

Entre dépendance et indépendance : la Banque centrale de Madagascar face au défi de la maîtrise de l'inflation

Between dependence and independence: The Central Bank of Madagascar confronting the challenge of inflation control

RAKOTOZAFY Hasimbola Anita

Enseignant chercheur

Mention Économie, Facultés DEGS et EGS

Universités de Toliara et d'Antananarivo – Madagascar

Ecole Doctorale Sciences Humaines et Sociales de l'Université d'Antananarivo

<https://orcid.org/0009-0008-1917-3389>

Date de soumission : 30/10/2025

Date d'acceptation : 06/12/2025

Pour citer cet article :

Rakotozafy. H. A. (2025). « Entre dépendance et indépendance : la Banque centrale de Madagascar face au défi de la maîtrise de l'inflation », Revue Française d'Économie et de Gestion « Volume 6 : Numéro 10 » pp : 501-530.

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons

Attribution License 4.0 International License



Résumé

Cette recherche analyse le lien entre l'autonomie relative de la Banque centrale de Madagascar (BCM) et la dynamique de l'inflation sur la période 1962-2024, en mobilisant différentes théories (Sargent & Wallace, 1981...) et une approche économétrique fondée sur le modèle ARDL. Sous fixité (1962-1993), l'inflation apparaît davantage liée aux variations de la masse monétaire M2 qu'à la dépendance de la BCM, selon deux logiques contrastées : relance contrôlée et rigueur désordonnée. En revanche, sous flottement généralisé (1994-2024), les tests ne révèlent de relation robuste entre l'inflation et la dépendance de la BCM, ce qui suggère que les chocs externes ainsi que les rigidités structurelles dominent la dynamique des prix. Ces résultats montrent que l'indépendance formelle de la BCM ne suffit pas à garantir la stabilité des prix sans gouvernance opérationnelle crédible et coordination budgétaire-monétaire. Les limites tiennent à l'absence d'intégration de certains déterminants structurels et à la faiblesse des canaux financiers. Les réformes monétaires récentes (ajustement des taux directeurs, modernisation des instruments) ouvrent des perspectives, mais leur efficacité dépendra d'une gouvernance économique intégrée et résiliente.

Mots clés : Indépendance ; BCM ; inflation ; politique monétaire ; Banques centrales.

Abstract

This research analyzes the relationship between the relative autonomy of the Central Bank of Madagascar (BCM) and inflation dynamics over the period 1962-2024, drawing on various theories (Sargent & Wallace, 1981...) and an econometric approach based on the ARDL model. Under fixed exchange rate arrangements (1962-1993), inflation appears to be more closely linked to changes in the M2 money supply than to the dependence of the BCM, following two contrasting logics: controlled stimulus and disorderly restraint. In contrast, under generalized floating (1994-2024), the tests do not reveal any robust relationship between inflation and BCM dependence, suggesting that external shocks and structural rigidities dominate price dynamics. These results show that the formal independence of the BCM is not sufficient to ensure price stability without credible operational governance and fiscal-monetary coordination. The limitations lie in the absence of certain structural determinants and in the weakness of financial channels. Recent monetary reforms (policy rate adjustments, modernization of instruments) open new perspectives, but their effectiveness will depend on integrated and resilient economic governance.

Keywords : Independence ; CBM ; inflation ; monetary policy ; central Banks.

Introduction

Parler de l'indépendance d'une Banque centrale revient à évoquer l'autonomie de sa politique monétaire vis-à-vis de l'État. Cette quête d'indépendance a donné lieu, dans les années 1980 et 1990, à un vaste mouvement mondial en faveur de cette cause, notamment dans les pays développés. De nombreux économistes ont démontré que l'indépendance constitue le meilleur arrangement institutionnel pour lutter efficacement contre l'inflation. Cette période coïncide avec un changement majeur de régime de change : le passage au flottement généralisé des monnaies, consécutif à la fin de la convertibilité du dollar en or annoncée par Richard Nixon – événement connu sous le nom de « *Nixon Shock* ». Ce tournant fut perçu comme une réponse à l'inflation galopante provoquée par les chocs pétroliers de 1973-1974 et 1979, le système de change fixe n'offrant plus de stabilité durable des prix.

Cependant, l'idée d'une Banque centrale indépendante remonte aux années 1920, dans un contexte de crise économique et d'instabilité monétaire post-Première Guerre mondiale. Cette avancée fut interrompue par la Grande Dépression des années 1930 et les exigences de financement de la Seconde Guerre mondiale, entraînant un retour du contrôle gouvernemental sur les politiques monétaires jusqu'aux années 1980. Ce regain d'indépendance fut à nouveau remis en cause en 2008, lors de la crise financière internationale. Les Banques centrales furent critiquées pour leur incapacité à anticiper les risques, l'absence de mandat clair en matière de stabilité financière, et l'élargissement de leurs missions. Le financement des dettes souveraines, le sauvetage des banques commerciales et leur proximité avec les marchés ont ravivé les débats sur les limites réelles de leur autonomie.

Madagascar illustre les défis propres aux pays en développement. La Banque centrale de Madagascar (BCM) reste partiellement subordonnée au pouvoir gouvernemental dans la définition et la mise en œuvre de sa politique monétaire, ce qui peut compromettre son objectif de stabilité des prix. Selon le FMI, « l'indépendance est un ingrédient essentiel pour remporter la bataille contre l'inflation et stabiliser la croissance à long terme (...) » (Georgieva, 2024). Cette conviction repose sur plusieurs études, dont une menée par le FMI entre 2007 et 2021 sur plusieurs dizaines de pays, et une autre couvrant dix-sept Banques centrales d'Amérique latine sur un siècle. Lorsque les autorités monétaires et les gouvernements exercent leurs rôles distincts sans interférence, l'inflation tend à être mieux maîtrisée. L'indépendance renforce la crédibilité de la politique monétaire, améliore les résultats en matière de croissance et d'emploi, et réduit les risques pesant sur la stabilité

financière. Ce défi, que le FMI accompagne, est particulièrement crucial pour Madagascar, où le recours au seigneurage pour financer le déficit budgétaire reste fréquent (Ghrissi, 2009).

Notre recherche vise à répondre à la question suivante : *quelle est la relation entre l'autonomie relative de la Banque Centrale de Madagascar et la dynamique de l'inflation, ainsi que ses implications sur l'efficacité de la politique monétaire ?* L'objectif principal est d'analyser cette influence afin de déterminer son effet sur la stabilité des prix. Ainsi, nous cherchons à mesurer la corrélation empirique entre le degré d'indépendance de la BCM et l'évolution de l'inflation malgache, en mobilisant des données empiriques. Nous identifions également les canaux de transmission par lesquels cette autonomie partielle agit sur la stabilité des prix : financement bancaire du déficit public, politique monétaire, ouverture extérieure. Ces éléments permettront de formuler des recommandations institutionnelles et politiques pour renforcer l'efficacité de la BCM dans la lutte contre l'inflation.

Une revue de littérature approfondie est menée sur l'indépendance des Banques centrales, qui s'est imposée dans de nombreux pays avancés et émergents depuis les années 1980 pour garantir l'efficacité des politiques monétaires et la stabilité des prix (Cukierman, 2008). Nous souhaitons vérifier cette dynamique pour Madagascar, en supposant que l'autonomie relative de la BCM limite faiblement la dynamique inflationniste, en raison de la forte dépendance du financement budgétaire vis-à-vis des avances de la Banque centrale. Nos hypothèses secondaires incluent, d'abord, la rigidité de l'offre réelle dans les secteurs agricole et énergétique, qui favorise une inflation importée perturbant l'objectif de maîtrise des prix. Nous supposons encore que les réformes juridiques du statut de la BCM ont renforcé son autonomie formelle sans garantir une indépendance opérationnelle effective, en raison de l'ingérence politique et de la faiblesse des contre-pouvoirs institutionnels.

Pour tester ces hypothèses, nous mobilisons un modèle économétrique qui explore la relation entre l'inflation et la dépendance de la BCM, en intégrant des variables de contrôle telles que la masse monétaire (M2) et le solde commercial, sur la période 1962-2024 ($n = 63$). L'analyse distingue deux régimes de change : de 1962 à 1993 sous fixité et de 1994 à 2024 sous flottement généralisé. Les relations entre ces séries temporelles sont examinées à l'aide du logiciel *EViews 12 Student Lite* pour détecter les liens de long terme entre dépendance et inflation. La recherche s'articule autour de trois axes : les trajectoires historiques de l'indépendance des Banques centrales dans le monde et à Madagascar ; une revue de littérature approfondie depuis les années 1980 ; et une méthodologie empirique suivie des analyses des résultats, discussions, recommandations et conclusion.

1. Histoire de l'indépendance des Banques centrales

1.1. Parcours dans le monde

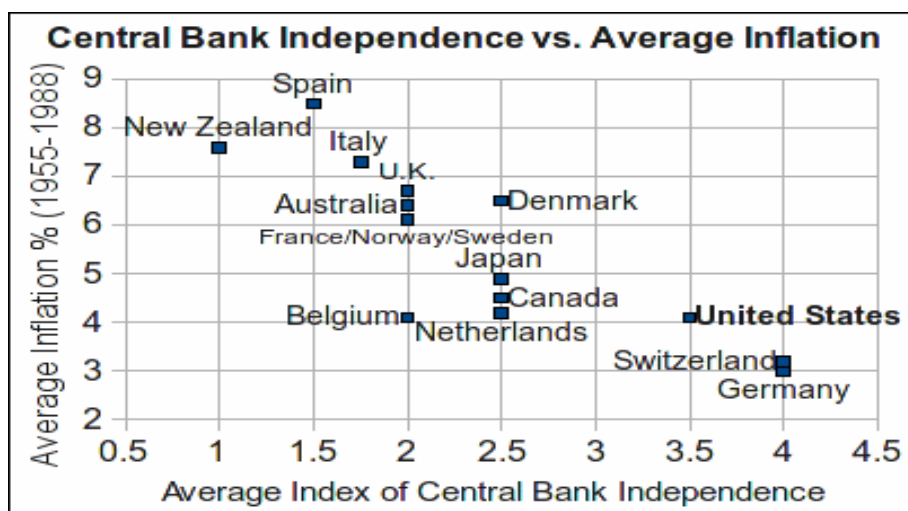
L'histoire de l'indépendance des Banques centrales remonte à près d'un siècle. Après plus de trois siècles de dépendance gouvernementale¹ – depuis la création des premières grandes autorités monétaires au XVII^e siècle, telles que la Banque d'Amsterdam (1609), la Banque de Suède (1656) et la Banque d'Angleterre (1694) – l'idée d'une autonomie monétaire émergea dans les années 1920 comme une révolution institutionnelle. Trois facteurs majeurs expliquent cette évolution : d'abord, les séquelles économiques et l'instabilité monétaire provoquées par la Première Guerre mondiale ; ensuite, la Conférence financière de Bruxelles (1920), qui reconnaît la nécessité d'une indépendance des autorités monétaires pour assurer la stabilité financière mondiale ; enfin, malgré les encouragements de la Société des Nations, cette dynamique fut de courte durée. Comme le souligne Plessis (2010), « l'idée communément reçue d'une pleine indépendance de la Banque centrale au XIX^e siècle relève plus du mythe que de la vérité historique ».

