la relation entre le déficit budgétaire public et l'indépendance de la banque centrale sont-elles un moyen pour étayer le canal de la discipline budgétaire de la contribution de l'indépendance de la banque centrale sur l'inflation.

Tableau n°6 : Résultats de la relation de court terme (modèle à correction d'erreur ARDL) de l'équation du déficit budgétaire

ARDL Error Correction Regression				
Dependent Variable: D(SBPIB)				
Selected Model: ARDL(4, 4, 4, 3)				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Date: 07/05/24 Time: 16:20				
Sample: 1985 2021				
Included observations: 33				
ECM Regression				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statisti	Prob.
D(SBPIB(-1))	-0.114861	0.139191	-0.825205	0.4231
D(SBPIB(-2))	0.022045	0.152032	0.145001	0.8868
D(SBPIB(-3))	-0.280842	0.113803	-2.467804	0.0271
D(PIBCST)	-2.64E-18	1.34E-18	-1.973417	0.0685
D(PIBCST(-1))	-2.66E-18	1.59E-18	-1.666559	0.1178
D(PIBCST(-2))	-5.41E-18	1.44E-18	-3.751199	0.0021
D(PIBCST(-3))	-3.08E-18	1.45E-18	-2.118058	0.0525
D(INDEPB)	-2.821137	1.087611	-2.593884	0.0212
D(INDEPB(-1))	7.639177	1.794762	4.256374	0.0008
D(INDEPB(-2))	4.195048	1.455765	2.881680	0.0121
D(INDEPB(-3))	3.270124	1.093136	2.991508	0.0097
D(TCMM1)	0.000319	0.000337	0.945106	0.3606
D(TCMM1(-1))	0.001618	0.000360	4.496448	0.0005

D(TCMM1(-2))	0.000567	0.000291	1.949018	0.0716
CointEq(-1)*	-0.753142	0.154750	-4.866834	0.0002
<p>R-squared 0.908731 Mean dependent var -0.142931</p> <p>Adjusted R-squared 0.837744 S.D. dependent var 3.607949</p> <p>S.E. of regression 1.453319 Akaike info criterion 3.888532</p> <p>Sum squared resid 38.01847 Schwarz criterion 4.568763</p> <p>Log likelihood -49.16078 Hannan-Quinn criter. 4.117409</p> <p>Durbin-Watson stat 1.889484</p>				

Source : les auteurs à partir de E-views12

Tableau n°7 : relation de long terme entre déficit budgétaire et indépendance de la banque centrale

$EC = SBPIB - (0.0000*PIBCST - 17.0407*INDEPB - 0.0010*TCMM1 + 9.7388)$ <p>Long Run Coefficients</p>				
Variable	coefficient	Std. Error	t-Statisti	Prob.
PIBCST	1.69E-18	2.37E-18	0.715789	0.4859
INDEPB	-17.04066	9.521327	-1.789736	0.0951
TCMM1	-0.000991	0.000977	-1.013894	0.3278
C	9.738797	4.874842	1.997767	0.0656

Source : par les auteurs à partir de E-views12

La spécification optimale obtenue du modèle ARDL ayant conduit à l'estimation du modèle à correction d'erreur au tableau n°6 est (4, 4, 4, 3). Après avoir vérifié la relation de long terme à travers le test de cointégration aux bornes, les résultats (en annexe) indiquent l'existence de

la cointégration entre le déficit budgétaire et l'indépendance de la banque centrale à 5% et 10%. Le coefficient d'ajustement, qui est négatif (**-0.753142**), est statistiquement significatif. Eu égard aux tableaux n°6 et n°7 ci-dessus, l'indépendance de la banque centrale explique négativement le déficit budgétaire public à court terme puisque son coefficient (**-2.821137**) est statistiquement significatif à 5% (sa probabilité : 0.0212 est inférieure à 5%). Elle explique également négativement le déficit budgétaire à long terme à 10%, car son coefficient (**-17.04066**) est associé à une probabilité (**0.0951**) inférieure à 10%. Plus précisément, plus la banque centrale du Congo est indépendante, moins le comportement du gouvernement va occasionner des dépenses excessives en recourant notamment à la planche à billets ; d'où le niveau d'inflation sera moins engendré par le déficit budgétaire public.

