

La transparence et l'indépendance des banques centrales, quel impact sur l'inflation ? Le cas de Bank-Al-Maghrib

How does the transparency and independence of central banks affect inflation? The case of Bank Al-Maghrib

Marwa BOURAS, (Doctorante)

*Faculté des Sciences Juridiques, Economiques et Sociales, Salé
Université Mohammed V de Rabat – Maroc*

Benaissa NAHHAL, (Enseignant chercheur)

*Faculté des Sciences Juridiques, Economiques et Sociales, Salé
Université Mohammed V de Rabat – Maroc*

Adresse de correspondance :	Faculté des Sciences Juridiques Économiques et Sociales de Salé, Université Mohamed V de Rabat, Maroc.
Déclaration de divulgation :	Les auteurs n'ont pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude. Ils assument l'entière responsabilité de tout éventuel plagiat, de l'usage de l'intelligence artificielle dans la rédaction, ainsi que des résultats présentés dans cet article.
Conflit d'intérêts :	Les auteurs ne signalent aucun conflit d'intérêts.
Citer cet article	BOURAS, M., & NAHHAL, B. (2026). La transparence et l'indépendance des banques centrales, quel impact sur l'inflation ? Le cas de Bank-Al-Maghrib. <i>International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics</i> , 7(11), 427–454. https://doi.org/10.5281/zenodo.22411171
Licence	Cet article est publié en open Access sous licence CC BY-NC-ND

Received: 31/07/2026

Accepted: 11/09/2026

International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics - IJAFAME

ISSN: 2658-8455

Volume 7, Issue 11 (2026)

La transparence et l'indépendance des banques centrales, quel impact sur l'inflation ? : Le cas de Bank-Al-Maghrib

Résumé :

Caractérisées par le silence les banques centrales ont depuis longtemps traitées les questions de politique monétaires comme un culte secret. Cependant, au cours des vingt dernières années, avec le développement du concept d'anticipations rationnelles et le passage vers un objectif de maintien de stabilité des prix (Dincer et al., 2022 ; Pasten, E., Schoenle and Weber, 2018). Les banques centrales suite à leurs indépendances ont montré un intérêt croissant pour la communication de leurs politiques monétaires. Ce progrès vers plus d'indépendance et de transparence ainsi que l'engagement des banques centrales envers la stabilité des prix nous a amené à examiner l'effet de la transparence et l'indépendance de Bank-Al Maghrib sur l'inflation, tout en examinant si la relation entre la transparence et l'inflation varie selon l'orientation de la politique monétaire, distinguée entre les phases d'assouplissement (ASSP) et de resserrement (RESR) monétaire. L'analyse porte sur 25 observations annuelles couvrant la période entre 2000 et 2024 et mobilise une approche autorégressive à retards distribués (ARDL). Les résultats démontrent qu'à long terme la transparence ($\beta = -0,00073$, $p = 0,515$) et l'indépendance de la banque centrale ($\beta = -0,00294$, $p = 0,724$) présentent des coefficients négatifs mais non statistiquement significatifs. L'interaction entre transparence et l'assouplissement monétaire est également non significative ($\beta = -0,00079$, $p = 0,673$), tandis que l'interaction entre la transparence et le resserrement monétaire est positive et significative au seuil de 5 % ($\beta = 0,00603$, $p = 0,046$). À court terme, la variation de la transparence présente un coefficient positif et significatif ($\beta = 0,00500$, $p = 0,016$). Ces résultats mettent ainsi en évidence le caractère conditionnel de la relation entre transparence et inflation selon l'orientation de la politique monétaire. La contribution de ce travail réside dans l'analyse conjointe, appliquée au cas marocain, de la transparence et de l'indépendance de la banque centrale, ainsi que dans l'introduction d'effets d'interaction permettant d'identifier une éventuelle asymétrie de l'effet de la transparence entre les phases d'assouplissement et de resserrement monétaire.

Mots clés : Transparence, indépendance, orientation de la politique monétaire, inflation, Bank Al-Maghrib.

JEL Classification : C22, E31, E43, E52, E58.

Type du papier : Recherche empirique

Abstract :

Characterized by secrecy, central banks have long treated monetary policy issues as a secret cult. However, over the past twenty years, with the development of the concept of rational expectations and the shift toward a price stability objective (Dincer et al., 2022; Pasten, E., Schoenle and Weber, 2018). As a result of their independence, central banks have shown a growing interest in communicating their monetary policies. This progress toward greater independence and transparency, as well as the central banks commitment to price stability, has led us to examine the effect of Bank Al-Maghrib's transparency and independence on inflation, while also examining whether the relationship between transparency and inflation varies depending on the direction of monetary policy, distinguishing between periods of easing (ASSP) and tightening (RESR). The analysis covers 25 annual observations spanning the period from 2000 to 2024 and employs a distributed lag autoregressive (ARDL) model. The results show that, in the long run, transparency ($\beta = -0.00073$, $p = 0.515$) and central bank independence ($\beta = -0.00294$, $p = 0.724$) have negative but statistically insignificant coefficients. The interaction between transparency and monetary easing is also not significant ($\beta = -0.00079$, $p = 0.673$), while the interaction between transparency and monetary tightening is positive and significant at the 5% level ($\beta = 0.00603$, $p = 0.046$). In the short term, the change in transparency has a positive and significant coefficient ($\beta = 0.00500$, $p = 0.016$). These results thus highlight the conditional nature of the relationship between transparency and inflation, depending on the orientation of monetary policy. The contribution of this study lies in the joint analysis, applied to the Moroccan case, of transparency and central bank independence, as well as in the introduction of interaction effects that make it possible to identify a potential asymmetry in the effect of transparency between phases of monetary easing and tightening.

Keywords : Transparency, independence, monetary policy stance, inflation, Bank Al-Maghrib.

Classification JEL : C22, E31, E43, E52, E58.

Paper type : Theoretical Research or Empirical Research

1. Introduction

Entretenue par les banquiers centraux depuis des décennies, la culture du secret est une pratique qui a été illustrée dans les paroles de l'ancien président de la Réserve fédérale des États-Unis, Alan Greenspan, « ... Si j'ai particulièrement semblé clair sur les questions de change et de taux d'intérêt, vous avez probablement mal compris ce que j'ai dit ». Cette déclaration ainsi que la nécessité d'entretenir un degré optimal d'ambiguïté dans la conduite de la politique monétaire établie par Cukierman et Meltzer (1986) est une présentation de ce que était unanimement admis par les banquiers centraux à l'époque, c'est-à-dire communiquer le moins possible ou du moins le faire de manière obscure Blinder et al. (2008). Cette pratique à trouver son origine sur le plan théorique, par le consensus selon lequel l'efficacité de la politique monétaire était conditionnée par son caractère non anticipé (Sargent et Wallace 1976). Cependant, suite aux problèmes d'incohérence temporelle¹ la littérature académique a mis en exergue l'impossibilité de la politique monétaire d'atteindre les objectifs de plein emploi et de faible inflation en raison de la manière dont la politique monétaire est menée dans un contexte d'anticipations rationnelles (Kydland et Prescott, 1977 ; Barro et Gordon, 1983 ; Sargent et Wallace, 1975 ; Lucas, 1976). Ainsi, la réélection des dirigeants en place ou l'arrivée des différents partis politiques au pouvoir contraignait la banque centrale à faire un arbitrage entre l'objectif d'emploi ou celui de lutte contre l'inflation (Nordhaus, 1975 ; Alésina et Roubini, 1992). Pour redonner de l'efficacité à la politique monétaire, une solution proposée a été de confier cette dernière à un institut d'émission indépendant du pouvoir politique et lui affecter comme unique objectif «la stabilité des prix» (Videau, 2011). L'indépendance et la transparence des banques centrales sont devenues alors les nouvelles tendances en matière de politique monétaire (Geraats, 2002). Principalement en raison de leurs liens avec un ancrage plus solide des anticipations inflationnistes et l'effet qu'elles présentent sur l'inflation (Demertzis & Hughes Hallett, 2007). Toutefois malgré l'abondance de la littérature internationale consacrée aux effets de la transparence et de l'indépendance des banques centrales, les travaux empiriques portant conjointement sur ces dimensions dans le contexte marocain demeurent relativement limités. Ainsi, le présent travail cherche à répondre à la question suivante : Quels sont les effets de la transparence et de l'indépendance de la banque centrale sur l'inflation au Maroc, et l'effet de la transparence diffère-t-il selon l'orientation de la politique monétaire ? L'objectif est donc, d'une part, d'examiner les effets propres de la transparence et de l'indépendance sur l'inflation et d'autre part d'identifier une éventuelle asymétrie de la relation entre transparence et inflation selon les phases d'assouplissement et de resserrement monétaire. Ainsi, à partir de la littérature théorique et empirique, trois hypothèses sont formulées. H1 : une augmentation de la transparence de la politique monétaire est associée à une diminution de l'inflation. H2 : l'effet de la transparence de la politique monétaire sur l'inflation varie selon l'orientation de la politique monétaire, distinguée entre les phases d'assouplissement et de resserrement. H3 : une plus grande indépendance de la banque centrale est associée à une diminution de l'inflation.

La contribution de ce travail est l'introduction de nouveaux éléments en étudiant conjointement la transparence et l'indépendance de la banque centrale dans l'explication de l'inflation sur le cas marocain. Ainsi, notre travail ne se limite pas à estimer un effet moyen de la transparence, mais introduit des termes d'interaction entre celle-ci et l'orientation de la politique monétaire, afin d'examiner si la relation entre transparence et inflation présente un caractère asymétrique selon l'orientation des décisions monétaires. Pour répondre à cette

¹ L'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.

problématique, l'analyse empirique repose sur des données annuelles couvrant la période 2000-2024 et mobilise un modèle autorégressif à retards distribués (ARDL). L'approche permet ensuite d'examiner l'existence d'une relation de long terme à travers le test de cointégration aux bornes et de distinguer les dynamiques de court et de long terme au moyen de la représentation à correction d'erreur. L'article est donc organisé comme suit. La première section présente la revue de la littérature théorique et empirique consacrée aux relations entre transparence, indépendance de la banque centrale et inflation. La deuxième section expose la méthodologie de l'étude, la mesure des variables, la spécification économétrique et les hypothèses de recherche. Elle présente également les statistiques descriptives ainsi que les tests préalables à l'estimation, notamment les tests de multicolinéarité, de stationnarité et la procédure de sélection des retards. La troisième section présente les résultats empiriques, comprenant le test de cointégration aux bornes, les estimations des relations de court et de long terme et les tests de diagnostic et de stabilité du modèle. La quatrième section discute les principaux résultats au regard des prédictions théoriques et des travaux empiriques antérieurs.