Après la Seconde Guerre mondiale, les Banques centrales redeviennent fortement dépendantes des gouvernements. En 1951, la *Fed* (*Federal Reserve*) est contrainte d'aligner sa politique monétaire sur celle du Trésor américain. Dans les années 1970, l'hyperinflation consécutive aux deux chocs pétroliers et à l'effondrement du système de Bretton Woods (1971) pousse de nombreux États à financer leurs déficits par création monétaire, entraînant une inflation élevée. Cette soumission des Banques centrales aux politiques étatiques débouche sur une double impasse : stagnation économique et inflation persistante – la stagflation – qui discrédite la gestion monétaire étatisée.

Face à ce constat, un mouvement global en faveur de l'indépendance des Banques centrales s'impose dans les années 1980 et 1990. Un consensus émerge parmi économistes et décideurs : une Banque centrale autonome constitue le meilleur levier pour ancrer les anticipations d'inflation et garantir la stabilité des prix. Ce principe est renforcé par l'exemple de la Bundesbank allemande (fondée en 1957), qui parvient à maintenir une inflation faible autour de 3% grâce à une politique rigoureuse, tandis que ses voisins européens – France, Italie, Royaume-Uni – enregistrent des taux proches de 10%. La Deutsche mark devient alors le symbole d'une monnaie forte, stable et crédible.

¹ On parle de trois siècles d'indépendance gouvernementale, car les premières grandes Banques centrales avaient été créées pour financer les dettes des États et les besoins des gouvernements. En outre, elles étaient largement subordonnées aux politiques gouvernementales.

Figure N°1 : Indépendance des Banques centrales et inflation (1955-1988)



Source: Alesina & Summers (1993). *Central Bank Independence vs Average Inflation*. In

commons.wikimedia.org

C'est ce modèle allemand qui a d'ailleurs inspiré la création de la Banque centrale européenne (BCE) en 1998 – conçue avec un haut degré d'indépendance par rapport aux gouvernements de la zone euro symbolisant ainsi son apogée. Alesina (1988) a déjà suggéré qu'il existe une relation forte et négative entre indépendance de la Banque centrale et taux d'inflation.

Cette quête d'indépendance n'a pas duré dans le temps, car elle a été remise en question par les grandes Banques centrales, mais aussi celles des pays émergents au lendemain de l'éclatement de la crise financière internationale de 2008 sous prétexte d'un manque de sensibilisation aux risques de stabilité financière (tout en se concentrant trop sur la stabilité des prix). D'où, les missions des Banques centrales se sont élargies sur cette stabilisation de la finance internationale, les sauvetages bancaires et les réponses aux crises économiques. L'ensemble de ces mutations conjuguées au changement climatique et à l'inflation persistante causée par les déstabilisations mondiales récentes (crise sanitaire, guerre en Ukraine, conflit israélo-palestinien, taxes Trump) fait que le débat autour de ce sujet centenaire est de nouveau ouvert sur deux points clés : (i) le véritable sens de l'indépendance et (ii) la responsabilité démocratique (Fernández-Albertos, 2015). Autrement dit, de nouvelles questions se posent : celles d'intégrer dans les objectifs des Banques centrales des missions de politiques climatiques...

1.2. Parcours malgache

La Banque centrale de Madagascar n'acquiert le statut d'indépendance que dans les années 1990 suite à une réforme statutaire (loi n°94-004 du 10 juin 1994). Or, malgré tout, on sait que la BCM occupe une position particulière : elle n'est ni totalement indépendante ni

entièrement dépendante du gouvernement malgache. Cette indépendance relative lui confère une certaine capacité à influencer la masse monétaire et les taux d'intérêt ; mais la pression des besoins budgétaires et des contraintes extérieures limite sa marge de manœuvre.

Historiquement, l'autorité monétaire malgache n'a été créée qu'en 1973. Durant la période coloniale et post-coloniale, plus précisément en 1925, il y avait eu création de la Banque de Madagascar (BDM) c'est-à-dire la première banque d'émission de la grande île chargée d'émettre de la monnaie spécifique aux colons français. En 1950, après la création du territoire des Comores, la Banque de Madagascar et des Comores (BMDC) a été fondée pour étendre ses opérations dans les deux territoires en émettant du Franc CFA des deux pays. L'Institut d'émission malgache (IEM) a été créée en 1962, car elle a séparé sa monnaie de celle des Comores tout en gérant le nouveau FMG de 1963.

Il a fallu attendre plus d'une décennie après cette date, soit en 1973, pour que la Banque centrale de la République de Madagascar (BCRM) voit le jour (ordonnance n°73-025 du 12 juin 1973). D'où, Madagascar a quitté la zone Franc CFA tout en établissant sa propre Banque centrale pour émettre une monnaie non convertible. L'autorité monétaire malgache a acquis son indépendance en matière de politique monétaire, vingt ans après cela, grâce à une réforme statutaire (loi n°94-004 du 10 juin 1994). D'où, elle a mis en place un Marché interbancaire des devises (MID). En 2005, la BCM a émis une nouvelle monnaie : l'Ariary pour remplacer la FMG. L'indépendance de la BCM a été renforcée en 2016 (loi n°2016-004 du 29 juillet 2016 ; complétée par la loi n°2016-057 du 02 février 2017) d'une façon institutionnelle, opérationnelle et financière ; afin d'assurer la stabilité interne et externe de la monnaie nationale.

Cependant, cette autonomie reste partielle. La maîtrise de l'inflation dépend non seulement de la quantité de monnaie créée, mais surtout de l'indépendance réelle de la Banque centrale. Celle-ci est influencée par plusieurs facteurs : les statuts légaux de cette institution, les modalités de nomination du gouverneur, l'endettement de l'Etat, la proximité idéologique du gouverneur avec le gouvernement, le contexte politique, sa culture organisationnelle...

Tableau N°1 : Preuves de l'autonomie relative de la Banque Centrale de Madagascar

Éléments	Faits essentiels	Interprétations	Sources*
Statut légal	Autonomie financière, opérationnelle et de gestion.	Indépendance reconnue par la loi.	Loi n°2016-004, art. 1
Objectif	Stabilité monétaire, soutien à la politique économique du gouvernement.	Autonomie limitée par obligation de soutien.	Loi n°2016-004, art. 5
Nomination du Gouverneur	Par décret en Conseil des ministres, mandat 5 ans.	Lien politique direct : autonomie partielle.	Loi n°2016-004, art. 52
Capital	111 milliards Ariary, 100% détenu par l'État.	Dépendance financière à l'État.	Loi n°2016-004, art. 4
Recapitalisation	En cas de pertes, obligation de recapitalisation par l'État.	Autonomie financière relative.	Loi n°2016-004, art. 4
Relations avec le Trésor	La BCM agit comme banquier de l'État.	Dépendance opérationnelle partielle.	Loi n°2016-057, art. modif.
Politique monétaire	Comité de politique monétaire indépendant pour les instruments.	Autonomie technique réelle.	Loi n°2016-004, art. 33-36
Évaluation FMI/BM	FMI (2022-2025) : autonomie améliorée, mais encore incomplète.	Autonomie relative confirmée.	FMI, Art. IV 2023 ; BM 2023

Source : Analyses auteur, 2025.

* Loi n°2016-004 du 29 juillet 2016, statuts de la Banque Centrale de Madagascar (exposé des motifs, articles sur autonomie financière, opérationnelle, gestion du personnel). In assemblee-nationale.mg.

Loi n°2016-057 du 2 février 2017 (complétant certaines dispositions de la loi 2016-004, notamment sur le rôle de banquier de l'État et attributions du Comité exécutif). In assemblee-nationale.mg.

Ministère de l'Économie et des Finances – mention du mandat du Gouverneur : 5 ans renouvelable une fois selon la loi n°2016-004. In mfb.gov.mg.

Rapport du FMI – « *Republic of Madagascar : Staff Report for the 2024 Article IV Consultation* » (notant les défis de gouvernance et les marges de renforcement de l'indépendance de la BCM). In imf.org.

Ainsi, la BCM dispose d'une autonomie institutionnelle et opérationnelle limitée, encadrée étroitement par le gouvernement. Bien qu'elle ait le pouvoir de conduire la politique monétaire et de réguler le secteur financier, ses décisions restent influencées par les orientations de l'État, notamment via la nomination présidentielle de ses dirigeants et la coordination budgétaire imposée par le ministère des finances. En somme, cette autorité monétaire incarne une indépendance partielle, caractéristique d'un modèle hybride entre autonomie technique et dépendance politique.

2. Revue de littérature théorique

2.1. Fondements théoriques fragiles de l'indépendance

Les trajectoires historiques montrent que le mouvement mondial vers l'indépendance des Banques centrales s'est affirmé dans les années 1980 et 1990. Cependant, cette indépendance repose sur des fondements fragiles, ce qui explique qu'elle soit aujourd'hui remise en cause. Blot (2018) identifie trois grandes sources de fragilité : la définition d'une politique monétaire optimale, les interactions entre politiques monétaire et budgétaire et la limitation du mandat des Banques centrales.