Tableau n°8 : Tests diagnostiques sur le modèle ARDL issus de l'équation du déficit budgétaire

Hypothèse du test	Test	F-statistic	Prob.
Autocorrélation	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test	1.339865	0.2984
Hétéroscédasticité	ARCH	1.416233	0.2572
Normalité	Jarque-Berra	0.288521	0.865662

Source : par les auteurs à partir de E-views12

Les quatre tests effectués sont robustes au regard des valeurs contenues dans le tableau n°8 ci-haut. L'hypothèse nulle est acceptée pour l'absence d'autocorrélation, l'homoscédasticité, la normalité puisque les valeurs de probabilité associées aux tests de Breusch-Godfrey, de Breusch-Pagan-Godfrey et de Jarque-bera sont respectivement 0,2984 ; 0,2572 et 0,865662. Le graphique du test de CUSUM en annexe montre que les paramètres sont restés stables durant la période sous-étude.

Conclusion

Nous avons examiné, à travers ce papier, la contribution de l'indépendance de la banque centrale (mesurée de façon légale par le degré de stabilité du mandat de ses gouverneurs) à la lutte contre l'inflation en RDC, sur la période 1985-2021. A l'aide de la méthode de cointégration appliquée au modèle ARDL, l'existence de la relation de cointégration (à travers le test de cointégration aux bornes de Pasaran et al., 2001), est mise en exergue entre l'inflation et ses variables explicatives. Le coefficient d'ajustement (la force de rappel), étant négatif et statistiquement significatif de valeur 0,53, signifie que l'écart entre l'inflation effective et l'inflation ciblée (sa valeur d'équilibre) à la suite d'un choc sur l'inflation, se réduit de 53% l'année qui suit le choc et que les effets de ce choc s'estompent au bout de 1,89 an (soit un an et 10 mois). Nous avons trouvé que l'indépendance de la banque centrale explique négativement l'inflation à court tout comme à long termes. Les autres variables retenues (masse monétaire, PIB réel et déficit budgétaire) expliquent également la variation du niveau général des prix. Si la masse monétaire et le déficit budgétaire exercent un effet positif sur l'inflation à court et à long termes, le PIB réel affecte positivement à court terme, mais négativement à long terme le taux d'inflation. L'effet positif du déficit budgétaire signifie qu'une hausse de ce déficit accroît l'inflation. Etant donné que les pouvoirs publics ont tendance à recourir à la banque centrale du Congo pour se faire financer, la maîtrise de l'inflation par les autorités monétaires exige un renforcement de leur indépendance vis-à-vis de l'Exécutif. A travers l'effet avéré de l'indépendance de la banque centrale sur l'inflation que nos résultats ont montré, nous avons cherché à savoir si l'indépendance de la banque centrale peut influencer négativement le déficit public. En estimant le modèle à correction d'erreur ARDL dans lequel le déficit budgétaire dépend du PIB réel, de la masse monétaire et de l'indépendance de la banque centrale, nous avons trouvé que celle-ci a un effet négatif sur le déficit budgétaire à court et long termes, ce qui traduit l'impact positif que le renforcement de l'indépendance de la banque centrale peut exercer sur la discipline budgétaire afin de lutter véritablement contre l'inflation : c'est ce que nous appelons « canal de la discipline budgétaire » de la contribution de l'indépendance de la banque centrale à la lutte contre l'inflation en République démocratique du Congo.

Eu égard aux résultats obtenus dans ce travail, nous proposons les recommandations suivantes:

- Le renforcement de l'indépendance de la banque centrale du Congo comme moyen de lutter contre l'inflation en République Démocratique du Congo ;

- La responsabilité du gouverneur (avec son équipe) de la banque centrale: acquisition de plus d'indépendance devra s'accompagner des éventuelles sanctions au cas où le gouverneur se serait rendu coupable d'un comportement nuisible à la lutte contre l'inflation. Il faudra veiller à ce que la culpabilité éventuelle ne soit pas motivée par des hommes politiques ;
- La collaboration et la coordination entre les autorités monétaires et budgétaires. Même s'il est important que la banque centrale collabore étroitement avec d'autres institutions économiques et financières afin d'assurer une coordination efficace des politiques économiques, cela ne doit pas compromettre l'indépendance de la banque centrale.