2. Revue de littérature

2.1. L'indépendance des banques centrales et l'inflation : Fondements théoriques et résultats empirique

La littérature existante compte un nombre important de travaux portant sur l'indépendance des banques centrales (Berger et al., 2001 ; Crowe & Meade, 2008 ; Eijffinger & De Haan, 1996 ; Masciandaro et al., 2020). En effet, le concept de l'indépendance des banques centrales dans la conduite de la politique monétaire a été initialement proposé au début des années 1960 par Friedman (1962) qui considère qu'une banque centrale indépendante est protégée contre toute intervention ou pression de la part d'institutions publiques ou d'autres organismes lorsqu'elle poursuit ses objectifs conformément à son mandat et à la législation applicable. Ainsi, à la fin des années 2000, les banques centrales de pratiquement tous les pays développés et de nombreux pays émergents avaient obtenu à des degrés différents l'indépendance en matière de politique monétaire (Vonessen et al., 2020). Cette nécessité à l'indépendance monétaire des banques centrales a été justifiée par plusieurs raisons (Crowe & Meade, 2008 ; Fischer, 1995), qui sont principalement liées à la capacité d'une banque centrale indépendante à lutter contre les biais inflationnistes (de Haan et al., 2018). Ainsi, pour lutter contre les biais inflationnistes (Blinder, 1999) suggère qu'il faudrait tout d'abord que les responsables de la politique monétaire soient protégés contre les pressions politiques. De même, Rogoff (1985) suggère de déléguer la politique monétaire à un banquier central conservateur, une institution très réfractaire à l'inflation. Ainsi, Walsh (1995) et Persson et Tabellini (1993) proposent que tout décideur politique disposant d'incitations appropriées et d'un mandat bien défini soit chargé de la politique monétaire. Cependant, le débat que soulève la littérature économique sur le lien entre l'indépendance de la banque centrale et l'inflation consiste, d'un côté, à considérer le rôle de la crédibilité qu'apporte l'indépendance de la banque centrale aux politiques économiques dans l'atteinte des objectifs économiques. Et d'un autre côté, à remettre en cause cet apport car la crédibilité générée par cette indépendance peut être source de l'inefficacité des politiques économiques conjoncturelles. En effet, de nombreux travaux empiriques ont analysé la nature de la relation entre l'indépendance de la banque centrale, l'inflation, et d'autres variables macroéconomiques. Alesina et Summers (1993), ont estimé la corrélation entre l'indépendance politique de la banque centrale en utilisant l'indice légale et l'inflation, sur un échantillon de 16 pays de l'OCDE entre 1955 à 1988. Ils ont trouvé une corrélation négative entre l'inflation et l'indépendance légale de la banque centrale. Ils ont constaté aussi qu'une banque centrale indépendante peut réduire la variabilité de l'inflation, sans aucune relation claire en termes de

performances macroéconomiques réelles. De même, Cukierman et al. (1992), ont estimé la relation entre l'indépendance de la banque centrale et les résultats d'inflation, pour un échantillon de 72 pays de 1950 à 1989. Ils ont trouvé pour les économies en développement une relation significative et positive entre l'inflation et le TOR (taux de rotation de gouverneurs de la banque centrale.). Tant dis que pour les économies industrialisées ils ont trouvé une relation positive et significative avec l'inflation. Ainsi, Lybek (1999) a remarqué qu'un degré plus élevé d'indépendance juridique des banques centrales de la Russie et d'autres pays voisins semble être positivement corrélé à une inflation moyenne plus faible sur la période de 1995 à 1997. Les résultats en également montrer une relation positive entre une indépendance élevée des banques centrales et une croissance réelle moyenne plus forte. Cependant, Miron et al. (1997) ont mesurer l'indice d'indépendance légal des banques centrales d'un échantillon de 62 pays en développement sur la période entre 1973 et 1994, ont utilisant la technique de moindre carré ordinaire pour apprécier la nature de relation entre l'autonomie politique et les variables macroéconomiques (inflation, le taux d'ouverture, l'instabilité politique, le niveau de dette extérieure, et le taux de change). Les résultats montrent une absence de relation entre l'indépendance légale et l'inflation. Ils ont donc rejeté les résultats de Cukierman (1992). De même, Balls et al. (2018) ont utilisant la méthode de moindres carrés ordinaires ils ont effectué une régression transversale en prenant comme variable dépendante l'inflation. Ils ont utilisé une variable qui reflète l'écart du carré de l'inflation pour un pourcentage de 2 % comme objectif commun d'inflation pour les économies avancées. Les résultats montrent l'effet négatif entre l'indépendance de la banque centrale et l'inflation. Quant à Dincer et Eichengreen (2014), ils ont utilisé une coupe transversale pour la détermination de l'indépendance. Ils ont estimé la relation entre la variabilité de l'inflation et d'autres variables macroéconomiques à savoir : le taux d'ouverture, M2 en pourcentage de PIB et d'autres variables dites instrumentales comme la stabilité politique, l'efficacité du gouvernement et la qualité réglementaire. Les résultats ont montré l'existence d'une relation négative.

2.2. Transparence de la banque centrale et inflation : Fondements théoriques et résultats empiriques

Une fois le concept de l'indépendance adopté par la plupart des banques centrales, il a suscité des inquiétudes au sein de l'opinion publique quant au fait d'associer l'élaboration de la politique monétaires à des autorités non élues (Stiglitz, 1998). En conséquence, l'apparition du concept de la transparence des banques centrales a semblé rendre ces dernières plus responsables tout en renforçant leur crédibilité auprès du public (Spyromitros & Tuysuz, 2014). Cependant, la relation entre la transparence des banques centrales et l'inflation a fait l'objet de nombreuses études. Des auteurs comme Eijffinger et al. (2000) trouvent que les banques centrales avec une faible transparence concernant leurs préférences sont perçues comme moins prudente, ce qui conduit à une inflation plus élevée en raison d'une augmentation des anticipations d'inflation. Ils concluent également que l'incertitude concernant les préférences de la banque centrale conduit à une plus grande variabilité de l'inflation. Westelius (2005) quant à lui utilise un modèle de type Barro-Gordon pour montrer que dans une économie néoclassique, une transparence imparfaite réduit la persistance de l'inflation. il explique le fait que les banques centrales puissent mener une politique monétaire discrétionnaire conduit à des taux d'inflation d'équilibre globalement plus élevés, car le public prend en compte la possibilité et l'incitation de la banque centrale à utiliser le compromis de la courbe de Phillips. D'autre part, plusieurs recherches montrent que la transparence des banques centrales n'est pas toujours avantageuse pour maintenir la stabilité des prix. Parmi celles-ci, on trouve le travail de Sibert (2002), dans son modèle l'opacité de la banque centrale concernant ses préférences en matière de stabilisation de la production et des prix est

considérée comme positive. La raison derrière cette conclusion est que les agents privés se réfèreraient simplement à leurs attentes concernant les préférences possibles des banquiers centraux en l'absence de transparence politique. Dans un jeu de signalement, la banque centrale souhaiterait prétendre être conservatrice afin de réduire la perte de bien-être induite par le problème de l'incohérence temporelle. Ainsi, la banque centrale devra mener une politique monétaire plus restrictive pour être perçue comme conservatrice. Cependant, un certain nombre de travaux empiriques ont analysé empiriquement le rôle de la transparence sur l'inflation. Cecchetti et Krause (2002) analysent l'inflation moyenne de 1995 à 1999 dans soixante pays. Ils utilisent l'approche de Fry et al. (2000) pour mesurer la transparence des banques centrales. Premièrement, ils trouvent que la transparence est négativement corrélée avec l'inflation moyenne. Deuxièmement, ils effectuent une régression multivariée avec les variables explicatives que sont l'indépendance, la responsabilité, la transparence et la crédibilité. Leurs résultats montrent qu'il existe toujours une relation négative entre la transparence et l'inflation moyenne lorsque ces variables supplémentaires sont incluses, mais ce lien s'avère significatif uniquement si la crédibilité n'est pas incluse dans la régression. Dans une étude portant sur onze pays, Siklos (2003) conclut que la transparence conduit à des anticipations d'inflation plus faibles. L'ensemble des données comprend cinq pays sans et six pays avec un système formel de ciblage de l'inflation en pratique. Toutefois, Demertzis et Hughes Hallett (2007), montrent théoriquement et empiriquement que la transparence n'a aucun impact sur l'inflation moyenne, mais entraînerait uniquement une diminution de la variabilité de l'inflation. Ils utilisent l'indice Eijffinger-Geraats pour calculer la corrélation entre la transparence et l'inflation moyenne pour neuf pays avec des données des années 1990 à 2001, les résultats démontrent que la corrélation s'avère positive mais insignifiante. Également, Crowe et Meade (2007) ne trouvent aucune relation significative entre la transparence et l'inflation. Ils ont utilisé à la fois l'indice Eijffinger-Geraats et l'indice de Chortareas et al. (2001) pour 37 pays.

2.3. Complémentarité entre la transparence et l'indépendance des banques centrales

Bien que de nombreux travaux considèrent l'indépendance de la banque centrale et la transparence comme des concepts distincts. Cependant, l'effet de la transparence ne doit pas nécessairement être appréhendé indépendamment du cadre institutionnel dans lequel s'inscrit l'action de la banque centrale. En particulier, la transparence et l'indépendance constituent deux dimensions susceptibles d'interagir dans le renforcement de la crédibilité de la politique monétaire. Hughes Hallett et Libich (2006) analysent conjointement ces caractéristiques institutionnelles dans le cadre des modèles de crédibilité de la politique monétaire et montrent que l'indépendance et la transparence peuvent constituer des mécanismes d'engagement permettant de limiter le biais inflationniste. Ainsi, l'effet de la transparence sur l'inflation peut être conditionné par le degré d'indépendance dont dispose la banque centrale dans la poursuite de ses objectifs. Ainsi, Crowe et Meade (2008) perçoivent l'indépendance et la transparence comme des notions complémentaires indispensables à une bonne gouvernance. De plus, Dudchenko (2020) met en évidence le fait que les termes « indépendance de la banque centrale » et « transparence de la banque centrale » présentent de forts recoupements conceptuels et pratiques. Par ailleurs, Dincer et Eichengreen (2014) montrent que la transparence et l'indépendance des banques centrales vont de pair, car elles sont motivées par les mêmes impératifs. Ils démontrent que la transparence et l'indépendance ont un impact considérable sur des résultats tels que le niveau et la variabilité de l'inflation. À ce titre, la transparence de la politique monétaire est un complément nécessaire à l'indépendance de celle-ci, permettant ainsi à l'obligation de rendre des comptes et de protéger la légitimité démocratique des banques centrales indépendantes (Geraats, 2002). Par ailleurs, certains chercheurs considèrent que la transparence fait partie intégrante du concept d'indépendance.