Premièrement, la fragilité tient à la conception même d'une politique monétaire jugée optimale. Grilli & Milesi-Ferretti (1995) rappellent qu'un gouvernement qui redoute l'inflation n'est pas nécessairement favorable à une Banque centrale indépendante, car ses priorités politiques demeurent complexes. Ce raisonnement prolonge celui de Barro et Gordon (1983), pour qui une Banque centrale dépendante du gouvernement souffre d'un problème d'incohérence temporelle : elle est tentée de générer une inflation surprise afin de stimuler la production à court terme, ce qui conduit à un biais inflationniste sans effet durable sur la croissance. Pour pallier cette absence de crédibilité, Rogoff (1985) suggère de confier la politique monétaire à une Banque centrale indépendante et conservatrice, attachée à la stabilité des prix. Dans la même perspective, Labye (2015) considère l'indépendance comme une organisation institutionnelle optimale renforçant l'efficacité de la politique économique. Les études empiriques confirment d'ailleurs souvent une corrélation négative entre le degré d'indépendance et le niveau d'inflation, bien qu'il soit difficile d'établir un lien causal formel. Deuxièmement, la fragilité de l'indépendance provient de la relation complexe entre politique monétaire et politique budgétaire. Barro & Gordon (1983) partent de l'hypothèse que la Banque centrale contrôle parfaitement le taux d'inflation, établissant un lien direct entre ses instruments et l'évolution des prix. Cette approche a été critiquée par Artesis & Bain (1995), puis par Artesis & Sawyer (2005), qui estiment que l'inflation dépend surtout de la demande agrégée, des chocs de coûts et des comportements de fixation des prix des entreprises. Ces facteurs traduisent une forte interaction entre les deux politiques économiques.

Dans ce cadre, Kirsanova, Stehn et Vines (2005) défendent l'existence de Banques centrales indépendantes, mais montrent que, lorsque politique monétaire et budgétaire influencent conjointement la demande, chaque autorité peut atteindre ses objectifs même sans coopération, à condition de partager les mêmes préférences macroéconomiques. Ils mobilisent un modèle séquentiel de type Stackelberg (1934), dans lequel la politique budgétaire agit en

« *leader* » et la Banque centrale en « *suiveur* ». Cette dernière peut alors ajuster sa politique pour neutraliser les effets d'une stratégie budgétaire trop expansionniste ou restrictive.

Cette interdépendance a aussi été démontrée par Sargent & Wallace (1981) à travers l'« *arithmétique déplaisante* ». Selon eux, la capacité d'une Banque centrale à maîtriser les prix dépend de la soutenabilité de la dette publique. En situation de dominance budgétaire, son indépendance devient limitée, car elle doit adapter sa politique monétaire aux exigences de financement public. Ainsi, la cohérence entre les deux politiques apparaît comme une condition essentielle d'efficacité.

Troisièmement, la fragilité de l'indépendance découle d'un mandat trop restreint, souvent centré uniquement sur la stabilité des prix. Dans ce schéma, la stabilité financière relève du gouvernement. Schwartz (1995) soutient que cette spécialisation est la meilleure contribution d'une Banque centrale à la stabilité financière, renforçant la légitimité de son indépendance. Bernanke & Gertler (2001) ajoutent qu'il est pertinent pour une Banque centrale indépendante de réagir à la variation des prix des actifs lorsque ceux-ci signalent une inflation future, adoptant la stratégie du « *cleaning up afterwards* », consistant à intervenir après l'éclatement des bulles spéculatives.

Cette approche est toutefois contestée par Cecchetti & al. (2000) ainsi que par Borio & White (2004), partisans de la stratégie dite du « *leaning against the wind* », qui prône une intervention préventive afin d'éviter la formation de bulles. Ce débat illustre la difficulté pour une Banque centrale indépendante de concilier stabilité des prix, stabilité financière et croissance.

À la suite de la crise financière mondiale de 2008, ces fragilités théoriques et pratiques ont conduit à une remise en cause de l'indépendance des Banques centrales. Celles-ci ont vu leurs mandats élargis et leurs instruments transformés, avec l'introduction de politiques monétaires non conventionnelles et de nouvelles missions, notamment liées à la stabilité financière.

2.2. Mesures du degré d'indépendance

De nombreux auteurs ont cherché à mesurer le degré d'indépendance des Banques centrales, considérant qu'une autonomie suffisante est essentielle pour atteindre l'objectif de stabilité des prix et éviter le financement du déficit budgétaire par la création monétaire. Trois approches principales se dégagent de la littérature.

Cukierman & al. (1992) ont mis au point un indice d'indépendance réelle, mesurant la capacité d'une Banque centrale à fixer les taux d'intérêt et à contrôler la masse monétaire. Leur méthode repose sur le taux de changement des gouverneurs des Banques centrales de

plusieurs pays entre 1950 et 1989, l'idée étant qu'une rotation fréquente des dirigeants traduit une indépendance plus faible.

Grilli, Masciandaro et Tabellini (1991) ont proposé un indicateur juridique, connu sous le nom d'indice GMT, fondé sur deux dimensions : (i) l'indépendance politique, décomposée en trois sous-éléments, et (ii) l'indépendance économique, comprenant sept sous-éléments. Chaque critère est évalué selon un système binaire (présence ou absence), permettant de comparer la structure juridique des Banques centrales.

Cukierman & Webb (1995) ont affiné cette approche en créant un indice combinant indépendance réelle et juridique, plus détaillé que le précédent. Cet indicateur repose sur quatre composantes notées de 0 à 1 : (1) le statut du directeur exécutif (mandat, nomination, révocation, compatibilité), (2) la formulation de la politique monétaire, (3) la définition des objectifs, et (4) les règles limitant les emprunts au gouvernement. Ce modèle est jugé plus fiable que l'indice GMT, car il intègre la dimension pratique de la mise en œuvre.

Ces différentes mesures ont suscité plusieurs critiques. Eijffinger & Keulen (1995) ont tenté une synthèse entre indépendance juridique et réelle, montrant qu'il faut en moyenne cinq ans pour que les lois sur le statut des Banques centrales produisent pleinement leurs effets. Mangano (1998) souligne également les limites de ces indicateurs, notamment le décalage entre l'indépendance de droit et celle de fait, un constat repris plus récemment par Monnet (2023).

De leur côté, Alpanda & Honig (2009) ont observé, entre 1972 et 2001, une indépendance réelle plus faible dans de nombreux pays en développement, révélant des manipulations fréquentes de la politique monétaire. Enfin, Jacome (2001) a étendu la mesure légale de l'indépendance en y intégrant de nouveaux critères : autonomie financière, transparence des politiques et procédures d'action, ainsi que dimension politique.

3. Méthodologie empirique

Le but de notre recherche est d'analyser la corrélation entre l'indépendance de la BCM et l'inflation. Dans ce cadre, nous avons établi le modèle économétrique suivant :

$$INFL_t = \alpha + \beta DEP_BC_t + \gamma M2_t + \mu SC_t + \varepsilon_t$$

où $INFL_t$ représente le taux d'inflation à la date t , et DEP_BC_t la dépendance de la BCM.

Le choix des variables repose sur des considérations économiques adaptées au contexte malgache. Effectivement, la variable $M2_t$ (masse monétaire au sens large en pourcentage du Produit intérieur brut ou PIB) a été retenue comme première variable de contrôle, car elle reflète directement la politique monétaire et le degré de liquidité de l'économie, deux facteurs

clés de la formation des prix dans un système financier peu profond. Quant à SC_t (solde commercial en pourcentage du PIB), elle a été intégrée comme seconde variable de contrôle afin de capter l'effet des chocs extérieurs et de l'inflation importée, particulièrement déterminants dans une économie insulaire très ouverte aux importations.

D'autres variables de contrôle, telles que la croissance du PIB ou le déficit budgétaire, n'ont pas été retenues, car elles interviennent déjà dans la construction de la variable de dépendance, élaborée par la Banque mondiale. Ainsi, le modèle vise à identifier la contribution spécifique de la dépendance institutionnelle de la BCM à la dynamique inflationniste, indépendamment des effets de la politique monétaire (M2) et des pressions externes (SC).

L'analyse couvre la période 1962-2024 ($n = 63$), divisée en deux sous-périodes :

- 1962-1993 : régime de change fixe, faible volatilité commerciale et inflation modérée ;
- 1994-2024 : régime de flottement généralisé sur le Marché interbancaire des devises

(MID), volatilité accrue du commerce extérieur et inflation plus sensible aux chocs mondiaux.

L'objectif est de déterminer sous quel régime de change la dépendance de la BCM influence le plus significativement l'inflation locale, en comparaison avec les effets de la masse monétaire ou des chocs externes. Si β est significatif et supérieur à γ et μ , la dépendance de la BCM expliquerait principalement l'inflation. À l'inverse, une prééminence de γ ou μ indiquerait une inflation davantage liée à l'expansion monétaire ou aux pressions importées. Les tests de stationnarité (ADF, 1971) et les estimations de relations de court et long terme sont effectués sous *EViews 12 (Student Lite)*.