Bibliographie

Agénor, P-R. (2000), «*L'économie de l'ajustement et de la croissance*», Mimeo Banque Mondiale, Washington, 848P.

Aguir, A. (2013), « l'indépendance réelle de la banque centrale et le biais inflationniste : une validation empirique », halshs-00800059.

Alésina, A. et Roubini, N. (1994), « Political Business in OECD Countries, Monetary and Fiscal policy : Politiques », *T. Persson et G. Tabellini, Cambridge, MIT Press. 2* : 99-134.

Barro, R-J. et Gordon, D-B. (1983), « Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy », *Journal of Monetary Economics* 12: 101–21.

Barro, R-J. (1995), « Inflation and Economic Growth », *Open Journal of social sciences*, Vol. No.3

Bénassy-Quéré, A. et Pisani-Ferry, J. (1994), « Indépendance de la banque centrale et politique budgétaire », *CEPII, Document de travail n° 94-02*.

Blackburn, K. et Christensen, M. (1989), « Monetary Policy and Credibility : Theories and Evidence », *Journal of Economic Literature*, vol. 27, mars

Blinder, A-S. (2000), « Central-Bank Credibility: Why Do We Care? How Do We Build It? », *American Economic Review*, vol. 90(5)

Borio, C., William, E., and Filardo, A. (2003) « A tale of perspectives : old or new challenges for monetary policy », *Bank for international settlements*, Vol.19, pp.1-59

Cukierman, A., Webb, S-B. and Neyapti, B. (1992), « Measuring the Independence of Central Banks and Its Effects on Policy Outcomes », *The World Bank Economic Review*, 6, 353–398.

Do Vale, A. (2017), «Un récit historique alternatif sur l'indépendance des banques centrales: la doctrine et les pratiques avant la théorie ou l'art avant la science », hal-01662234

Driscoll, J. et Kraay, A. (1998), « The Review of Economics and Statistics », *vol. 80, issue 4*, 549-560.

Fekir, H. (2007), «la crédibilité et l'indépendance des banques centrales, le cas d'Algérie; du Maroc et Tunisie », *Mémoire de Magister*

Fischer, F., Lundgren, C. et Jahjah, S. (2013), « Vers une politique monétaire plus efficace : le cas de la République Démocratique du Congo », *IMF Working Paper*, n°13/226.

- Fouda J-B. (2018), « Théories des Organisations Africaines », Paris, L'Harmattan.
- Ghrissi, M. et Smida, M. (2015), « Evaluation du degré d'indépendance de la Banque Centrale de Tunisie », *HAL Id : halshs-011388341* , version 1.
- Grilli, V., Masciandaro, D. and Tabellini, G. (1991), « Political and Monetary Institutions and Public Financial Policies in the Industrial Countries », *Economic Policy*, 13, 341–392.
- Holtfrerich, C., Reis, J. and Toniolo, G. (1999), *The Emergence of Modern Central Banking from 1918 to the Present*. Ashgate, Aldershot,
- Hrabi, H. et Mizen, F. (2024), « Examen de la portée de l'indépendance de la banque centrale à l'ère des crises : étude sur 56 pays en voie de développement », *Revue AME Vol 6, n°1*.
- Jonas, K-K. (2018), « Econométrie Appliquée : Manuel des cas pratiques sur EViews et Stata », *HAL Id : cel-017711756*.
- Kabangu, B. (2019), « Gouvernance monétaire et mesure des banques centrales, Revue théorique et idiosyncrasie congolaise », *International Journal of Innovation and Applied Studies*, vol. 27, no.1, pp. 279-294
- Kabuya K., et Matata P. (1999), *L'espace monétaire kasaiën. Crise de légitimité et de souveraineté monétaire en période d'hyperinflation: Congo 1993-1999*, Cedaf-L'Harmattan,
- Kilolo, M. (2001), « Indépendance de la banque centrale a-t-elle un effet sur l'inflation », Université de Montreal.
- Kydland, F. and Prescott, E. (1977), « Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans », *Journal of Political Economy* 85(3): 473–91.
- Larcheveque, F. et Testenoire, J-P. (2005), « Les enjeux de l'indépendance des banques centrales », *Économie et Management*, n°114.
- Lucas, R-J. (1976), « Econometric policy evaluation : a critique », *Elsevier*, Vol.1(1)
- Moulay-Driss, S. et Radouane, R. (2021), « Indépendance de Bank Al-Maghrib : Un essai d'évaluation », *International journal of Financial accountability*, vol.3 No.3
- Mourougane, A. (1998), « Indépendance de la Banque centrale et politique monétaire: application à la Banque centrale européenne », *Revue Française d'économie*, 13(1) : 135-197.
- Mugaza, N-H. (2015), « les indicateurs avancés de l'inflation en RD. Congo », *HAL Id, volume4, 4 (5)*