Par exemple, Jasmine et al. (2019) ont mesuré l'indépendance de la banque centrale en incluant la transparence parmi ses composantes. Ainsi, cette complémentarité peut également être envisagée au regard de l'orientation adoptée par la politique monétaire. La littérature souligne que la transparence et la communication permettent aux agents économiques de mieux comprendre les décisions de la banque centrale, contribuant ainsi à améliorer la prévisibilité de la politique monétaire et la formation des anticipations (Blinder et al., 2008). Dans cette perspective, Baeriswyl et Cornand (2011) montrent qu'une communication claire du raisonnement de la banque centrale facilite la compréhension, par les agents privés, de sa fonction de réaction et peut contribuer à réduire la volatilité de l'inflation et des taux d'intérêt. De même, Crowe et Meade (2007) associent la transparence de la politique monétaire à la capacité des agents privés à anticiper les décisions de taux d'intérêt. Sur cette base, il peut être supposé que les effets de la transparence ne sont pas nécessairement indépendants de l'orientation de la politique monétaire. En rendant plus compréhensibles les motivations qui sous-tendent les décisions de taux, la transparence est susceptible de modifier la manière dont les agents interprètent une décision de resserrement ou d'assouplissement monétaire.

2.4.Synthèse de la littérature et formulation des hypothèses

2.4.1. Synthèse de la littérature

Les travaux empiriques examinés mettent en évidence des résultats contrastés quant aux effets de la transparence et de l'indépendance de la banque centrale sur l'inflation.

En effet, la littérature relative à la transparence des banques centrales met en évidence, dans l'ensemble, le rôle de la transparence dans l'amélioration de l'efficacité de la politique monétaire et dans la maîtrise de l'inflation. Une transparence accrue peut favoriser une meilleure compréhension des décisions de la banque centrale et contribuer à l'ancrage des anticipations des agents économiques. Cependant, les résultats empiriques ne conduisent pas à des conclusions similaires, l'effet de la transparence sur l'inflation varie en fonction des pays, des périodes étudiés et des indicateurs retenus.

Concernant l'indépendance de la banque centrale, plusieurs travaux mettent en évidence un effet positif sur la maîtrise de l'inflation, tandis que d'autres aboutissent à des résultats plus mitigés. Ces divergences suggèrent que l'efficacité de l'indépendance peut dépendre du contexte institutionnel et économique dans lequel elle s'exerce. Afin de synthétiser les principaux résultats de cette littérature et de positionner le présent travail par rapport aux études antérieures, le tableau 1 ci-dessous présente ainsi une synthèse des principales contributions empiriques mobilisées, de leurs approches méthodologiques et des principaux résultats obtenus.

Tableau 1. Synthèse des études empiriques mobilisées

Auteurs	Echantillon	Période	Méthode	Principaux résultats
Cukierman, Webb & Neyapti (1992)	72 pays, économies industrialisées et en développement	De 1950 à 1989	Construction de plusieurs indicateurs d'indépendance légale et effective, analyses transversales	Pour les économies en développement une relation significative et positive entre l'inflation et le taux de rotation du gouverneur de la banque centrale. Mais pour les économies industrialisées ils ont trouvé une relation négative et significative avec l'inflation.
Alesina & Summers (1993)	16 pays de l'OCDE	1955-1988	Analyse comparative entre indicateurs d'indépendance et performances macroéconomiques	Une plus grande indépendance de la banque centrale est associée à une inflation plus faible et moins variable, sans effet systématique important sur la croissance ou le chômage
Lybek (1999)	États baltes, Russie et autres pays issus de l'ex-URSS	1995–1997	Indice d'autonomie <i>de jure</i> et de responsabilité, analyse de la relation avec inflation et croissance	Une autonomie et une responsabilité plus élevées des banques centrales sont associées à une inflation moyenne plus faible. L'auteur souligne toutefois les difficultés d'établir une relation causale
Crowe & Meade (2008)	Large échantillon d'économies avancées, émergentes et en développement	Comparaison avec les années 1980 ; nouvel indice fondé sur les législations disponibles jusqu'en 2003	Nouvel indice d'indépendance, premières différences, effets pays et variables instrumentales pour traiter l'endogénéité	Les auteurs obtiennent des résultats robustes indiquant qu'une plus grande indépendance est associée à une inflation plus faible. Ils constatent également que les banques centrales plus indépendantes tendent à être plus transparentes.
Campillo & Miron (1997)	62 pays en développement	1973-1994	La technique de moindre carré ordinaire	L'indépendance légale de la banque centrale ne permet pas d'expliquer significativement les différences d'inflation entre les pays lorsque d'autres déterminants économiques et institutionnels sont pris en compte.
Balls et al. (2018)	73 pays (dont 23 économies avancées et 50 économies émergentes et en développement)	1980-2003	la méthode de moindres carrés ordinaires, une régression transversale	Leur conclusion importante distingue indépendance opérationnelle et indépendance politique : l'indépendance opérationnelle est associée à une meilleure stabilité des prix, alors que l'indépendance politique n'est pas corrélée aux résultats inflationnistes dans les économies avancées.
Dincer et Eichengreen (2014)	Plus de 100 banques centrales	1998-2010	Construction et actualisation d'indices de transparence et d'indépendance	Transparence et indépendance progressent conjointement dans de nombreux pays et influencent significativement certaines

				performances, notamment la variabilité de l'inflation. Les auteurs soulignent toutefois la difficulté d'isoler leurs effets respectifs.
Cecchetti et Krause (2002)	60 pays	1995-1999	L'approche de Fry et al. (2000) pour mesurer la transparence des banques centrales et une régression multivariée avec les variables explicatives.	Leurs résultats montrent qu'il existe toujours une relation négative entre la transparence et l'inflation moyenne lorsque ces variables supplémentaires sont incluses, mais ce lien s'avère significatif uniquement si la crédibilité n'est pas incluse dans la régression.
Siklos (2003)	11 pays : 5 sans ciblage formel de l'inflation et 6 avec ciblage de l'inflation	Autour de la réforme de 1991 et période post-1991	Régressions sur données de panel portant sur les prévisions d'inflation	La publication des rapports sur 'inflation, considérée comme un indicateur d'une transparence accrue, est associée à une réduction significative des prévisions d'inflation.
Demertzis & Hughes Hallett (2007)	9 pays	1990-2001	Ils utilisent l'indice Eijffinger-Geraats pour calculer la corrélation entre la transparence et l'inflation moyenne	la transparence n'a aucun impact sur l'inflation moyenne, mais entraînerait uniquement une diminution de la variabilité de l'inflation.
Crowe et Meade (2007)	37 pays : 24 économies avancées et 13 économies émergentes et en développement	1990-2007	Construction et comparaison d'indices de transparence et d'indépendance de la banque centrale, analyse comparative internationale de leur évolution et de leur relation avec les performances macroéconomiques	Les auteurs mettent en évidence une progression générale de l'indépendance et de la transparence des banques centrales. Concernant la transparence, les résultats ne mettent pas en évidence de relation statistiquement significative avec le niveau de l'inflation.

Source : élaboration de l'auteur.

2.4.2. Hypothèses

En effet, la littérature met en évidence le rôle de la transparence et de l'indépendance de la banque centrale dans la maîtrise de l'inflation. Même si les résultats varient selon l'échantillon, les périodes étudiées, et les méthodes économétriques mobilisées, une grande partie des travaux souligne qu'une transparence accrue contribue à améliorer la prévisibilité de la politique monétaire et à favoriser l'ancrage des anticipations, tandis qu'une plus grande indépendance tend à renforcer la crédibilité de la banque centrale et sa capacité à poursuivre l'objectif de stabilité des prix. Ainsi, la transparence et l'indépendance constituent deux dimensions institutionnelles susceptibles d'être associées à la dynamique de l'inflation. Par ailleurs, dans la mesure où la transparence contribue à rendre plus compréhensibles les décisions de politique monétaire, son effet peut également différer selon l'orientation adoptée par la banque centrale, notamment entre les phases d'assouplissement et de resserrement monétaire.

En s'appuyant sur la littérature existante et afin d'examiner ces relations dans le contexte marocain, les hypothèses suivantes sont formulées :

- *Hypothèse 1* : L'augmentation de la transparence de la politique monétaire est associée à une diminution de l'inflation ;
- *Hypothèse 2* : L'impact de la transparence sur l'inflation varie en fonction de l'orientation de la politique monétaire (phases d'assouplissement et de resserrement) ;
- *Hypothèse 3* : Une plus grande indépendance de la banque centrale est associée à une diminution de l'inflation.

3. Méthodologie de recherche

3.1. Présentation des variables

Les données utilisées proviennent de la Banque mondiale et de Bank Al-Maghrib. Les séries sont étudiées sur une base annuelle allant de 2000 à 2024. Il s'agit du taux d'inflation transformé² (TFL), de l'indice de l'indépendance de la banque centrale (INDEP), l'indice de la transparence de la banque centrale (TRSP)³ et de l'orientation de la politique monétaire⁴.

Ainsi, pour analyser si l'effet de la transparence sur l'inflation varie selon l'orientation de la politique monétaire, des termes d'interaction sont introduits dans le modèle. L'orientation de la politique monétaire est distinguée selon les phases d'assouplissement et de resserrement monétaire.

Pour les phases d'assouplissement monétaire, le terme d'interaction est défini comme suit :

$$INT_TA_t = TRSP_{c,t} \times ASSP_t$$

Pour les phases de resserrement monétaire, le terme d'interaction est défini comme suit :

$$INT_TR_t = TRSP_{c,t} \times RESR_t$$

Cependant, pour faciliter l'interprétation des effets principaux en présence des termes d'interaction et de limiter la multicollinéarité susceptible d'être induite par leur introduction, et assurer une présentation homogène des deux variables institutionnelles les variables continue TRSP et INDEP sont préalablement centrées⁵ autour de leur moyenne :

² Les données initiales sur les taux d'inflation ont été recalculées en appliquant l'approche suivante : $\frac{\pi_{it}}{1+\pi_{it}}$ cette transformation est particulièrement utile pour les pays en développement, qui sont exposés à des périodes d'hyperinflation (Arnone & Romelli, 2013).

³ Construit par l'auteur selon la méthode de Eijffinger et Geraats (2006) (voir Annexe 1).

⁴ L'orientation de la politique monétaire est appréhendée à travers deux variables indicatrices binaires (ASSP et RESR) construites à partir de l'ensemble des variations du taux directeur intervenues au cours de chaque année.