Tableau N°2 : Données d'analyse de 1962 à 2024 (en % du PIB)

Années	INFL	DEP_BC	M2	SC	1993	10,01	22,6	19,00	-5,25
1962	3,4	19,3	14,50	-4,63	1994	39	22,3	20,90	-3,52
1963	3,7	18,3	14,70	-7,15	1995	49,08	22,6	16,00	-3,4
1964	1,7	17,6	15,30	-6,63	1996	19,76	20,8	15,20	-1,83
1965	4,2	16,7	15,80	-6,79	1997	4,49	17,2	17,00	-4,59
1966	5,8	15,8	15,80	-5,90	1998	6,21	19,3	16,30	-4,51
1967	0,82	16,4	17,20	-3,99	1999	7,2	20,4	17,30	-4,23
1968	1	15,8	17,10	-5,04	2000	11,86	21,2	17,40	-4,54
1969	3,83	13,2	17,40	-5,00	2001	7,92	18,7	18,90	-0,89
1970	6,9	14,5	17,90	-2,43	2002	16,5	19,7	19,90	-6,55
1971	3,6	14	17,60	-6,58	2003	-1,7	20	20,10	-6,64
1972	3	13,5	19,40	-4,06	2004	14	19,2	21,00	-9,86
1973	11,9	12,2	18,50	-4,63	2005	18,36	17,5	17,30	-10,49
1974	22,8	10,6	17,80	-4,68	2006	10,3	15,6	19,40	-7,13
1975	4,7	12,1	17,10	-5,03	2007	10,29	14,3	20,20	-11,11

1976	9,9	12,1	18,60	-2,36	2008	7,5	14	19,80	-18,94
1977	8,6	11,4	19,00	-3,60	2009	6,9	19,4	21,20	-21,66
1978	6,8	11,9	21,20	-6,91	2010	10,2	21	21,40	-14,13
1979	11,3	12	19,10	-15,81	2011	10,4	23,1	22,30	-11,04
1980	47,8	12,3	15,40	-8,94	2012	5,5	24,3	22,10	-9,09
1981	30,5	11,6	16,30	-5,75	2013	5,5	22,9	21,20	-9,82
1982	31,9	13,8	13,70	-4,45	2014	6,7	23,8	21,30	-5,41
1983	19,5	15,5	10,30	-2,99	2015	6,5	25,7	22,60	-4,44
1984	9,7	16,5	11,50	-1,77	2016	9	30,1	23,60	-2,65
1985	10,6	17,4	11,60	-2,65	2017	5	30,8	25,60	-3,54
1986	14,5	21,3	12,50	-1,85	2018	8,3	31	25,60	-4,77
1987	15,5	21,7	12,70	-1,85	2019	6,5	32,5	24,60	-5,75
1988	26,3	21,4	11,90	-3,33	2020	4,2	39,7	28,20	-8,1
1989	9	21,6	14,00	-1,05	2021	6,3	41,3	28,20	-7,04
1990	11,9	19,4	12,70	-6,64	2022	9,6	38,6	28,10	-9,6
1991	8,59	21,1	16,30	-3,81	2023	7,5	39,2	27,10	-11,1
1992	14,51	21,3	17,20	-4,17	2024	7,6	41,8	26,00	-12,6

Sources : INFL : Inflation, déflateur du PIB (% annuel) – Madagascar. In donnees.banquemondiale.org (Données des comptes nationaux de la Banque mondiale et fichiers de données des comptes nationaux de l'OCDE).

DEP_BC : Data World Bank, Net claims on central government, etc. (% GDP) ou créances nettes de la Banque centrale sur le gouvernement central. In data.worldbank.org (International Financial Statistics Database, International Monetary Fund (IMF), World Development Indicators Database, World Bank (WB), National Accounts data files, Organization for Economic Co-operation and Development (OECD)).

M2 : Masse monétaire (% du PIB) – Madagascar. In donnees.banquemondiale.org (Fonds monétaire international, Statistiques financières internationales et données de fichiers, estimation du PIB de l'OCDE et de la Banque mondiale).

SC : Solde commercial (% du PIB) – Madagascar. In perspective.usherbrooke.ca. Perspective Monde, 23 octobre 2025. Outil pédagogique de grandes tendances mondiales depuis 1945.

L'inflation à Madagascar a connu de fortes fluctuations, culminant à près de 50% en 1980 avant de se stabiliser autour de 7 à 10% après 2000, traduisant un contrôle progressif des tensions inflationnistes malgré des chocs macroéconomiques récurrents. Le degré de dépendance de la Banque centrale vis-à-vis de l'État, mesuré par la part du financement public dans le PIB, s'est nettement accru depuis les années 2010, atteignant 41,8% en 2024, ce qui suggère un retour marqué du financement monétaire du déficit. La masse monétaire (M2 en % du PIB) a suivi une tendance globalement haussière sur la période, passant de 14,5% en 1962 à 26% en 2024 ; témoignant d'une profonde expansion du système financier et d'une monétisation accrue de l'économie. En revanche, le solde commercial demeure structurellement déficitaire, passant de -4,6% du PIB en 1962 à -12,6% en 2024, révélant la

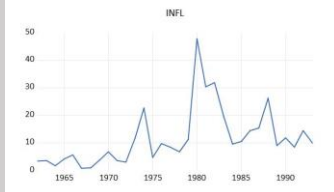
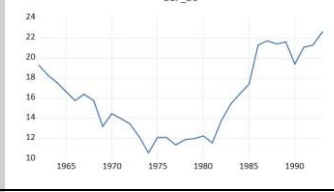


persistance d'un déséquilibre extérieur et la faible (voire même le manque de) compétitivité des exportations malgaches.

4. Résultats de l'analyse des deux sous-périodes

4.1. Sous-période 1 (1962-1993) : fixité

Le tableau suivant résume les résultats des tests de stationnarité, suivant la méthode ADF (1971), des séries temporelles INFL, DEP_BC, M2 et SC pour la période de fixité :

Tableau N°3 : Tests de stationnarité des variables d'analyse de 1962 à 1993

Séries	Figures 2, 3, 4, 5	Modèles	Retards (lags)	Tests de stationnarité		I(.)
				En niveau (t-stat vs t-lu 5%) [Prob*]	1 ^{ère} différence (.) [.]	
INFL		Trend and Intercept	Lag length = 0 (Automatic based on AIC**, maxlag = 7)	(-3,229967) > (-3,562882) (1) [0,0972]	(-4,710024) < (-3,595026) (0) [0,0045]	I(1)
DEP_BC		Trend and Intercept	Lag length = 0 (Automatic based on AIC, maxlag = 7)	(-1,537837) > (-3,562882) (1) [0,7940]	(-5,645597) < (-3,568379) (0) [0,0004]	I(1)
M2		Trend and Intercept	Lag length = 0 (Automatic based on AIC, maxlag = 7)	(-1,447086) > (-3,562882) (1) [0,8260]	(-5,286833) < (-3,568379) (0)	I(1)
SC		Intercept	Lag length = 0 (Automatic based on AIC, maxlag = 7)	(-3,312468) < (-2,960411) (0) [0,0229]		I(0)

Source : Sorties d'EViews, analyses auteur, 2025.

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

**Akaike Info Criteria.

Les résultats des tests de stationnarité indiquent que, durant la période de fixité du régime de change (1962-1993), les séries inflation (INFL), dépendance de la Banque centrale (DEP_BC) et masse monétaire (M2) évoluent selon des processus non stationnaires I(1) tandis que le solde commercial (SC) est stationnaire en niveau I(0) ; suggérant ainsi une hétérogénéité d'intégration entre les variables. Cette configuration autorise l'utilisation d'un modèle ARDL

(Autoregressive Distributed Lag) de Pesaran & Shin (1999²) pour tester la relation de long terme entre l'inflation et ses déterminants, et permet d'évaluer économétriquement si la dépendance relative de la BCM constitue un facteur explicatif significatif de la dynamique inflationniste à Madagascar selon :

Etape 1 : Estimation du modèle ARDL

Nous choisissons la spécification optimale ARDL(1,0,1,0) selon le critère d'AIC qui permettrait de modéliser l'inflation en fonction des variables explicatives avec des retards 1 (pour INFL), 0 (pour DEP_BC), 1 (pour M2), 0 (pour SC) :

Tableau N°4 : Estimation du modèle ARDL

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
INFL(-1)	0.434277	0.141700	3.064770	0.0055
DEP_BC	0.458760	1.069093	0.429111	0.6718
DEP_BC(-1)	0.257086	1.067229	0.240892	0.8118
M2	-3.342347	0.898298	-3.720755	0.0011
M2(-1)	4.009393	1.252011	3.202363	0.0040
SC	0.959041	0.655426	1.463234	0.1569
SC(-1)	-1.642615	0.537690	-3.054948	0.0056
C	-17.91586	19.58668	-0.914696	0.3698

R-squared	0.672509	Mean dependent var	11.96323
Adjusted R-squared	0.572838	S.D. dependent var	10.51231
S.E. of regression	6.870593	Akaike info criterion	6.910014
Sum squared resid	1085.716	Schwarz criterion	7.280075
Log likelihood	-99.10521	Hannan-Quinn criter.	7.030645
F-statistic	6.747286	Durbin-Watson stat	1.866474
Prob(F-statistic)	0.000209		

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Le modèle ARDL(1,0,1,0) estimé pour la période 1962-1993 montre que l'inflation passée INFL(-1) a un effet positif et significatif sur l'inflation actuelle à Madagascar, avec un coefficient de 0,434277 et un t-calculé de 3,064770 > 1,96 (t-lu) ; indiquant une forte inertie inflationniste. La dépendance de la Banque centrale DEP_BC présente un coefficient positif de 0,458760 ; mais statistiquement non significatif (t-calculé = 0,429111), suggérant qu'elle n'explique pas directement les variations de l'inflation pendant cette période de régime fixe. En revanche, la masse monétaire M2(-1) a un effet positif et significatif (coef. = 4,009393 et t-calculé = 3,202363) ; ce qui confirme que la croissance monétaire d'une période passée contribue à la hausse présente des prix. La variable solde commercial (SC) en t n'est pas significative (t-calculé = 1,463234), indiquant un manque d'influence sur l'inflation. Le modèle global est bien ajusté avec un R² de 0,67 et un F-statistic significatif (p = 0,000209), montrant que l'ensemble des variables explique environ 67% de la variation de l'inflation.

Source : Sortie d'EViews, analyses auteur, 2025.

Notre modèle ARDL s'écrit ainsi :

$$INFL_t = 0,434277 * INFL_{t-1} + 0,458760 DEP_BC_t + 4,009393 * M2_{t-1} + 0,959041 SC_t - 17,92 + \varepsilon_t$$

*Coefficients significatifs (|t-calculé|>1,96)

En somme, durant la période de fixité (1962-1993), l'inflation à Madagascar est principalement expliquée par la dynamique monétaire (M2) et par la persistance de l'inflation

² Le modèle ARDL a été formalisé pour l'analyse de la cointégration par Pesaran & Shin (1999), dans leur article fondateur intitulé : « An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis ». Ce modèle est particulièrement adapté aux séries temporelles intégrées d'ordres différents I(0) et I(1), et permet de tester la cointégration sans nécessiter que toutes les variables soient intégrées du même ordre. Ce qui correspond exactement à notre cas d'étude vu que **notre version étudiante d'EViews ne permet pas la procédure de Bounds Testing.**

elle-même, tandis que la dépendance de la Banque centrale n'a pas eu d'effet significatif sur celle-ci.