- Ndjana, W-F, Yelognisse, A-D. et Mendo P. (2009), « Indépendance de la banque centrale et efficacité de la politique économique », *MPRA Paper* 31372,
- Ndiaye, A. et Ba, A. (2023) « Indépendance de la banque centrale et discipline budgétaire dans les pays en développement », *International Journal of Accounting, Finance*, volume 4, Issue 6-2
- Nordhaus, W-D. (1975) « The political business cycle », *The review of Economic studies*, Volume 42, Issue 2
- Orléan, A. (2008), « Croyances monétaires et pouvoir des banques centrales. » in Touffut, Jean-Philippe, ed. *Les Banques centrales sont-elles légitimes ?*, Paris : Albin Michel pp. 17-35
- Pesaran, M-H., SHIN, Y. and Smith, R. (2001), « Bounds Testing approaches to the analysis of level relationships», *Journal of Applied Econometrics*, 16, pp. 289-326.
- Pesaran, M.H. and Shin, Y. (1998), « An Investigation of the Long- Run and Causal Relationship between Economy Performance, Investment and port sector Productivity in coted'Ivoire », *Open Journal of Social Sciences*, Vol.3. No.4
- Phelps, D. (1972) « The Statistical Theory of Racism and Sexism », *American Economic Review* 62(4) : 659-61
- Rogoff, K. (1985), « The optimal degree of commitment to a monetary target », *Quarterly Journal of Economics* 100(4): 1169–89.
- Sargent, T. and Wallace, N. (1975), « Rational expectations, the Optimal Monetary instrument, and the Optimal Money Supply Rule », *Journal of Political Economy*, vol. 83, issue 2, 241-54.
- Steiner, Y. (2003), « *Le coût réel de l'indépendance de la banque centrale : économie politique comparée de la Deutsche Bundesbank et de la Banque du Japon dans les années soixante-dix*, Université de Lausanne, Institut d'études politiques et internationales.
- Tadadjeu, W-D-K. et Essiane, P-N-D (2018), « Autonomie des banques centrales et finances publiques en Afrique subsaharienne », *MPRA paper No. 100828*
- Tadadjeu, W-D-K., Kamajou, F. et Noula, A-G. (2018), « Banque centrale et Politique Budgétaire : une évidence empirique pour la zone CEMAC », *European Scientific Journal vol 14 No 10*. ASJ April Edition
- Videau, Y. (2011), « L'indépendance des banques centrales renforce-t-elle l'efficacité des politiques économiques ? », *CREG 2010-2011 – Économie*.

Walsh, J.P. (1995), «A Review of the Relationship between TMT Shared cognition and Strategic decision making », *American Journal of Industrial and Business Management*, Vol.7 No.10.

Zakani, A. (2022), « Central bank independence and inflation targeting : The case of bank Al-Maghrib », *International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management Economics*, Vol. 3 No. 2-2