⁵ Le centrage des variables permet de faciliter l'interprétation des effets principaux en présence des termes d'interaction et peut réduire la multicollinéarité non essentielle associée à l'introduction des termes d'interaction.

$$\begin{aligned} TRSP_{c,t} &= TRSP_t - \overline{TRSP} \\ INDEP_{c,t} &= INDEP_t - \overline{INDEP} \end{aligned}$$

Tableau 2. Source de données et variables utilisée

Les variables	Mesure	Source
Le taux d'inflation transformé [TFL]	Le Taux d'inflation est d'abord calculé à partir de la variation annuelle de l'indice de prix à la consommation, puis convertie en décimale avant d'être transformé selon la formule $\frac{\pi_{it}}{1+\pi_{it}}$.	Banque Mondiale
L'indice de transparence [TRSP]	Calculé par l'auteur selon la méthode de Eijffinger et Geraats (2006) variant de 0 à 15	Les données de Bank AL-Maghrib
Assouplissement monétaire [ASSP]	Pour chaque année, les variations ⁶ à la hausse et à la baisse du taux directeur sont cumulées séparément. La variable [ASSP] prend la valeur 1 lorsque l'ampleur cumulée des baisses du taux directeur est supérieure à celle des hausses, et 0 dans le cas contraire	Les données de Bank AL-Maghrib
Resserrement monétaire [RESR]	Représentant les phases de resserrement monétaire, la variable [RESR] prend la valeur 1 lorsque l'ampleur cumulée des hausses est supérieure à celle des baisses.	Les données de Bank AL-Maghrib
L'indice de l'indépendance de la banque centrale [INDEP]	L'indice d'indépendance de la banque centrale est construit à partir de la base de données de Aizenman et al. (2008, 2010, 2013, 2020). Cet indice repose sur trois dimensions binaires relatives à l'indépendance de la politique de change, de la politique monétaire et de l'indépendance financière. L'indice global d'indépendance est obtenu en faisant la moyenne de ces trois composantes.	Les données d'Aizenman et al. 2020

Source : élaboration de l'auteur.

3.2. Spécification du modèle

Pour déterminer l'effet de la transparence et de l'indépendance de la banque centrale sur l'inflation, tout en tenant compte de l'orientation de la politique monétaire, nous retenons un modèle autorégressif à retards distribués (ARDL)⁷ où la variable dépendante est l'inflation transformée⁸.

$$TFL_t = \alpha_0 + \beta_1 TRSP_{c,t} + \beta_2 INDEP_{c,t} + \beta_3 ASSP_t + \beta_4 RESR_t + \beta_5 INT_TA_t + \beta_6 INT_TR_t + \varepsilon_t$$

Avec

$$\begin{aligned} INT_TA_t &= TRSP_{c,t} \times ASSP_t \\ INT_TR_t &= TRSP_{c,t} \times RESR_t \end{aligned}$$

Où TFL_t représente le taux d'inflation transformé, $TRSP_{c,t}$ la transparence centrée autour de sa moyenne, $INDEP_{c,t}$ l'indépendance centrée, $ASSP_t$ l'indicateur binaire d'assouplissement de la politique monétaire, $RESR_t$ l'indicateur binaire de resserrement de la politique monétaire, INT_TR_t et INT_TA_t permettent de déterminer si l'effet de la transparence sur l'inflation varie selon l'orientation de la politique monétaire.

⁶ En l'absence de variation du taux directeur, ou lorsque les mouvements à la hausse et à la baisse se compensent intégralement, les deux variables prennent la valeur 0.

⁷ Le choix de cette méthode se justifie par plusieurs raisons. D'une part, l'ARDL permet de prendre en compte la dynamique de court terme grâce à l'introduction des retards, tout en mettant en évidence les relations de long terme entre l'inflation et ses déterminants. D'autre part, le modèle ARDL est adapté aux séries temporelles de faible taille, ce qui correspond à notre cas. L'estimation est réalisée par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO), après avoir procédé aux tests de racine unitaire et de cointégration afin de vérifier la stationnarité des séries et la validité d'une relation de long terme.

⁸ Cette transformation permet de réduire l'effet des valeurs extrêmes et d'améliorer les propriétés statistiques de la série.

3.2.1. Test de cointégration

La forme non contrainte du modèle utilisée pour tester l'existence d'une relation de long terme peut être écrite comme suit :

$$\begin{aligned} \Delta TFL_t = & \alpha_0 + \delta_0 TFL_{t-1} + \delta_1 TRSP_{c,t-1} + \delta_2 INDEP_{c,t-1} + \delta_3 ASSP_{t-1} + \delta_4 RESR_{t-1} \\ & + \delta_5 INT_TA_{t-1} + \delta_6 INT_TR_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_i \Delta TFL_{t-i} + \sum_{j=0}^{q_1-1} \gamma_{1j} \Delta TRSP_{c,t-j} \\ & + \sum_{j=0}^{q_2-1} \gamma_{2j} \Delta INDEP_{c,t-j} + \sum_{j=0}^{q_3-1} \gamma_{3j} \Delta INDEP_{c,t-j} + \sum_{j=0}^{q_4-1} \gamma_{4j} \Delta RESR_{t-j} \\ & + \sum_{j=0}^{q_5-1} \gamma_{5j} \Delta INT_TA_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_6-1} \gamma_{6j} \Delta INT_TR_{t-j} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

L'existence d'une relation de cointégration est examinée à l'aide du Bounds test de Pesaran, Shin et Smith (2001). L'hypothèse nulle d'absence de relation de long terme s'écrit :

$$H_0: \delta_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = 0$$

Contre :

$$H_1: \text{Au moins un } \delta_i \neq 0$$

La statistique F calculée est comparée aux bornes critiques inférieure I(0) et supérieure I(1). Lorsque la statistique dépasse la borne supérieure, l'hypothèse nulle d'absence de relation de long terme est rejetée. Lorsqu'elle est inférieure à la borne basse, l'hypothèse nulle ne peut être rejetée.

3.2.2. Représentation à correction d'erreur

Ainsi, lorsque l'existence d'une relation de long terme est établie, le modèle ARDL peut être reformulé sous la forme d'un modèle à correction d'erreur (ECM) :

$$\Delta TFL_t = \alpha_0 + \sum_i \phi_i \Delta TFL_{t-i} + \sum_k \sum_j \gamma_{kj} \Delta X_{k,t-j} + \rho ECT_{t-1} + \varepsilon_t$$

Où :

X regroupe : $X = \{TRSP_c, INDEP_c, ASSP, RESR, INT_TA, INT_TR\}$;

ECT_{t-1} représente le terme de correction d'erreur issu de la relation de long terme ;

ρ : Le coefficient qui mesure la vitesse d'ajustement vers l'équilibre de long terme.

3.3. Analyse descriptive et matrice de corrélation

3.3.1. Analyse descriptive

Tableau 3. Statistiques descriptives

Variables	Moyenne	Minimum	Maximum	Ecart-type
TFL	0.0180344	0.002991	0.0628	0.0149993
TRSP	9.58	5	13	2.215852
INDEP	0.239892	0	0.667	0.2260928
ASSP	0.32	0	1	0.4760952
RESR	0.12	0	1	0.3316625
INT_TA	0.0744	-2.58	3.42	1.141323
INT_TR	0.2704	-0.08	3.42	0.94805

Source : élaboration de l'auteur par logiciel STATA.

Le Tableau 3 ci-dessus, présente la statistique descriptive pour nos variables. Nos statistiques descriptives montrent que l'inflation transformée (TFL) reste globalement modérée avec une faible dispersion. L'indice de transparence (TRSP) présente un niveau relativement élevé traduisant une amélioration de la communication de la banque centrale tandis que

l'indépendance (INDEP) demeure limitée mais variable. Enfin, la politique monétaire apparaît davantage orientée vers l'assouplissement que vers le resserrement sur la période étudiée.

3.3.2. Matrice de corrélation

Le Tableau 4 ci-dessous, présente la matrice de corrélation de nos variables :

Tableau 4. Matrice de corrélation

Variables	TFL	TRSP_c	INDEP_c	ASSP	RESR	INT_TA	INT_TR
TFL	1.000						
TRSP_c	0.3219	1.000					
INDEP_c	-0.2858	-0.3863	1.000				
ASSP	-0.3019	0.0735	-0.0979	1.000			
RESR	0.8532	0.3833	-0.2149	-0.2533	1.000		
INT_TA	-0.1355	0.5174	-0.1742	0.0970	-0.0246	1.000	
INT_TR	0.8398	0.4641	-0.3204	-0.1997	0.7883	-0.0194	1.000

Source : élaboration de l'auteur par logiciel STATA.

Le tableau 4 ci-dessus présente la matrice de corrélation entre les variables. Les coefficients de corrélation restent globalement modérés ce qui suggère l'absence de multicolinéarité sévère entre les variables explicatives. Une forte corrélation positive est observée entre l'inflation et le resserrement monétaire.

3.4. Tests de validité du modèle

3.4.1. Test de multi colinéarité

Afin de compléter l'analyse de la corrélation, le test du facteur d'inflation de variance (VIF) a été mobilisé pour vérifier l'absence de multicolinéarité excessive entre les variables explicatives.

Tableau 5 : Test de multicolinéarité (VIF)

Variables	VIF
TRSP_c	2.12
INDEP_c	1.24
ASSP	1.13
RESR	2.74
INT_TR	3.12
INT_TA	1.55

Source : élaboration de l'auteur par logiciel STATA.

Le tableau 5 ci-dessus représente les valeurs du facteur d'inflation de variance (VIF) pour les variables explicatives. Ainsi, pour limiter la multicolinéarité susceptible d'être induite par l'introduction des termes d'interaction, les variables TRSP et INDEP ont été centrées autour de leur moyenne avant la construction des interactions. Les résultats montrent que les VIF sont globalement inférieurs au seuil critique de 10, ce qui indique l'absence de multicolinéarité sévère dans le modèle.

3.4.2. Test de stationnarité ADF et PP

Le tableau 6 ci-dessous montre que selon les tests ADF et Phillips-Perron, les variables TFL et PIB sont stationnaires en niveau, tandis que TRSP devient stationnaire après première différenciation. Ainsi, compte tenu que les tests de stationnarité sont appliqués aux variables continues, les variables indicatrices binaires (ASSP et RESR) ne sont pas soumises aux tests de racine unitaire ADF et PP.

Tableau 6. Test de stationnarité

Variables	ADF niveau	ADF 1 ^{ère} différence	PP niveau	PP 1 ^{ère} différence	Ordre retenu
TFL	-3.327** (0.0137)	-----	-3.655** (0.0064)	----	I(0)
TRSP	-0.594 (0.8724)	-3.200** (0.0200)	-0.903 (0.7870)	-6.163*** (0.000)	I(1)
INDEP	-1.606 (0.4804)	-4.786*** (0.0001)	-2.952** (0.0396)	-9.253*** (0.000)	I(1) ⁹

*** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$

Source : élaboration de l'auteur par logiciel STATA.

4. Résultats et discussion

4.1. Sélection de la spécification ARDL optimale

Tableau 7. Structure optimale des retards selon le critère BIC

Variable	Retard maximal autorisé	Retard retenu
TFL	1	1
TRSP	1	1
INDEP	1	0
ASSP	1	1
RESR	1	0
INT_TA	1	0
INT_TR	1	0

Source : élaboration de l'auteur par logiciel STATA.