Étape 2 : Extraction des résidus et test de leur stationnarité (ADF, AIC, Intercept)

Ce sont les résidus ε_t du modèle ARDL précédent qui décrivent les écarts à l'équilibre de long terme. Effectivement, si ces résidus sont stationnaires, cela confirme la cointégration entre ces séries qui ne sont pas intégrées de même ordre. *EViews* nous a estimé automatiquement les statistiques suivantes sur les résidus à partir des données ARDL précédentes :

Tableau N°5 : Valeurs des résidus du modèle ARDL et résultats test de stationnarité

Year	Residual
1962	NA
1963	-2.969608
1964	-7.956235
1965	-3.721693
1966	-5.684186
1967	-7.093463
1968	-6.432757
1969	-2.693364
1970	-2.711007
1971	-2.254928
1972	-3.078485
1973	1.268035
1974	9.751670
1975	-12.63828
1976	4.721040
1977	2.381773
1978	7.983904
1979	0.350002
1980	9.577576
1981	2.738761
1982	2.517074
1983	-12.04075
1984	1.519415
1985	4.376269
1986	6.259318
1987	2.753605
1988	11.09775
1989	-5.298312
1990	2.413960
1991	2.978611
1992	3.375421
1993	-1.491109

Null Hypothesis: RESIDUS has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=7)				
		t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.990413	0.0003	
Test critical values:				
	1% level	-3.670170		
	5% level	-2.963972		
	10% level	-2.621007		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(RESIDUS)				
Method: Least Squares				
Date: 10/29/25 Time: 15:38				
Sample (adjusted): 1964 1993				
Included observations: 30 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESIDUS(-1)	-0.938328	0.188026	-4.990413	0.0000
C	0.095922	1.129979	0.084888	0.9330
R-squared	0.470742	Mean dependent var	0.049283	
Adjusted R-squared	0.451840	S.D. dependent var	8.359154	
S.E. of regression	6.188938	Akaike info criterion	6.547745	
Sum squared resid	1072.483	Schwarz criterion	6.641158	
Log likelihood	-96.21617	Hannan-Quinn criter.	6.577628	
F-statistic	24.90422	Durbin-Watson stat	2.016715	
Prob(F-statistic)	0.000028			

Ainsi, le test ADF appliqué aux résidus du modèle ARDL donne un t-stat de -4,990413 bien inférieur à la valeur critique (5%) de -2,966972 ; ce qui permet de rejeter l'hypothèse de racine unitaire et de conclure que ces résidus sont stationnaires – preuve formelle d'une relation de long terme entre l'inflation et ses déterminants.

Source : Sorties d'EViews, analyses auteur, 2025.

Autrement dit, cette stationnarité des résidus valide économétriquement la cointégration entre l'inflation (d'une façon significative avec ses valeurs passées) et la masse monétaire M2 durant le régime de change fixe. Ce qui nous conduit à l'étape suivante :

Étape 3 : Estimation du modèle à correction d'erreur (ECM)

Ce modèle va : (i) intégrer le terme de correction d'erreur (ou ECT issu des résidus extraits du modèle ARDL précédemment) avec les autres données différenciées : D(INFL), D(DEP_BC), D(M2) et D(SC), (ii) modéliser les ajustements de court terme et (iii) quantifier la vitesse de retour vers l'équilibre. Il s'écrit :

$$D(INFL_t) = \alpha + \beta_1 D(DEP_BC_t) + \beta_2 D(M2_t) + \beta_3 D(SC_t) + \lambda ECT_{t-1} + \varepsilon_t$$

Où ECT_{t-1} indique les résidus extraits du modèle ARDL décalé d'un an et le coefficient λ mesure la vitesse d'ajustement vers l'équilibre de long terme.

Tableau N°6 : Résultats estimation modèle ECM

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D_DEPBC_	-1.529244	0.958314	-1.595765	0.1222
D_M2_	-2.575376	0.780078	-3.301436	0.0027
D_SC_	0.695594	0.449086	1.548908	0.1330
RESIDUS	1.000905	0.208252	4.806219	0.0001

R-squared	0.581549	Mean dependent var	0.213226
Adjusted R-squared	0.535055	S.D. dependent var	10.05613
S.E. of regression	6.856961	Akaike info criterion	6.808320
Sum squared resid	1269.484	Schwarz criterion	6.993351
Log likelihood	-101.5290	Hannan-Quinn criter.	6.868635
Durbin-Watson stat	1.565229		

Les résultats du modèle à correction d'erreur (ECM) montrent que seule la variation de la masse monétaire $D(M2)$ exerce un effet significatif sur la variation de l'inflation, avec un coefficient négatif de $-2,575376$; indiquant qu'une augmentation de la masse monétaire réduit considérablement l'inflation à court terme (dans un contexte de **relance contrôlée par la BCM** ou de **rigueur désordonnée** dans le cas contraire). Les coefficients de la dépendance de la Banque centrale $D(DEP_BC)$ et du solde commercial $D(SC)$ ne sont pas significatifs (respectivement de $-1,595765$ et de $1,548908$), ce qui suggère qu'ils n'ont pas d'impact immédiat sur l'évolution des prix. Et, le **terme de correction d'erreur est positif et hautement significatif** ($1,000905$ et t -calculé $4,806219$) qui veut dire que les déséquilibres de long terme ne sont pas corrigés, mais amplifiés. Le modèle présente un R^2 de $0,5815$ et un statistique de Durbin-Watson de $1,565$; indiquant un ajustement satisfaisant et une absence d'autocorrélation sérieuse.

Source : Sortie d'EViews, analyses auteur, 2025.

Notre modèle ECM s'écrit ainsi :

$$D(INFL_t) = -1,529244 D(DEP_BC_t) - 2,575376 * D(M2_t) + 0,695594 D(SC_t) + 1,000905 * ECM_{t-1}$$

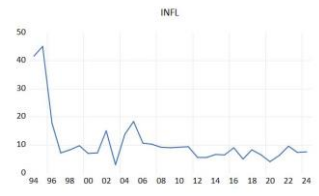
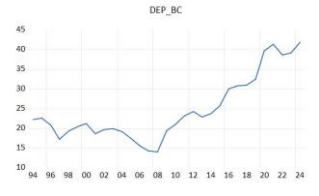

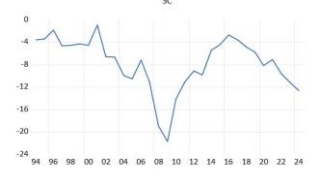
*Coefficients significatifs ($|t$ -calculé $>1,96$)

Conclusion sous-période 1 : Durant la période de fixité (1962-1993), l'inflation à Madagascar n'est pas directement liée à la dépendance de sa Banque centrale, mais essentiellement aux variations de la masse monétaire, selon deux logiques opposées : (1) la **relance contrôlée** (hausse de $M2$ induisant baisse des prix) qui traduit une gestion maîtrisée de la dynamique monétaire et (2) la **rigueur désordonnée** (baisse de $M2$ provoquant une hausse des prix) qui révèle une politique monétaire instable générant une inflation paradoxale. Bref, ces résultats suggèrent une instabilité structurelle du mécanisme d'ajustement, **révélant l'incapacité de l'autorité monétaire à ramener l'inflation vers son niveau d'équilibre** (coefficient de l'ECT positif significatif).

4.2. Sous-période 2 (1994-2024) : flexibilité

Nous suivons les mêmes étapes que précédemment commençant par le test de stationnarité.

Tableau N°7 : Tests de stationnarité des variables d'analyse de 1994 à 2024

Séries	Figures 6, 7, 8, 9	Modèle	Retards (lags)	Tests de stationnarité		I(.)
				En niveau (t-stat vs t-lu 5%) [Prob*]	1 ^{ère} différence (.) [.]	
INFL		<i>Intercept</i>	Lag length = 0 (Automatic based on AIC**, maxlag = 7)	$(-4,126861) < (-2,963972)$ (0) [0,0032]		I(0)
DEP_BC		<i>Trend and Intercept</i>	Lag length = 0 (Automatic based on AIC, maxlag = 7)	$(-1,485792) > (-3,568379)$ (1) [0,8121]	$(-4,995961) < (-3,580622)$ (0) [0,0021]	I(1)
M2		<i>Trend and Intercept</i>	Lag length = 0 (Automatic based on AIC, maxlag = 7)	$(-5,337219) < (-3,568379)$ (0) [0,0008]		I(0)
SC		<i>Intercept</i>	Lag length = 0 (Automatic based on AIC, maxlag = 7)	$(-2,714929) > (-2,986225)$ (1) [0,0229]	$(-4,724762) < (-2,967767)$ (1) [0,0007]	I(1)

Source : Sorties d'EViews, analyses auteur, 2025.

***MacKinnon (1996) one-sided p-values.**

****Akaike Info Criteria.**

Nous excluons toujours la méthode nécessitant une intégration homogène comme celle de Johansen (1988), car les séries INFL et M2 sont I(0) ; DEP_BC et SC sont I(1). Ainsi, tout comme durant la sous-période 1, nous devons spécifier un modèle ARDL permettant de modéliser des relations entre séries I(0) et I(1) sans risque de régression fallacieuse.

Etape 1 : Estimation du modèle ARDL

Nous avons les résultats de la spécification du modèle ARDL(1,0,1,0) selon AIC synthétisés dans le tableau suivant :

Tableau N°8 : Modèle ARDL de la sous-période 2

Dependent Variable: INFL
 Method: ARDL
 Date: 10/29/25 Time: 17:57
 Sample (adjusted): 1995 2024
 Included observations: 30 after adjustments
 Dependent lags: 1 (Fixed)
 Dynamic regressors (1 lag, fixed): DEP_BC M2 SC
 Fixed regressors: C

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
INFL(-1)	0.444427	0.129832	3.423103	0.0024
DEP_BC	0.268406	0.440956	0.608691	0.5490
DEP_BC(-1)	-0.716988	0.474409	-1.511329	0.1449
M2	-1.848141	0.743551	-2.485560	0.0210
M2(-1)	2.595976	0.744395	3.487363	0.0021
SC	-0.012673	0.338949	-0.037390	0.9705
SC(-1)	0.337666	0.308991	1.092803	0.2863
C	2.539325	9.557320	0.265694	0.7929

R-squared	0.696393	Mean dependent var	9.983333
Adjusted R-squared	0.599791	S.D. dependent var	7.532966
S.E. of regression	4.765512	Akaike info criterion	6.183866
Sum squared resid	499.6224	Schwarz criterion	6.557518
Log likelihood	-84.75798	Hannan-Quinn criter.	6.303400
F-statistic	7.208868	Durbin-Watson stat	2.583028
Prob(F-statistic)	0.000156		

*Note: p-values and any subsequent tests do not account for model selection.