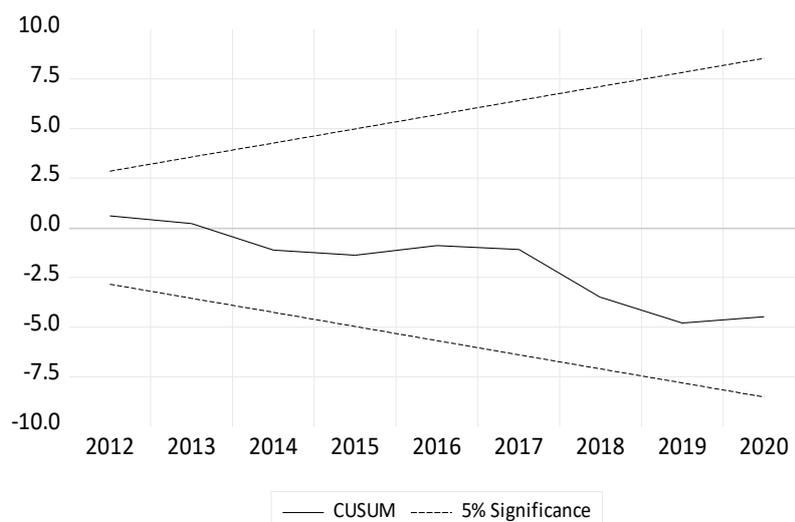
Annexes

Tableau n°9: Présentation des gouverneurs et de la durée de leur mandat

Nom du gouverneur	Durée de son mandat
PIERRE PAY-PAY	1985-1991
NYEMBO SHABANI	1991-1993
JOSEPH BUHENDWA	1993-1994
GODEFROID NDIANG KABUL	1994
PATRICE DJAMBOLEKA	1994-1997
JEAN CLAUDE MASANGU	1997-2013
DEOGRATIAS MUTOMBO	2013-2021
MALANGU KABEDI	2021- à nos jours

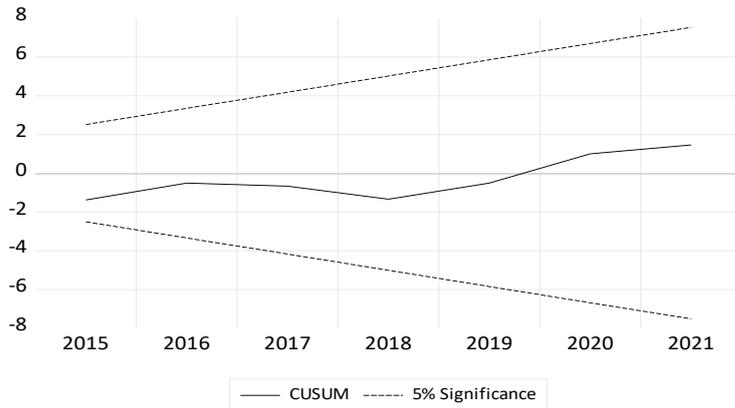
Source : les auteurs à partir des différents rapports de la Banque centrale du Congo (BCC)

Figure n°6 : Test de Cusum relatif à l'équation d'inflation



Source : les auteurs à partir de E-views12

Figure n°7 : Test de Cusum relatif à l'équation du déficit budgétaire



Source : les auteurs à partir de E-views12

Tableau n°10 : Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	0.102574	Prob. F(24,7)	1.0000
Obs*R-squared	8.325816	Prob. Chi-Square(24)	0.9987
Scaled explained SS	1.406908	Prob. Chi-Square(24)	1.0000

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

F-statistic	0.390934	Prob. F(2,5)	0.6954
Obs*R-squared	4.327279	Prob. Chi-Square(2)	0.1149

Source : les auteurs à partir de E-views12

Tableau n°11 Breusch-Godfrey Serial Correlation LM

Test

Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

F-statistic	1.339865	Prob. F(2,12)	0.2984
Obs*R-squared	6.024029	Prob. Chi-Square(2)	0.0492

Source : les auteurs à partir de E-views12

Tableau n°12 : Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	1.416233	Prob. F(18,14)	0.2572
Obs*R-squared	21.30149	Prob. Chi-Square(18)	0.2645
Scaled explained SS	3.089074	Prob. Chi-Square(18)	1.0000

Source : les auteurs à partir de E-views12

Tableau n°13 : test de cointégration aux bornes de l'équation du déficit budgétaire