La structure optimale des retards est déterminée sur la base du critère d'information bayésien (BIC), avec retard maximal fixé à 1, étant donné que la taille de notre échantillon est de 25 observations. Les résultats conduisent à retenir une spécification ARDL (1,1,0,1,0,0,0). Ainsi, un retard est retenu pour le taux d'inflation transformé, la transparence et la variable d'assouplissement monétaire. Alors que l'indépendance, le resserrement monétaire et les deux termes d'interaction sont introduits sans retard.

4.2. Test de cointégration aux bornes

Tableau 8. Résultats du Bounds test de cointégration

Statistique	Valeur calculée	Seuil	Borne I(0)	Borne I(1)	Décision
F-statistique	13.874	10%	2.644	4.114	Rejet de H_0
		5%	3.303	5.045	Rejet de H_0
		1%	5.057	7.497	Rejet de H_0
t-statistique	-7.453	10%	-2.508	-3.961	Rejet de H_0
		5%	-2.927	-4.499	Rejet de H_0
		1%	-3.827	-5.665	Rejet de H_0

H_0 : absence de relation de niveau.

Source : élaboration de l'auteur par logiciel STATA.

Les résultats du test de cointégration aux bornes présenté dans le tableau ci-dessus mettent en évidence l'existence d'une relation de long terme entre les variables. La statistique F calculée (13.874) est supérieure à la borne critique supérieure I(1) aux seuils de 10%, 5% et 1%. Ainsi, la statistique t (-7.453) est plus négative que la borne critique I(1) à chacun de ces seuils.

⁹ Pour INDEP, les tests présentent des résultats divergents en niveau, le test ADF indique une racine unitaire tandis que le test PP conclut à la stationnarité au seuil de 5%. Par méfiance l'ordre I(1) est retenu, la stationnarité en première différence est clairement confirmée par les deux tests.

L'hypothèse nulle d'absence de relation de niveau est ainsi rejetée, confirmant l'existence d'une relation de cointégration entre les variables du modèle.

4.3. Estimation des relations de long terme et du modèle à correction d'erreur

Tableau 9. Résultats de l'estimation ARDL sous forme ECM

Composante	Variable	Coefficient	Erreur-type	p-value
Long terme	TRSP	-0.00073	0.00109	0.515
	INDEP	-0.00294	0.00815	0.724
	ASSP	0.00676	0.00698	0.349
	RESR	0.02855*	0.00849	0.005
	INT_TA	-0.00079	0.00182	0.673
	INT_TR	0.00603	0.00275	0.046
Court terme	Δ TRSP	0.00500	0.00182	0.016
	Δ ASSP	-0.00656	0.00404	0.127
Ajustement	ECT(-1)	-0.90857*	0.12191	0.000

Notes : *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05\%$; * $p < 0.10\%$

Source : élaboration de l'auteur par logiciel STATA.

Les résultats présentés dans le tableau 9 ci-dessus démontrent que le coefficient du terme de correction d'erreur ECT_{t-1} est négatif (-0.909) et statistiquement significatif au seuil de 1% ($p < 0.001$). Ce résultat confirme l'existence d'un mécanisme de retour vers l'équilibre de long terme après un déséquilibre de court terme. Plus précisément, environ 90,9% de l'écart par rapport à l'équilibre de long terme est corrigé au cours de la période suivante. Compte tenu de la fréquence annuelle des données, l'ajustement vers l'équilibre apparaît ainsi relativement rapide. À long terme, le coefficient associé à la transparence est négatif (-0,00073), conformément au signe attendu, mais il n'est pas statistiquement significatif ($p=0,515$). Ainsi, toutes choses égales par ailleurs et dans la situation de référence définie par les variables d'orientation monétaire, les résultats ne permettent pas d'établir un effet réducteur statistiquement significatif de la transparence sur l'inflation à long terme. Ainsi, Le coefficient de long terme associé à l'indépendance de la banque centrale est également négatif (-0,00294), ce qui correspond au sens attendu. Toutefois, ce coefficient n'est pas statistiquement significatif ($p=0,724$). Les résultats ne permettent donc pas de mettre en évidence, sur la période étudiée, un effet direct statistiquement significatif de l'indépendance de la banque centrale sur l'inflation. Cependant, les résultats montrent que l'effet de la transparence diffère selon l'orientation de la politique monétaire. En période d'assouplissement, le coefficient du terme d'interaction INT_TA est négatif (-0,00079), mais non significatif ($p=0,673$). Aucun effet différentiel statistiquement significatif de la transparence n'est donc identifié durant les phases d'assouplissement monétaire. En revanche, l'interaction entre la transparence et le resserrement monétaire INT_TR présente un coefficient positif de 0,00603 et est statistiquement significative au seuil de 5 % ($p=0,046$). Ce résultat indique que la relation entre transparence et inflation est significativement modifiée lors des épisodes de resserrement monétaire par rapport à la situation de référence. La variation de la transparence, à court terme, présente un coefficient positif et statistiquement significatif ($\beta=0,00500$, $p=0,016$). Ce résultat suggère qu'une variation de la transparence peut être associée à une augmentation transitoire de l'inflation à court terme. En revanche, la variation de la variable d'assouplissement monétaire présente un coefficient négatif (-0,00656), mais non statistiquement significatif ($p=0,127$). La différence entre l'effet de court terme de la transparence et son coefficient de long terme souligne l'importance de distinguer les réactions immédiates des mécanismes d'équilibre de long terme.

4.4. Tests de diagnostic du modèle ARDL

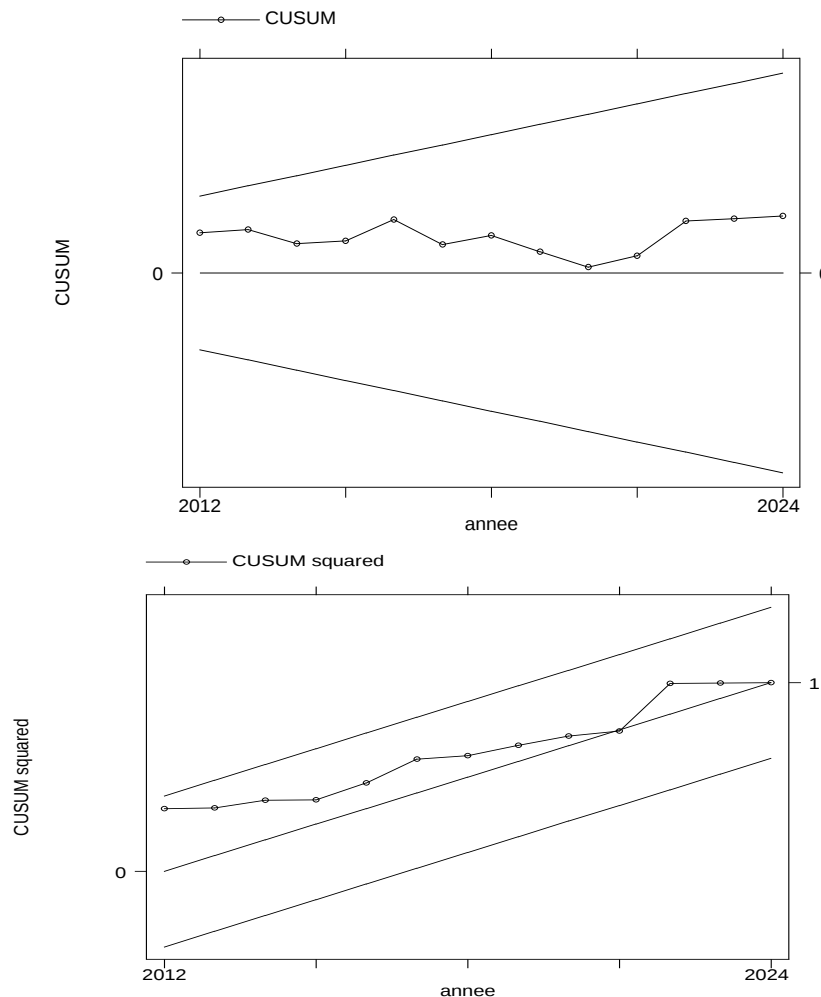
Tableau 10. Tests de diagnostic

Test	Statistique	p-value	Conclusion
Breusch-Godfrey LM	$X^2 = 1.920$	0.1658	Absence d'autocorrélation
Breusch-Pagan/Cook-Weisberg	$X^2 = 0.000$	0.9791	Homoscédasticité
Skewness kurtosis	$X^2 = 0.54$	0.7640	Normalité des résidus
Ramsey RESET	$F = 1.48$	0.2729	Pas d'erreur de spécification détectée

Source : élaboration de l'auteur par logiciel STATA.

Les résultats des tests de diagnostic montrent que le modèle estimé ne présente pas de problème susceptible de remettre en cause la spécification retenue. Le test de Breusch-Godfrey ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation des résidus ($p=0.1658$). De même, le test de Breusch-Pagan/Cook-Weisberg ne permet pas de rejeter l'hypothèse d'homoscédasticité ($p=0.9791$). le test de Skewness/Kurtosis ne rejette pas l'hypothèse de normalité des résidus ($p=0.7640$), tandis que le test RESET de Ramsey ne met pas en évidence d'erreur de spécification ($p=0.2729$). Dans leur ensemble, ces résultats soutiennent l'adéquation statistique du modèle ARDL retenu.

Figure 1. Tests de stabilité CUSUM et CUSUMSQ



Source : Sortie STATA.

Ainsi les statistique CUSUM et CUSUMSQ, présenter dans la figure 1 ci-dessus, reste à l'intérieur des bandes critiques à 95%, ce qui ne met pas en évidence d'instabilité des paramètres sur la période étudiée.