Les résultats du modèle ARDL montrent que l'inflation passée influence significativement l'inflation actuelle (coefficient de 0,444427 ; t-statistic = 3,423103), indiquant une forte inertie inflationniste. La variable de dépendance de la Banque centrale (DEP_BC) a un effet positif (avec un coefficient de 0,268406), mais non significatif (t-calculé = 0,608691, suggérant qu'elle n'explique pas directement l'évolution de l'inflation durant la période étudiée. En revanche, la masse monétaire M2(-1) a un effet significatif et positif (avec comme coefficient de 2,595976 et t-calculé = 3,487363), traduisant une influence monétaire sur l'inflation.

Le modèle présente un bon ajustement ($R^2 = 0,70$; $F = 7,208868$; $p < 0,000156$) et une autocorrélation modérée (Durbin-Watson = 2,583028).

Source : Sorties d'EViews, analyses auteur, 2025.

Ainsi, les résultats suggèrent que l'inflation à Madagascar durant la période de flottement généralisée est davantage liée à la création monétaire et par l'inflation elle-même ; qu'à la dépendance de la Banque centrale. Ainsi, nous avons trouvé presque le même constat qu'à la première sous-période. Le modèle s'écrit comme suit :

$$INFL_t = 0,444427 * INFL_{t-1} + 0,268406 DEP_BC_t + 2,595976 * M2_{t-1} - 0,012673 SC_t + 2,5393 + \varepsilon_t$$

*Coefficients significatifs ($|t\text{-calculé}| > 1,96$)

Etape 2 : Extraction des résidus et test de leur stationnarité (ADF, AIC, Intercept)

Pour pouvoir confirmer l'existence de cointégration entre ces séries non intégrées de même ordre, les tableaux suivants présentent les résidus extraits du modèle ARDL précédent ainsi que les résultats de leur test de stationnarité :

Tableau N°9 : Valeurs des résidus du modèle ARDL et résultats test de stationnarité

Année	Residu
1994	NA
1995	10.41077
1996	-6.480907
1997	-0.334038
1998	-2.745847
1999	3.017572
2000	-2.240301
2001	3.067806
2002	5.468010
2003	-9.822800
2004	7.818306
2005	-0.549567
2006	2.838678
2007	-0.455059
2008	-3.755767
2009	1.103855
2010	2.584170
2011	2.019481
2012	-4.654940
2013	-3.452908
2014	-0.674679
2015	-0.606501
2016	0.332197
2017	-1.327402
2018	-0.708500
2019	-5.679553
2020	1.513791
2021	0.830274
2022	4.493671
2023	-1.912980
2024	-0.096835

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.525295	0.5024
Test critical values:		
1% level	-3.769597	
5% level	-3.004861	
10% level	-2.642242	

Null Hypothesis: RESIDUS has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 7 (Automatic - based on AIC, maxlag=7)
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Les résidus du modèle ARDL sur la période 1994-2024 ne sont pas stationnaires, car le t-calculé de -1,525295 est supérieur au t-lu (5%) de -3,004861 avec une probabilité de 0,5024. Ce qui confirme l'absence de cointégration entre l'inflation et la dépendance de la BCM durant le régime de flottement généralisé.

Selon la méthode d'Engle & Granger (1987), cela signifie que ces variables ne partagent pas une relation de long terme stable, et qu'un modèle ECM ne peut donc pas être construit. Ce résultat suggère que le lien institutionnel entre politique monétaire et inflation est instable ou affaibli sur cette période, bien que des effets de court terme puissent subsister.

Source : Sorties d'EViews, analyses auteur, 2025.

Ainsi, vu qu'un modèle ECM ne peut pas être construit, nous estimons seulement un modèle dynamique en différences ; afin d'analyser ces effets transitoires sur l'inflation.

Etape 3 : Estimation d'un modèle dynamique en différences

A la différence de l'ECM, ce modèle ne contient pas de terme de correction d'erreur (vu qu'il n'y a pas de cointégration d'Engle & Granger). Nous modélisons uniquement les effets de court terme via le modèle dynamique en différences premières qui s'écrit comme suit :

$$D(INFL_t) = \alpha + \beta_1 D(DEP_BC_t) + \beta_2 D(M2_t) + \beta_3 D(SC_t) + \varepsilon_t$$

Ce dernier permet de capturer les effets transitoires ou immédiats même en l'absence d'équilibre structurel selon les résultats suivants :

Tableau N°10 : Modèle dynamique sans terme de correction d'erreur

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D_DEPBC_	0.337122	0.717021	0.470170	0.6419
D_M2_	0.114543	1.040440	0.110091	0.9131
D_SC_	-0.161313	0.545331	-0.295807	0.7696

R-squared	0.012706	Mean dependent var	-0.077742
Adjusted R-squared	-0.057815	S.D. dependent var	8.877685
S.E. of regression	9.130712	Akaike info criterion	7.352930
Sum squared resid	2334.357	Schwarz criterion	7.491703
Log likelihood	-110.9704	Hannan-Quinn criter.	7.398167
Durbin-Watson stat	1.497992		

Dependent Variable: D_INFL_
Method: Least Squares
Date: 10/30/25 Time: 10:42
Sample: 1994 2024
Included observations: 31

Cette régression en différences premières montre qu'aucune des variables d'analyse n'a d'effet significatif sur la variation de l'inflation entre 1994 et 2024 (car tous les |t-statistiques| sont inférieurs à 1,96 ; cela signifie que, économétriquement, la dépendance de la BCM (et les autres séries) n'explique pas les fluctuations annuelles de l'inflation durant la période de flexibilité ; vu que R² est très faible aussi). Ces résultats peuvent ainsi refléter une instabilité structurelle, une désinstitutionnalisation du lien entre politique monétaire et inflation ou encore la domination d'autres facteurs non inclus dans le modèle (comme les chocs externes, les prix mondiaux ou la politique budgétaire).

Source : Sorties d'EViews, analyses auteur, 2025.

Conclusion sous-période 2 : Sur la période de flottement généralisé (1994-2024), ni les relations de long terme (absence de cointégration) ni les dynamiques de court terme (coefficients non significatifs en différence) ne permettent d'établir un lien économétriquement robuste entre l'inflation et la dépendance de la BCM.

5. Discussions

Pour le cas de Madagascar, nous n'avons pas trouvé un lien positif entre la dépendance de la BCM et l'inflation même si nombreux sont les travaux empiriques qui ont pu prouver cette relation (Blot, 2018). Face à ce constat, nous nous posons deux questions auxquelles nous avons fournis des réponses. Primo, *le degré d'indépendance estimé pour cette autorité reflète-t-il réellement une autonomie relative, ou s'agit-il d'une mesure purement formelle ?* Effectivement, nous avons estimé le degré d'indépendance institutionnelle de la BCM en développant l'index de Cukierman :

Tableau N°11 : Degré d'indépendance institutionnelle de la BCM (Index de Cukierman)

Index	Sous-index	Scores	Zones d'incertitude	Sources fiables
A. Statut juridique et objectifs	A1. Objectif principal	1,0	<input type="checkbox"/> Faible	Banky Foibe – Loi n°2016-004
	A2. Mandat légal unique ou multiple	0,5	<input type="checkbox"/> Modérée	Banky Foibe – Loi n°2016-004
	A3. Priorité donnée à la stabilité des prix	0,8	<input type="checkbox"/> Modérée	OMC – Madagascar Trade Policy Review
	A4. Possibilité pour le gouvernement de modifier le mandat	0,4	<input checked="" type="checkbox"/> Forte	Banky Foibe – Loi n°2016-004
B. Indépendance de nomination	B1. Procédure de nomination du gouverneur	0,7	<input type="checkbox"/> Modérée	Banky Foibe – Loi n°2016-004
	B2. Durée du mandat du gouverneur	0,6	<input checked="" type="checkbox"/> Forte	Wikipédia – BFM
	B3. Possibilité de révocation avant terme	0,4	<input checked="" type="checkbox"/> Forte	Banky Foibe – Loi n°2016-004
	B4. Autonomie du conseil de direction	0,6	<input type="checkbox"/> Modérée	Banky Foibe – Loi n°2016-004
C. Pouvoirs politiques	C1. Capacité de fixer les taux sans interférence	0,8	<input type="checkbox"/> Modérée	Banky Foibe – Loi n°2016-004
	C2. Capacité de contrôler la politique monétaire	0,8	<input type="checkbox"/> Modérée	Banky Foibe – Loi n°2016-004
	C3. Limitation de l'influence du gouvernement	0,7	<input type="checkbox"/> Modérée	Banky Foibe – Loi n°2016-004
	C4. Autonomie dans les opérations de marché	0,6	<input type="checkbox"/> Modérée	Banky Foibe – Loi n°2016-004

Index	Sous-index	Scores	Zones d'incertitude	Sources fiables
D. Limites de financement du déficit public	D1. Interdiction de financer directement le déficit	0,9	<input type="checkbox"/> Faible	Banky Foibe – Loi n°2016-004
	D2. Taux maximal de prêt au gouvernement	0,5	<input checked="" type="radio"/> Forte	Sources secondaires / rapport FMI
	D3. Restrictions légales sur l'achat de titres publics	0,3	<input checked="" type="radio"/> Forte	Sources secondaires / documentation BFM
	D4. Interdiction de monétisation du déficit	0,6	<input type="checkbox"/> Modérée	Banky Foibe – Loi n°2016-004
E. Contrôle et transparence	E1. Obligation de rendre compte au parlement	0,6	<input type="checkbox"/> Modérée	Banky Foibe – Loi n°2016-004
	E2. Publication régulière de rapports	0,7	<input type="checkbox"/> Modérée	Banky Foibe – site officiel
	E3. Contrôle externe par des organes indépendants	0,7	<input type="checkbox"/> Modérée	Banky Foibe – Loi n°2016-004
	E4. Accessibilité de l'information au public	0,7	<input type="checkbox"/> Modérée	Banky Foibe – site officiel

Sources : Loi n° 2016-004 du 29 juillet 2016 portant statuts de la BFM – PDF sur site de la BFM. In [banky-foibe.mg](#).