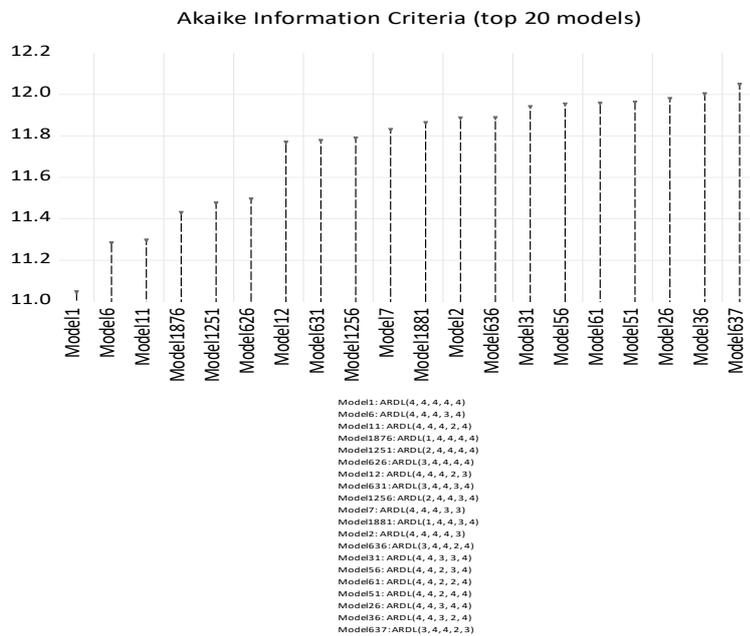
Null Hypothesis: No levels relationship

F-Bounds Test	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	3.684501	10%	2.37	3.2
K	3	5%	2.79	3.67
		2.5%	3.15	4.08
		1%	3.65	4.66

Actual Sample Size		Finite Sample:	
33	n=35		
	10%	2.618	3.532
	5%	3.164	4.194
	1%	4.428	5.816
		Finite Sample:	
		n=30	
	10%	2.676	3.586
	5%	3.272	4.306
	1%	4.614	5.966

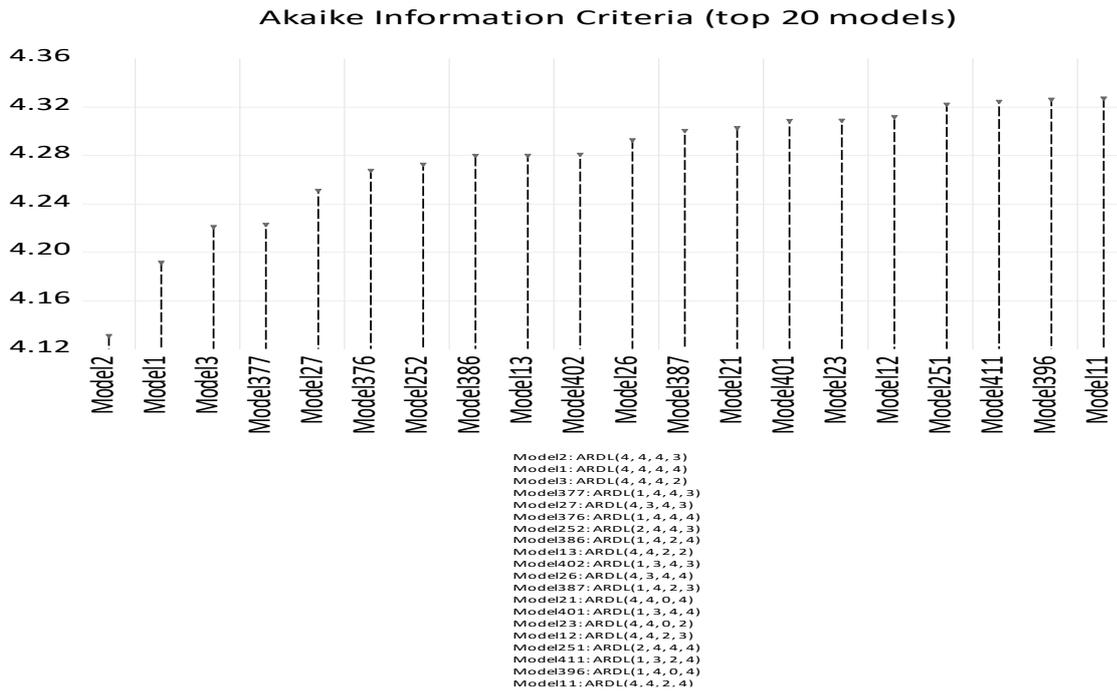
Source : les auteurs à partir de E-views12

Figure n°8 : détermination du modèle ARDL optimal pour l'équation d'inflation



Source : les auteurs à partir de E-views12

Figure n°9: détermination du modèle ARDL optimal pour l'équation du déficit budgétaire



Source : les auteurs à partir de E-views12