4.5. Discussions

Concernant l'indépendance de la banque centrale, les résultats obtenus présentent un coefficient de long terme négatif ($\beta = -0,00294$) conformément au signe attendu, mais statistiquement non significatif ($p = 0,724$). Ils ne permettent donc pas de confirmer, dans le cas marocain, l'existence d'une relation significative entre une plus grande indépendance de la banque centrale et une inflation plus faible. Ce résultat se distingue notamment de ceux de Cukierman, Webb et Neyapti (1992) pour les économies industrialisées, d'Alesina et Summers (1993), de Lybek (1999), de Crowe et Meade (2008) et de Balls et al. (2018), qui mettent en évidence une association négative entre l'indépendance de la banque centrale et l'inflation. Il rejoint en revanche les résultats de Miron et al. (1997), qui ne mettent pas en évidence de relation entre l'indépendance légale et l'inflation dans leur échantillon de pays en développement. Cette divergence au sein de la littérature montre que la relation entre indépendance et inflation n'apparaît pas systématique et peut dépendre des caractéristiques institutionnelles, de l'échantillon étudié et de la mesure retenue de l'indépendance. Dans le cas de notre travail, la taille réduite de l'échantillon et la faible variabilité temporelle d'un indicateur institutionnel tel que l'indépendance peuvent également contribuer à expliquer l'absence de significativité statistique observée. Concernant la transparence, le coefficient de long terme obtenu est également négatif ($\beta = -0,00073$), mais non statistiquement significatif ($p = 0,515$). Ce résultat ne permet donc pas de confirmer l'existence d'un effet désinflationniste direct de la transparence dans le cas marocain. Il se distingue des résultats de Cecchetti et Krause (2002), qui mettent en évidence une relation négative entre transparence et inflation moyenne, bien que sa significativité dépende notamment de la prise en compte de la crédibilité. Il apparaît en revanche davantage en accord avec Hughes Hallett (2007), qui ne relève pas d'effet de la transparence sur l'inflation moyenne, ainsi qu'avec Crowe et Meade (2007), qui ne mettent pas en évidence de relation significative entre transparence et inflation. Les résultats de Siklos (2003) montrent, pour leur part, que la transparence peut contribuer à réduire les anticipations d'inflation, ce qui suggère que ses effets peuvent également transiter par d'autres mécanismes que son incidence directe sur le niveau observé de l'inflation. Au-delà de cet effet direct, les résultats de la présente étude montrent que la relation entre transparence et inflation varie selon l'orientation de la politique monétaire. L'interaction entre transparence et assouplissement monétaire est négative mais non significative ($\beta = -0,00079$; $p = 0,673$), tandis que l'interaction entre transparence et resserrement monétaire est positive et statistiquement significative au seuil de 5 % ($\beta = 0,00603$; $p = 0,046$). Ces résultats suggèrent ainsi que l'absence d'un effet direct significatif de la transparence ne signifie pas nécessairement que sa relation avec l'inflation soit identique dans toutes les configurations de politique monétaire. Ils mettent plutôt en évidence une variation de cette relation selon l'orientation adoptée par la banque centrale, particulièrement durant les épisodes de resserrement.

5. Conclusion

Au cours des deux dernières décennies, les banques centrales ont manifesté un intérêt accru pour la communication de la politique monétaire. Cela contraste avec les croyances précédentes des banques centrales, où les marchés n'avaient aucune idée de ce à quoi s'attendre, le public ne comprenait jamais pourquoi certaines décisions politiques étaient prises et la banque centrale ne devait d'explication à personne. Cependant, aujourd'hui la transparence de la politique monétaire a gagné en importance, à mesure qu'il est devenu de plus en plus évident que la gestion des attentes fait partie intégrante de la politique monétaire. En effet, la prévisibilité de la politique monétaire permet de gagner en efficacité, en annonçant les préférences de la banque centrale, on peut assurer un ancrage plus efficace des

anticipations du secteur privé concernant l'évolution ultérieure de l'inflation. L'analyse de la littérature a clairement montré que la théorie ne peut fournir une réponse concise à cette question. Certains travaux affirment que la transparence devrait avoir un effet modérateur sur l'inflation. D'autres travaux soutiennent l'inverse, à savoir que la transparence entraîne des taux d'inflation plus élevés. De ce fait, l'objectif de cet article est d'analyser l'effet de la transparence et de l'indépendance de la banque centrale sur l'inflation au Maroc, tout en examinant si l'effet de la transparence varie selon l'orientation de la politique monétaire. Ainsi, une approche autorégressive à retards distribués (ARDL) a été appliquée aux données annuelles couvrant la période 2000-2024. Les résultats du test de cointégration aux bornes confirment l'existence d'une relation de long terme entre les variables du modèle. La statistique FF, égale à 13,874, dépasse la borne critique supérieure $I(1)I(1)$, y compris au seuil de 1 % (7,497), tandis que la statistique tt , égale à -7,453, est plus négative que la borne supérieure correspondante (-5,665). Cette relation de long terme est également confortée par le terme de correction d'erreur, dont le coefficient est négatif et fortement significatif ($ECT = -0,909$; $p < 0,001$). Sa magnitude indique qu'environ 90,9 % du déséquilibre par rapport à l'équilibre de long terme est corrigé au cours de la période suivante. Cependant, les résultats du modèle mettent en évidence des effets différenciés. À long terme, la transparence présente un coefficient négatif ($\beta = -0,00073$; $p = 0,515$), mais statistiquement non significatif. L'hypothèse selon laquelle une plus grande transparence est directement associée à une réduction de l'inflation n'est donc pas empiriquement confirmée. De même, l'indépendance de la banque centrale présente le signe négatif attendu ($\beta = -0,00294$; $p = 0,724$), mais son effet n'est pas statistiquement significatif. Les résultats ne permettent donc pas de confirmer l'existence d'un effet direct de l'indépendance sur l'inflation au cours de la période considérée. Toutefois, l'analyse des interactions apporte une lecture plus nuancée du rôle de la transparence. L'interaction entre transparence et assouplissement monétaire est négative mais non significative ($\beta = -0,00079$; $p = 0,673$), alors que l'interaction entre transparence et resserrement monétaire est positive et significative au seuil de 5 % ($\beta = 0,00603$; $p = 0,046$). Ces résultats suggèrent que la relation entre transparence et inflation n'est pas uniforme et qu'elle se modifie particulièrement durant les phases de resserrement monétaire. L'interprétation de ce résultat doit néanmoins tenir compte du nombre des phases de resserrement observés et de la possibilité que l'intensification de la transparence accompagne elle-même des périodes caractérisées par de fortes tensions inflationnistes. Néanmoins, à court terme, la variation de la transparence présente par ailleurs un coefficient positif et statistiquement significatif ($\beta = 0,00500$, $p = 0,016$), tandis que la variation de l'assouplissement monétaire n'est pas significative ($\beta = -0,00656$, $p = 0,127$). Ces résultats soulignent donc l'exigence de distinguer les réactions de court terme des relations de long terme dans l'analyse des effets de la transparence de la politique monétaire. Ainsi, ces résultats ne permettent pas d'établir de manière systématique l'idée selon laquelle la transparence et l'indépendance exerceraient mécaniquement et uniformément un effet désinflationniste. Dans le cas marocain, l'effet de la transparence semble davantage dépendre du contexte dans lequel la politique monétaire est conduite, notamment de son orientation. De même, les résultats ne permettent pas de conclure qu'un renforcement de l'indépendance de la banque centrale entraînerait, à lui seul, une diminution de l'inflation, le coefficient associé à cette variable est négatif mais statistiquement non significatif ($\beta = -0,00294$, $p = 0,724$). Les tests de diagnostic corroborent par ailleurs la spécification retenue, en effet, aucune autocorrélation ($p = 0,1658$) ni hétéroscédasticité ($p = 0,9791$) n'a été détectée, la normalité des résidus n'est pas rejetée ($p = 0,7640$) et le test RESET ne met pas en évidence d'erreur de spécification ($p = 0,2729$). Ce travail présente néanmoins plusieurs limites qui doivent être prises en considération dans l'interprétation des résultats. Premièrement, l'analyse repose sur un échantillon annuel de taille réduite couvrant la période 2000-2024. Cette dimension réduit la puissance statistique

des estimations et impose une certaine prudence dans la généralisation des résultats. Deuxièmement, l'étude est consacrée exclusivement au cas marocain. Cette approche permet de tenir compte des spécificités institutionnelles de Bank Al-Maghrib mais limite la possibilité de généraliser les résultats à d'autres économies. Toutefois des travaux futurs pourrait approfondir l'analyse en envisageant de l'étendre à un panel de pays présentant des caractéristiques institutionnelles et macroéconomiques comparables au Maroc, à désagréger l'indice de transparence en ses différentes composantes, afin d'identifier les dimensions de la transparence susceptibles d'exercer les effets les plus importants sur la dynamique inflationniste. Et enfin, en ayant recours à des données trimestrielles, permettrait d'augmenter le nombre d'observations et de mieux appréhender la dynamique de court terme.

Références :

- (1). Aizenman, J., Chinn, M. D. & Ito, H. (2008). Assessing the Emerging Global Financial Architecture: Measuring the Trilemma's Configurations over Time. NBER Working Paper No. 14533.
- (2). Aizenman, J., Chinn, M. D. & Ito, H. (2010). The Emerging Global Financial Architecture: Tracing and Evaluating New Patterns of the Trilemma Configuration. *Journal of International Money and Finance*, 29(4), 615–641.
- (3). Aizenman, J., Chinn, M. D. & Ito, H. (2013). The “Impossible Trinity” Hypothesis in an Era of Global Imbalances: Measurement and Testing. *Review of International Economics*, 21(3), 447–458.
- (4). Aizenman, J., Chinn, M. D. & Ito, H. (2020). Financial Spillovers and Macroprudential Policies. *Open Economies Review*, 31(3), 529–563.
- (5). Alesina, A. & Roubini, N. (1992). Political Cycles in OECD Economies. *The Review of Economic Studies*, 59(4), 663–688.
- (6). Alesina, A. & Summers, L. H. (1993). Central Bank Independence and Macroeconomic Performance: Some Comparative Evidence. *Journal of Money, Credit and Banking*, 25(2), 151–162.
- (7). Arnone, M. & Romelli, D. (2013). Dynamic Central Bank Independence Indices and Inflation Rate: A New Empirical Exploration. *Journal of Financial Stability*, 9(3), 385–398.
- (8). Baeriswyl, R. & Cornand, C. (2011). Transparency and Monetary Policy Effectiveness. *Annals of Economics and Statistics/Annales d'Économie et de Statistique*, (103/104), 175–194.
- (9). Balls, E., Howat, J. & Stansbury, A. (2018). Central Bank Independence Revisited: After the Financial Crisis, What Should a Model Central Bank Look Like? M-RCBG Associate Working Paper No. 87, Mossavar-Rahmani Center for Business and Government, Harvard Kennedy School.
- (10). Berger, H., De Haan, J. & Eijffinger, S. C. W. (2001). Central Bank Independence: An Update of Theory and Evidence. *Journal of Economic Surveys*, 15(1), 3–40.
- (11). Blinder, A. S. (1998). Central Banking in Theory and Practice. Cambridge, MA: MIT Press.
- (12). Blinder, A. S., Ehrmann, M., Fratzscher, M., De Haan, J. & Jansen, D. J. (2008). Central Bank Communication and Monetary Policy: A Survey of Theory and Evidence. *Journal of Economic Literature*, 46(4), 910–945.
- (13). Campillo, M. & Miron, J. A. (1997). Why Does Inflation Differ across Countries? In C. D. Romer & D. H. Romer (Eds.), *Reducing Inflation: Motivation and Strategy* (pp. 335–362). Chicago: University of Chicago Press.