Loi n° 2016-057 du 2 février 2017 complétant certaines dispositions de la loi 2016-004. In [assemblee-nationale.mg](#).

Haute Cour Constitutionnelle (Madagascar) – Décision n° 07-HCC/D3 du 25 janvier 2017 concernant la loi 2016-057. In [hcc.gov.mg](#).

Nous avons 20 sous-index au total pour 5 grands critères. Pour ce qui est de l'attribution de score, nous avons fait des lectures de textes des lois ainsi que des pratiques connues. Le but c'est d'évaluer si la loi assure pleinement, partiellement ou pas du tout l'indépendance pour le critère en question :

- Score 1 : objectif ou protection clairement définis.
- Score 0,5-0,8 : objectif mentionné, mais limité ou ambigu.
- Score 0,3-0,4 : peu clair, plusieurs conditions ou exceptions.

Effectivement, plus l'index est proche de 1, plus la Banque centrale est indépendante institutionnellement. On note qu'une indépendance plus forte est associée à une inflation plus faible et plus stable. En outre, la prise en compte des incertitudes fait que :

- Si la loi est claire : il y a faible incertitude ().
- Si la loi est ambiguë ou il n'existe pas de texte explicite : la note est modérée à forte incertitude (à .

D'après nos calculs, l'indice global est évalué à : $12,9/20 = 0,6$. Ainsi, la BCM est modérément indépendante. Cette institution dispose d'une bonne base légale pour certaines fonctions comme la stabilité monétaire, l'interdiction de crédits directs au Trésor : une indépendance relative. Or, nous avons constaté que plusieurs critères restent incertains ou limités comme la révocation du gouverneur, les limites de prêts au gouvernement, la monétisation indirecte : dépendance potentielle vis-à-vis du gouvernement. En conclusion, la BCM est vérifiée ni totalement indépendante ni totalement dépendante – une indépendance partielle (avec zones de vulnérabilité) qui n'est pas en lien avec l'inflation de 1962 à 2024.

Secundo, *qu'en est-il dans le cas d'autres économies africaines ou insulaires, telles que l'île Maurice, les Comores ou les Seychelles ?* En fait, Seetanah & al. (2014) – en construisant l'index d'indépendance de la Banque centrale mauricienne via un modèle ARDL – ont trouvé une relation inverse et significative entre indépendance et inflation à long terme, mais une relation non significative à court terme. Ce qui est contradictoire aux résultats trouvés pour Madagascar, car Maurice est une petite économie insulaire avec un régime monétaire spécifique (c'est une économie beaucoup plus diversifiée, structurée et à plus forte valeur ajoutée contrairement à celle de Madagascar). En outre, dans son rapport, le FMI (2024) a souligné que malgré un maintien relatif de l'inflation et du régime de change, la fragilité institutionnelle et la petite taille de l'économie insulaire des Comores limitent l'efficacité indépendante de sa Banque centrale pour stabiliser les prix. Le Fonds dans son rapport de 2025 a précisé que l'inflation aux Seychelles reste exceptionnellement basse – non pas due à l'indépendance absolue de sa Banque centrale – mais, à un environnement économique favorable dans les secteurs du tourisme, du commerce international et de sa politique monétaire accommodante. Ce qui évoque encore un cas contradictoire que celui de la Grande île vu que les contextes socio-économiques ne sont pas les mêmes. Pour ce qui est du cas de l'Afrique subsaharienne, Agoba & al. (2017) a pu constater que pour un échantillon de 48 pays africains (1970-2012), l'indépendance formelle des Banques centrales n'est pas suffisante pour réduire l'inflation : leur efficacité dépend fortement du degré de développement du système bancaire et de la qualité institutionnelle. Klomp & de Haan (2010) a souligné qu'il existe un effet négatif véritable de l'indépendance de la Banque centrale sur l'inflation, mais avertissent que ce résultat est sensible aux choix méthodologiques et à un biais de publication important – via une méta-régression de 59 études. Bref, cette divergence pourrait s'expliquer par le fait que, selon l'indice de Cukierman (0,6) ; la BCM n'est que partiellement indépendante, ce qui pourrait limiter l'effet stabilisateur observé dans d'autres

économies insulaires ou africaines, et expliquer pourquoi l'inflation y dépend davantage de la masse monétaire (M2) et de ses propres dynamiques que du degré formel d'indépendance.

Enfin, pour tester la robustesse de nos résultats sur l'absence de lien entre la dépendance de la BCM et l'inflation à Madagascar, nous réalisons une analyse de sensibilité via la réestimation du modèle ARDL sur la période 1962-2024 en y incluant les dépenses publiques (% du PIB) comme variable de contrôle, afin de vérifier si une pression fiscale accrue sur la BCM peut influencer l'inflation ; selon le modèle suivant :

$$INFL_t = \alpha + \beta DEP_BC_t + \gamma M2_t + \mu SC_t + \lambda DEP_ETAT_t + \epsilon_t$$

Si les coefficients β et λ sont positifs et significatifs, une hausse des dépenses publiques (DEP_ETAT) exerce à la fois une pression indirecte sur la BCM (augmentant sa dépendance) et un effet direct sur l'inflation, conduisant à une hausse des prix. Inversement, une baisse des dépenses réduit ces deux canaux c'est-à-dire que dans cette condition-là, les variations des dépenses publiques n'ont pas d'effet détectable sur l'inflation, ni par canal direct ni par canal indirect via la dépendance de la BCM.

Tableau N°12 : Données sur les dépenses de l'Etat à Madagascar (% du PIB) (1962-2024)

Années	DEP_ETAT	1974	10,8	1987	10,8	2000	17	Années	DEP_ETAT
1962	18,2	1975	12	1988	11,3	2001	18,5	2013	15,5
1963	17,5	1976	14	1989	10,6	2002	17	2014	14,8
1964	17	1977	16	1990	11,8	2003	19	2015	15,2
1965	16,3	1978	22,8	1991	10,9	2004	14	2016	13,5
1966	16	1979	17	1992	10,7	2005	12	2017	17
1967	15,8	1980	14	1993	10,6	2006	11,5	2018	18,5
1968	15	1981	16	1994	10,8	2007	16	2019	16
1969	14	1982	13	1995	10,5	2008	17	2020	15,5
1970	11,5	1983	15	1996	16	2009	15	2021	16,6
1971	11	1984	12,5	1997	17	2010	16	2022	17
1972	10,6	1985	11,8	1998	16,5	2011	15	2023	15
1973	10,7	1986	13	1999	18	2012	14	2024	14,5

Source: Madagascar : Government spending, percent of GDP (1960-2024). In <https://fr.theglobaleconomy.com/>.

Les résultats des tests de robustesse³ sont synthétisés dans le tableau suivant en ayant recours aux mêmes procédés que précédemment vu que nos variables d'analyses sont I(0) et I(1) :

³ Afin d'éviter d'alourdir l'article, les sorties complètes d'EViews mobilisées pour les tests de robustesse (tableaux détaillés et graphiques diagnostiques) ne sont pas reproduites ici, mais peuvent être fournies sur demande.

Tableau N°13 : Analyse de sensibilité pour tester la robustesse des résultats

Tests	Résultats
Tests de stationnarité	Les variables INFL et DEP_ETAT sont I(0) tandis que DEP_BC, M2 et SC sont I(1). Ce qui fait que nous avons recours au même modèle utilisé pour les tests principaux : modèle ARDL(1,0,1,0) pour analyser les relations entre nos variables d'analyse.
Estimation du modèle ARDL	L'ajout de la variable DEP_ETAT ne modifie pas les conclusions principales. En effet, ni la dépendance de la BCM notée DEP_BC (avec un coefficient de -0,491716 ; t = -0,231887) ni la masse monétaire M2 (-0,042117 ; t = -0,099493) ni le solde commercial SC (-0,219568 ; t = -0,730828) n'exercent d'effet significatif sur l'inflation. La seule variable expliquant clairement l'inflation est son inertie propre INFL(-1) avec comme coefficient 0,491716 et t-statistic = 4,236832 à laquelle s'ajoute les dépenses publiques DEP_ETAT (-1,065155 ; -2,447500). Ce qui confirme que l'inflation à Madagascar – n'étant pas liée à l'autonomie relative de la BCM – est largement auto-entretenu tout en étant influencée marginalement par la dynamique budgétaire.
Test de stationnarité des résidus extraits	Les résidus extraits du modèle ARDL sont stationnaires, car le t-statistic de -7,185000 est inférieur au t-lu (5%) de -2,910019 suivant le modèle « <i>Intercept</i> ». Cela confirme l'existence d'une relation de longue période et permet de valider l'estimation du modèle ECM.
Estimation du modèle ECM	Le coefficient de l'ECT est toujours positif 1,662656 et hautement significatif (t-stat = 3,844315), ce qui confirme nos résultats antérieurs. Autrement dit, nos résultats d'analyse sont robustes.

Source : Analyse auteur, sorties d'EViews.

Nos résultats d'analyse – qui souligne que, durant la période de 1962 à 2024, l'inflation n'est pas expliquée par la dépendance relative de la BCM – sont robustes. Effectivement, l'analyse de sensibilité vient de montrer que ces résultats (moins sensibles au rajout d'autres variables) expliquent la réalité malgache. Nous avons pu prouver que l'inflation – expliquée par elle-même et non pas par l'autonomie relative de la BCM – s'éloigne de son équilibre de long terme au lieu de s'y ajuster (ECT toujours positif et hautement significatif, au lieu de négatif significatif). En outre, les déséquilibres inflationnistes ne sont pas corrigés par les mécanismes monétaires et budgétaires inclus dans le modèle. Ainsi, en réalité, l'inflation à Madagascar reste, généralement, élevée et ne revient pas naturellement à son niveau normal, ce qui montre que les politiques économiques (essentiellement la politique monétaire de la BCM) n'arrivent pas à la stabiliser.

Les résultats obtenus soulignent que l'inflation à Madagascar reste durablement hors équilibre, révélant une faiblesse de la gouvernance budgétaire et une coordination insuffisante avec la politique monétaire (détaillé dans le tableau 11). La politique budgétaire demeure contrainte par une faible mobilisation des recettes et une efficacité limitée des dépenses

publiques, tandis que la BCM peine à stabiliser les prix dans un contexte de transmission imparfaite des instruments monétaires.

Cependant, des réformes monétaires récentes ont été engagées, car le FMI a appelé la BCM à se tenir prête à relever ses taux directeurs pour contenir l'inflation (FMI, 2025). Or, le Comité monétaire de cette autorité a, récemment, maintenu le taux directeur à 12% tout en poursuivant des mesures d'assouplissement destinées à soutenir le crédit bancaire et le financement des entreprises (BCM, Communiqué, 4 Novembre 2025). Ces orientations traduisent une volonté de renforcer la crédibilité de la politique monétaire et de mieux encadrer les pressions inflationnistes.

Enfin, si ces réformes monétaires sont accompagnées d'une gouvernance budgétaire plus transparente et d'une coordination stratégique entre les deux politiques, elles pourraient améliorer la stabilité macroéconomique et restaurer la confiance des acteurs économiques. À défaut, l'inflation risque de rester hors contrôle, réduisant l'efficacité des instruments monétaires et fragilisant la croissance.

Conclusion

L'analyse menée sur la période 1962-2024 montre que l'indépendance institutionnelle de la BCM n'a pas exercé d'effet déterminant sur l'inflation, ni sous régime de change fixe ni dans le flottement généralisé. Si la masse monétaire a joué un rôle central dans la première période, aucun facteur institutionnel robuste n'a pu être isolé dans la seconde, marquée par des chocs socio-politiques, sanitaires et géopolitiques ainsi que par des rigidités structurelles. Ces résultats apportent une contribution importante en démontrant que la stabilité des prix à Madagascar dépend moins du statut formel de la BCM que de la qualité de la gouvernance budgétaire, de la coordination des politiques macroéconomiques et de la résilience institutionnelle face aux crises.

Au regard de nos résultats, l'hypothèse principale (H1) n'est pas vérifiée : aucune relation significative n'a été mise en évidence entre la dépendance institutionnelle de la BCM et l'inflation à Madagascar sur l'ensemble de la période étudiée. En revanche, l'hypothèse secondaire H2 est confirmée, dans la mesure où le solde commercial ne présente pas d'effet déterminant sur la dynamique des prix. Enfin, l'hypothèse H3 est également validée : les réformes monétaires récentes n'ont pas contribué à renforcer le statut institutionnel de la BCM ni à améliorer ses mécanismes opérationnels. Globalement, les résultats montrent que ni la dépendance institutionnelle de la BCM ni le solde commercial n'expliquent l'inflation à

Madagascar, et que les réformes monétaires récentes n'ont pas réellement amélioré l'efficacité institutionnelle de la Banque centrale.

Toutefois, cette recherche présente des limites : elle ne prend pas en compte certains déterminants structurels (marchés agricoles, énergie, commerce extérieur) ni les effets de transmission financière encore faibles dans le pays. Les réformes monétaires récentes, comme l'ajustement des taux directeurs et les efforts de modernisation de la BCM, ouvrent des perspectives mais ne suffiront pas sans une articulation crédible avec la politique budgétaire. Les principaux apports de ce travail résident donc dans la mise en évidence de la fragilité de l'indépendance opérationnelle de la BCM et dans l'appel à repenser plus largement la gouvernance économique. Les prochaines recherches devront explorer la manière dont les réformes institutionnelles, la diversification économique et une meilleure coordination budgétaire-monétaire peuvent contribuer à rompre le cercle vicieux entre déficit public, inflation et pauvreté, mais aussi à construire une trajectoire durable de stabilité macroéconomique. Nous nous, enfin : *Madagascar peut-elle réellement stabiliser son inflation sans une gouvernance économique intégrée et une coordination crédible entre politique budgétaire et politique monétaire ?*

Références bibliographiques

- Agoba, A. M., Abor, J., Osei, K. A., & Sa-Aadu, J. (2017). Central bank independence and inflation in Africa : The role of financial systems and institutional quality. *Central Bank Review*, 17(4), 131-146.
- 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.
- Alesina, A. (1988). Macroeconomics and politics. *NBER Macroeconomics Annual*, 3, 13-52.
- Alpanda, S. & Honig, A. (2009). The Impact of Central Bank Independence on Political Monetary Cycles in Advanced and Developing Nations. *Journal of Money, Credit and Banking*, 41(7), 1365-1389.
- Arestis, P. & Bain, K. (1995). The Independence of Central Banks : A Nonconventional Perspective. *Journal of Economic Issues*, Taylor & Francis Journals, 29(1), 161-174.
- Arestis, P. & Sawyer, M. (2005). Aggregate demand, conflict and capacity in the inflationary process. *Cambridge Journal of Economics*, Cambridge Political Economy Society, 29(6), 959-974.

- Barro, R. J., & Gordon, D. B. (1983). Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 12(1), 101-121.
- Bernanke, B. S. & Gertler, M. (2001). Should Central Banks respond to Movements in Asset Prices ? *American Economic Review*, 91(2), 253-257.
- Blot, C. (2018). Les Banques centrales peuvent-elles encore être indépendantes ? *Revue française d'économie*, 2018/3, vol. XXXVIII, 127-164.
- Borio, C. E. & White, W. R. (2004). Whither Monetary and Financial Stability ? The Implications of Evolving Policy Regimes. BIS working paper, 147.
- Cecchetti, S. G., Genberg, H., Lipsky, J. & Wadhvani, S. (2000). Asset Prices and Central Bank Policy. *Centre for Economic Policy Research*, 2, 1-84.
- Cukierman, A. & Webb, S. B. (1995). Political influence on the central Bank : international evidence. *The World Bank economic Review*, 9(3), 397-423.
- Cukierman, A. (2008). Central bank independence and monetary policy making institutions – Past, present and future. *European Journal of Political Economy*, 24(4), 722-736.
- 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*, World Bank, 6(3), 353-398.
- Dickey, D.A. & Fuller, W.A. (1971). The Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 66(336), 427-431.
- Eijffinger, S. & Van Keulen, M. (1995). Central bank independence in another eleven countries. *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, Banca Nazionale del Lavoro, 48(192), 39-81.
- Engle, R. F. & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction. Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Fernández-Albertos, J. (2015). The politics of Central bank independence. *Annual Review of political science*, 18(1), 217-237.
- Fonds monétaire international. (2024). Union of the Comoros : Second Review under the Extended Credit Facility Arrangement and Request for a Waiver of Nonobservance of Performance Criterion-Press Release ; Staff Report ; and Statement by the Executive Director for the Union of Comoros, IMF Staff Country Reports 2024/212.

- Fonds monétaire international. (2025). Republic of Madagascar : Staff Report for the 2024 Article IV Consultation and First Reviews under the ECF/RSF arrangements (Staff report / country report). IMF.
- Fonds monétaire international. (2025). Seychelles : IMF Country Report 2025/... (Staff Report), June 2025.
- Georgieva K. (2024). Renforcer l'indépendance des Banques centrales pour protéger l'économie mondiale. Banques centrales. www.imf.org. 21 Mars 2024.
- Ghrissi, M. (2009). Evaluation du degré d'indépendance de la Banque centrale de Tunisie ». HAL-SHS. 25 pages.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- Grilli, V., & Milesi-Ferretti, G. M. (1995). Economic Effects and Structural Determinants of Capital Controls. *IMF Staff Papers*, Palgrave Macmillan, 42(3), 517-551.
- Grilli, V., Masciandaro, D. & Tabellini, G. (1991). Political and monetary institutions and public financial policies in the industrial countries. *Economic Policy*, 6(13), 341–392.
- Jácome, L. I. (2001). Legal Central Bank Independence and Inflation in Latin America During the 1990s. *IMF Working Papers*, 2001/212, International Monetary Fund.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.
- Kirsanova, T., Stehn, S. J. & Vines, D. (2005). The Interactions between Fiscal Policy and Monetary Policy. *Oxford Review of Economic Policy*, Oxford University Press and Oxford Review of Economic Policy Limited, 21(4), 532-564.
- Klomp, J., & de Haan, J. (2010). Inflation and central bank independence: A meta-regression analysis. *Journal of Economic Surveys*, 24(4), 593-621.
- Labye, A. (2015). Crédibilité de la banque centrale et soutenabilité de la politique budgétaire. *Revue d'économie financière*, Association d'économie financière, 0(3), 303-330.
- Mangano, G. (1998). Measuring central Bank : a tale of subjectivity and of its consequences. *Oxford Economic Papers*, 50, 468-492.
- Monnet, E. (2023). The history of central Banks. *Oxford Research Encyclopaedia of Economics and Finance*. Oxford University Press, 23 août 2023.
- Pesaran, M. H. & Shin, Y. (1999). An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. In S. Strom (Ed.), *Econometrics and Economic Theory*

in the 20th Century : The Ragnar Frisch Centennial Symposium (Chapter 11). Cambridge University Press.

- Plessis, A. (2010). Histoire de la Banque de France. Albin Michel, 14 Avril 2010 (ISBN 978-2-226-21374-7). Cité par Olivier Feiertag (2010). Introduction. Les Banques centrales et l'Etat. Une réévaluation.
- Rogoff, K. (1985). The Optimal Degree of Commitment to an Intermediate Monetary Target. The Quarterly Journal of Economics, President and Fellows of Harvard College, 100(4), 1169-1189.
- Sargent, T. J. & Wallace, N. (1981). Some unpleasant monetarist arithmetic. Quarterly Review, Federal Reserve Bank of Minneapolis, 5(Fall).
- Schwartz, A. J. (1995). Why Financial Stability Depends on Price Stability, Economic Affairs, 15(4), 21-25.
- Seetanah, B., Sannasee, R. V. & Dilmohamed, S. (2014). Central Bank Independence and Inflation : Evidence from Mauritius (1975–2010). African Development Review, 26(4), 561-571.
- Stackelberg, H. von. (1934). Marktform und Gleichgewicht. Wien & Berlin : Springer. By J. R. Hicks. (1935). The Economic Journal, 45(178), 334-336.
- Tanzi, V. (1977). Inflation, Lags in Collection, and the Real Value of Tax Revenue. IMF Staff Papers, 24, 154-167.