- (14). Cecchetti, S. G. & Krause, S. (2002). Central Bank Structure, Policy Efficiency, and Macroeconomic Performance: Exploring Empirical Relationships. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 84(4), 47–60.
- (15). Chortareas, G. E., Stasavage, D. & Sterne, G. (2001). Does It Pay to Be Transparent? International Evidence from Central Bank Forecasts. *Bank of England Working Paper* No. 143.
- (16). Crowe, C. & Meade, E. E. (2007). Central Bank Independence and Transparency: Evolution and Effectiveness. *Department of Economics Working Paper* No. 2007-20, American University.
- (17). Crowe, C. & Meade, E. E. (2008). Central Bank Independence and Transparency: Evolution and Effectiveness. *European Journal of Political Economy*, 24(4), 763–777.
- (18). Cukierman, A. (1992). *Central Bank Strategy, Credibility, and Independence: Theory and Evidence*. Cambridge, MA: MIT Press.
- (19). Cukierman, A. & Meltzer, A. H. (1986). A Theory of Ambiguity, Credibility, and Inflation under Discretion and Asymmetric Information. *Econometrica*, 54(5), 1099–1128.
- (20). Cukierman, A., Webb, S. B. & Neyapti, B. (1992). Measuring the Independence of Central Banks and Its Effect on Policy Outcomes. *The World Bank Economic Review*, 6(3), 353–398.
- (21). De Haan, J., Bodea, C., Hicks, R. & Eijffinger, S. C. W. (2018). Central Bank Independence before and after the Crisis. *Comparative Economic Studies*, 60(2), 183–202.
- (22). Demertzis, M. & Hughes Hallett, A. (2007). Central Bank Transparency in Theory and Practice. *Journal of Macroeconomics*, 29(4), 760–789.
- (23). Dincer, N. N. & Eichengreen, B. (2014). Central Bank Transparency and Independence: Updates and New Measures. *International Journal of Central Banking*, 10(1), 189–259.
- (24). Dincer, N. N., Eichengreen, B. & Geraats, P. M. (2022). Trends in Monetary Policy Transparency: Further Updates. *International Journal of Central Banking*, 18(1), 331–348.
- (25). Dudchenko, V. Y. (2020). Interaction of Central Bank Independence and Transparency: Bibliometric Analysis. *Business Ethics and Leadership*, 4(2), 109–115. [https://doi.org/10.21272/bel.4\(2\).109-115.2020](https://doi.org/10.21272/bel.4(2).109-115.2020)
- (26). Eijffinger, S. C. W. & De Haan, J. (1996). The Political Economy of Central-Bank Independence. *Special Papers in International Economics* No. 19. Princeton, NJ: International Finance Section, Princeton University.
- (27). Eijffinger, S. C. W. & Hoeberichts, M. M. (2000). Central Bank Accountability and Transparency: Theory and Some Evidence. *Deutsche Bundesbank Discussion Paper* No. 6/00. Frankfurt am Main: Deutsche Bundesbank.
- (28). Fischer, S. (1995). Central-Bank Independence Revisited. *American Economic Review*, 85(2), 201–206.
- (29). Friedman, M. (1962). Should There Be an Independent Monetary Authority? In L. B. Yeager (Ed.), *In Search of a Monetary Constitution* (pp. 219–243). Cambridge, MA: Harvard University Press.
- (30). Fry, M., Julius, D., Mahadeva, L., Roger, S. & Sterne, G. (2000). Key Issues in the Choice of Monetary Policy Framework. In L. Mahadeva & G. Sterne (Eds.), *Monetary Policy Frameworks in a Global Context*. London: Routledge.
- (31). Geraats, P. M. (2002). Central Bank Transparency. *The Economic Journal*, 112(483), F532–F565.

- (32). Hughes Hallett, A. & Libich, J. (2006). Central Bank Independence, Accountability and Transparency: Complements or Strategic Substitutes? CEPR Discussion Paper No. 5470.
- (33). Fouad, J. M., Fayed, M. E., & Emam, H. A. (2019). A new insight into the measurement of central bank independence. *Journal of Central Banking Theory and Practice*, 8(1), 67–96. <https://doi.org/10.2478/jcbtp-2019-0004>
- (34). Lucas, R. E., Jr. (1976). Econometric Policy Evaluation: A Critique. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1, 19–46.
- (35). Lybek, T. (1999). Central Bank Autonomy, and Inflation and Output Performance in the Baltic States, Russia, and Other Countries of the Former Soviet Union, 1995–1997. IMF Working Paper No. 99/4. Washington, DC: International Monetary Fund.
- (36). Dall’Orto Mas, R., Vonessen, B., Fehlker, C., & Arnold, K. (2020). *The case for central bank independence: A review of key issues in the international debate* (ECB Occasional Paper No. 248). European Central Bank. <https://doi.org/10.2866/908675>.
- (37). Masciandaro, D. & Passarelli, F. (2020). Populism, Political Pressure and Central Bank (In)dependence. *Open Economies Review*, 31(3), 691–705.
- (38). Minegishi, M. & Cournède, B. (2009). The Role of Transparency in the Conduct of Monetary Policy. OECD Economics Department Working Papers No. 724. Paris: OECD Publishing.
- (39). Nordhaus, W. D. (1975). The Political Business Cycle. *The Review of Economic Studies*, 42(2), 169–190.
- (40). Papadamou, S., Sidiropoulos, M. & Spyromitros, E. (2014). Determinants of Central Bank Credibility and Macroeconomic Performance: Evidence from Eastern European and Latin American Countries. *Eastern European Economics*, 52(4), 5-31. <https://doi.org/10.2753/EEE0012-8775520401>.
- (41). Pastén, E., Schoenle, R. & Weber, M. (2018). The Propagation of Monetary Policy Shocks in a Heterogeneous Production Economy. NBER Working Paper No. 25303.
- (42). Persson, T. & Tabellini, G. (1993). Designing Institutions for Monetary Stability. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 39, 53–84.
- (43). Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326.
- (44). Rogoff, K. (1985). The Optimal Degree of Commitment to an Intermediate Monetary Target. *The Quarterly Journal of Economics*, 100(4), 1169–1189.
- (45). Sargent, T. J. & Wallace, N. (1975). “Rational” Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule. *Journal of Political Economy*, 83(2), 241–254.
- (46). Sargent, T. J. & Wallace, N. (1976). Rational Expectations and the Theory of Economic Policy. *Journal of Monetary Economics*, 2(2), 169–183.
- (47). Sibert, A. (2002). Monetary Policy with Uncertain Central Bank Preferences. *European Economic Review*, 46(6), 1093–1109.
- (48). Siklos, P. L. (2003). Assessing the Impact of Changes in Transparency and Accountability at the Bank of Canada. *Canadian Public Policy/Analyse de Politiques*, 29(3), 279–299.
- (49). Stiglitz, J. E. (1998). Central Banking in a Democratic Society. *De Economist*, 146(2), 199–226.
- (50). Videau, Y. (2011). L’indépendance des banques centrales renforce-t-elle l’efficacité des politiques économiques ? CREG – Centre de Ressources en Économie-Gestion, Académie de Versailles.
- (51). Walsh, C. E. (1995). Optimal Contracts for Central Bankers. *American Economic Review*, 85(1), 150–167.

- (52). Westelius, N. J. (2005). Discretionary Monetary Policy and Inflation Persistence. Journal of Monetary Economics, 52(2), 477–496.

Annexes

Annexe 1: Les quinze questions de Eijffinger et Geraats (2006) pour calculer l'indice de transparence des banques centrales.

Dimension de la transparence	Les questions	
La transparence politique	A	Y a-t-il eu une annonce formelle du ou des objectif(s) de la politique monétaire, avec une priorisation explicite en cas d'objectifs multiples ?
	B	Y a-t-il eu une quantification de l'objectif principal/des objectifs principaux ?
	C	Y a-t-il des contrats explicites ou des dispositifs institutionnels similaires entre les autorités monétaires et le gouvernement ?
La transparence économique	D	Les données économiques fondamentales (la masse monétaire, l'inflation, le PIB, le taux de chômage, l'utilisation des capacités) sur lesquelles repose la conduite de la politique monétaire sont-elles mises à disposition du public ?
	E	La banque centrale informe-t-elle le public sur les modèles macroéconomiques qu'elle utilise pour analyser la politique à mettre en œuvre ?
	F	La banque centrale publie-t-elle régulièrement ses propres prévisions économiques ?
La transparence procédurale	G	La banque centrale annonce-t-elle clairement les règles de sa politique ou la stratégie qui forme le cadre de sa politique monétaire ?
	H	La banque centrale rend-elle compte de manière détaillée des délibérations qui ont conduit à la formulation de sa politique monétaire (ou fournit-elle des explications par l'intermédiaire d'un représentant unique, le cas échéant) dans un délai raisonnable ?
	I	La banque centrale révèle-t-elle comment elle est parvenue à chacune des décisions concernant son objectif opérationnel principal ou sa cible principale ?
La transparence de la politique monétaire	J	Les décisions concernant les ajustements à l'objectif opérationnel (cible) principal sont-elles annoncées dans un délai bref ?
	K	La banque centrale assortit-elle l'annonce de ses décisions de politique d'une explication ?
	L	La banque centrale informe-t-elle le public sur ses préférences à l'issue de chaque réunion de prise de décision, ou lui donne-t-elle une indication sur les actions probables qui seront entreprises (au moins tous les trimestres) ?
Transparence opérationnelle	M	La banque centrale évalue-t-elle régulièrement et dans quelle mesure les principales cibles opérationnelles de sa politique ont été atteintes ?
	N	La banque centrale fournit-elle régulièrement des informations sur les turbulences macroéconomiques (non anticipées) qui affectent la mise en œuvre de la politique ?
	O	La banque centrale fournit-elle une évaluation des résultats de sa politique au regard de ses objectifs macroéconomiques ?

Source : Eijffinger et Geraats (2006).

Annexe 2 : Statistiques descriptives des variables.

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
TFL	25	.0180344	.0149993	.002991	.0628
TRSP	25	9.58	2.215852	5	13
INDEP	25	.239892	.2260928	0	.667
ASSP	25	.32	.4760952	0	1
RESR	25	.12	.3316625	0	1
INT_TA	25	.0744	1.141323	-2.58	3.42
INT_TR	25	.2704	.9480528	-.08	3.42

Source : Capture d'écran des résultats de logiciel STATA

Annexe 3 : Matrice de corrélation.

	TFL	TRSP_c	INDEP_c	ASSP	RESR	INT_TA	INT_TR
TFL	1.0000						
TRSP_c	0.3219 0.1165	1.0000					
INDEP_c	-0.2858 0.1660	-0.3863 0.0564	1.0000				
ASSP	-0.3019 0.1424	0.0735 0.7271	-0.0979 0.6416	1.0000			
RESR	0.8532 0.0000	0.3833 0.0586	-0.2149 0.3024	-0.2533 0.2218	1.0000		
INT_TA	-0.1355 0.5184	0.5174 0.0081	-0.1742 0.4049	0.0970 0.6447	-0.0246 0.9072	1.0000	
INT_TR	0.8398 0.0000	0.4641 0.0194	-0.3204 0.1184	-0.1997 0.3386	0.7883 0.0000	-0.0194 0.9268	1.0000

Source : Capture d'écran des résultats de logiciel STATA

Annexe 4 : Test de multicollinéarité.

Variable	VIF	1/VIF
INT_TR	3.12	0.320741
RESR	2.74	0.365543
TRSP_c	2.12	0.470821
INT_TA	1.55	0.644182
INDEP_c	1.24	0.808604
ASSP	1.13	0.885419
Mean VIF	1.98	

Source : Capture d'écran des résultats de logiciel STATA

Annexe 5 : Test de stationnarité

. dfuller TFL, lags(1)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 23

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-3.327	-3.750	-3.000	-2.630

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0137

. dfuller TRSP, lags(1)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 23

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-0.594	-3.750	-3.000	-2.630

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.8724

. dfuller INDEP, lags(1)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 23

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-1.606	-3.750	-3.000	-2.630

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.4804

. dfuller D.TRSP, lags(1)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 22

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-3.200	-3.750	-3.000	-2.630

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0200

. dfuller D.INDEP, lags(1)

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 22

	Test Statistic	Interpolated Dickey-Fuller		
		1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-4.786	-3.750	-3.000	-2.630

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0001

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

www.ijafame.org

Annexe 6 : Sélection de la structure optimale des retards

ARDL(1,1,0,1,0,0,0) regression

Sample: 2001 - 2024
 Number of obs = 24
 F(9, 14) = 12.64
 Prob > F = 0.0000
 R-squared = 0.8904
 Adj R-squared = 0.8200
 Root MSE = 0.0065
 Log likelihood = 93.274655

TFL	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
TFL						
L1.	.0914347	.1219087	0.75	0.466	-.1700335	.3529029
TRSP_C						
--.	.0043415	.0018991	2.29	0.038	.0002683	.0084148
L1.	-.0050025	.0018163	-2.75	0.016	-.0088981	-.0011069
INDEP_C						
--.	-.0026728	.0073644	-0.36	0.722	-.0184679	.0131224
ASSP						
--.	-.0004111	.0033721	-0.12	0.905	-.0076435	.0068212
L1.	.0065552	.0040406	1.62	0.127	-.0021109	.0152213
RESR	.0259415	.0069148	3.75	0.002	.0111108	.0407721
INT_TA	-.000714	.0016274	-0.44	0.668	-.0042043	.0027763
INT_TR	.0054791	.0026703	2.05	0.059	-.0002481	.0112062
_cons	.00858	.0037094	2.31	0.036	.0006242	.0165358

Source : Capture d'écran des résultats de logiciel STATA

Annexe 7 : Test de cointégration aux bornes

Pesaran, Shin, and Smith (2001) bounds test

H0: no level relationship
 Case 3
 F = 13.874
 t = -7.453

Finite sample (6 variables, 24 observations, 2 short-run coefficients)

Kripfganz and Schneider (2020) critical values and approximate p-values

	10%		5%		1%		p-value	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
F	2.644	4.114	3.303	5.045	5.057	7.497	0.000	0.000
t	-2.508	-3.961	-2.927	-4.499	-3.827	-5.665	0.000	0.001

do not reject H0 if
 either F or t are closer to zero than critical values for I(0) variables
 (if either p-value > desired level for I(0) variables)
 reject H0 if
 both F and t are more extreme than critical values for I(1) variables
 (if both p-values < desired level for I(1) variables)

decision: no rejection (.a), inconclusive (.), or rejection (.r) at levels:

	10%	5%	1%
decision	.r	.r	.r

Source : Capture d'écran des résultats de logiciel STATA

Annexe 8 : Estimation ARDL sous forme ECM

ARDL(1,1,0,1,0,0,0) regression

Sample: 2001 - 2024
Number of obs = 24
R-squared = 0.9258
Adj R-squared = 0.8781
Log likelihood = 93.274655
Root MSE = 0.0065

	D.TFL	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
ADJ	TFL L1.	-.9085653	.1219087	-7.45	0.000	-1.170034 - .6470972
LR	TRSP_c	-.0007275	.0010879	-0.67	0.515	-.0030609 .0016059
	INDEP_c	-.0029417	.0081493	-0.36	0.724	-.0204201 .0145367
	ASSP	.0067624	.0069826	0.97	0.349	-.0082137 .0217385
	RESR	.0285521	.0084898	3.36	0.005	.0103433 .0467609
	INT_TA	-.0007859	.0018217	-0.43	0.673	-.0046931 .0031213
	INT_TR	.0060305	.0027493	2.19	0.046	.0001339 .0119271
SR	TRSP_c D1.	.0050025	.0018163	2.75	0.016	.0011069 .0088981
	ASSP D1.	-.0065552	.0040406	-1.62	0.127	-.0152213 .0021109
	_cons	.00858	.0037094	2.31	0.036	.0006242 .0165358

Source : Capture d'écran des résultats de logiciel STATA

Annexe 9: Tests de diagnostic

Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	1.920	1	0.1658

H0: no serial correlation

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

H0: Constant variance

Variables: fitted values of D.TFL

chi2(1) = 0.00

Prob > chi2 = 0.9791

Skewness/Kurtosis tests for Normality

Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj joint chi2(2)	Prob>chi2
resid	24	0.4810	0.8874	0.54	0.7640

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of D.TFL

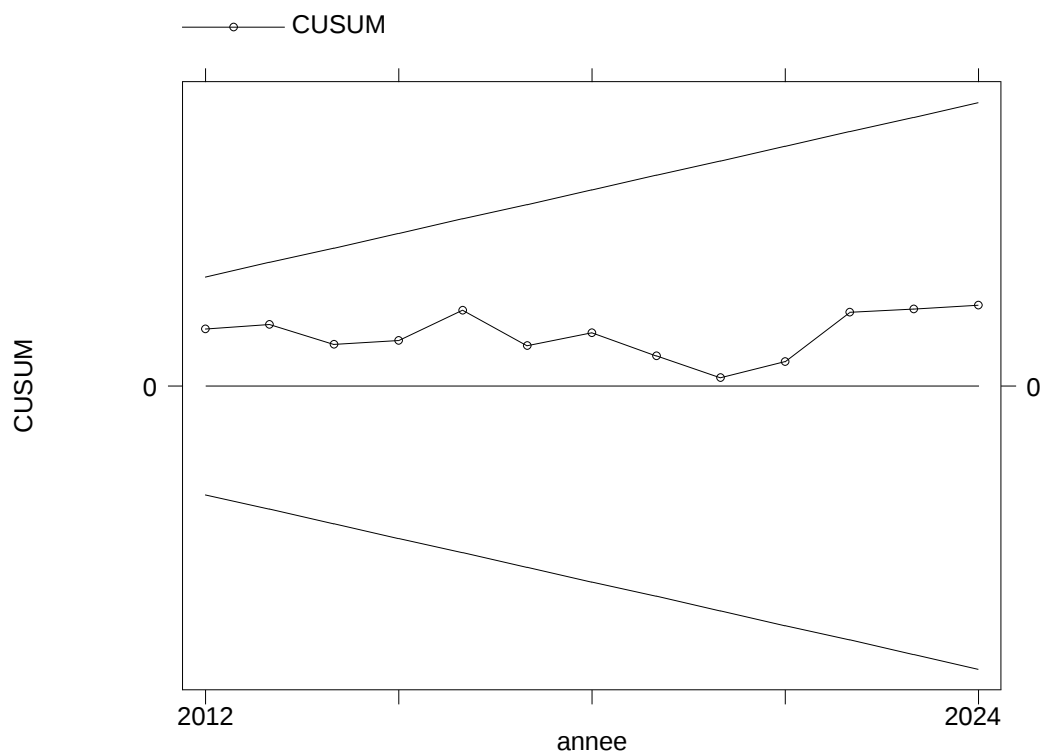
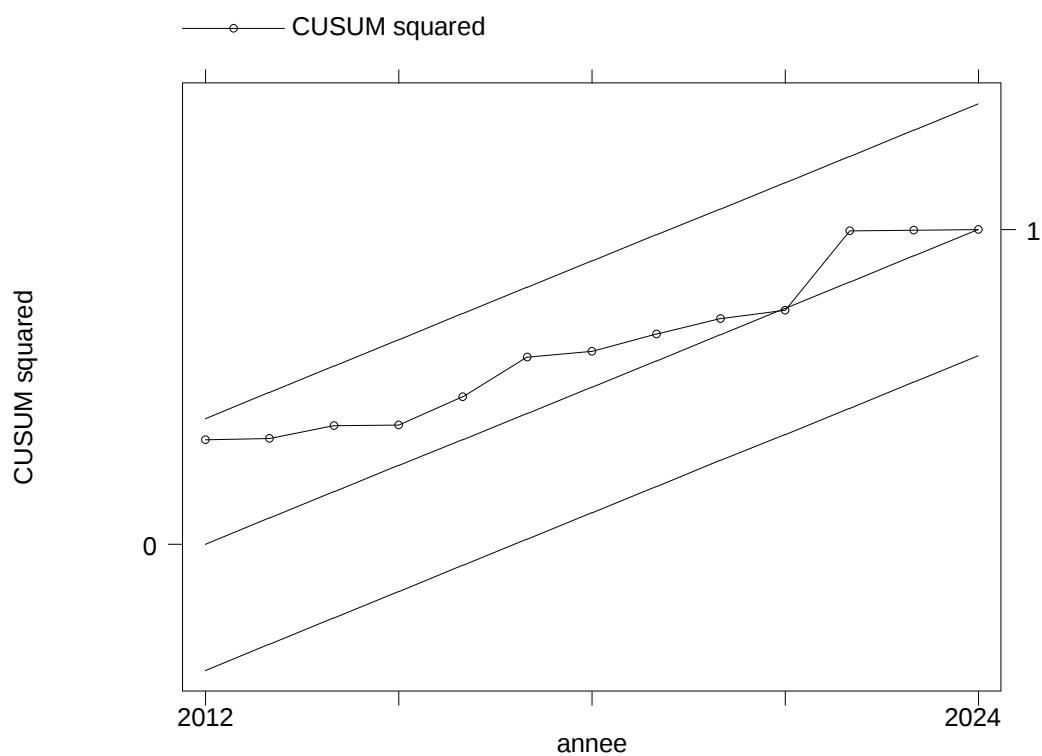
H0: model has no omitted variables

F(3, 11) = 1.48

Prob > F = 0.2729

Source : Capture d'écran des résultats de logiciel STATA.

Annexe 10 : Test de stabilité du Modèle



Source : Capture d'écran des résultats de logiciel STATA.