

CAHIER
DE RECHERCHE

Août
2025

BRH / MAE CR-007



BANQUE DE LA RÉPUBLIQUE D'HAÏTI



01. VÉRIFICATION DE L'ADÉQUATION ENTRE LA CROISSANCE DES INDICATEURS MONÉTAIRES ET L'ÉVOLUTION DE L'ACTIVITÉ ÉCONOMIQUE EN HAÏTI (2010-2024)

Résumé	1
Introduction	2
Considérations théoriques sur l'articulation entre l'offre monétaire et l'évolution de l'activité économique	5
Tentatives d'explications des divergences de tendances observées	13
Analyse de la matrice des coefficients de corrélation des indicateurs clés	16
Simulation économétrique de l'adéquation entre M3, la base monétaire, l'IPC et l'activité économique	17
Approche méthodologique	17
Spécification et estimation du modèle	17
Présentation et interprétation des résultats	19
Validation du modèle	20
Analyse des réponses impulsionnelles de l'ICAE aux chocs sur les autres variables considérées	20
Conclusion et recommandations	23
Revue bibliographique	26
Annexes Statistiques	28

02. LES DÉTERMINANTS DES GAINS DE CHANGE EN POURCENTAGE DU REVENU DES BANQUES HAÏTIENNES

1. Mise en contexte et objectif de l'étude	3
2. Clarification des Concepts Clés	3
3. Revue de littérature	4
4. Les gains de change dans le système bancaire haïtien : Évolution et cas des différentes banques	8
5. Présentation du modèle et des données utilisées	13
6. Analyse des résultats	15
7. Conclusion	18
8. Références	19

03. DÉTERMINANTS DES PRÊTS NON-PRODUCTIFS EN HAÏTI : UNE ANALYSE EMPIRIQUE SUR LA PÉRIODE DE 1996 À 2023

Introduction	2
Revue de littérature	4
Les facteurs explicatifs des prêts non-productifs en Haïti	6
Facteurs macroéconomiques	6
a) Le produit intérieur brut (PIB)	6
b) Le taux d'inflation	7
c) La masse monétaire (M3)	8

Facteurs macroéconomiques	6
a) Le produit intérieur brut (PIB)	6
b) Le taux d'inflation	7
c) La masse monétaire (M3)	8
d) Le taux d'intérêt débiteur	10
Facteurs spécifiques aux banques	11
a) Taux de rentabilité des fonds propres (ROE)	11
b) Ratio des créances douteuses au total des prêts (prêts improductifs en % des prêts bruts)	12
Étude empirique	15
Présentation du modèle	15
Signes attendus	16
Résultats du modèle	16
a) Test de stationnarité des séries	16
b) Résultats d'estimation du modèle	17
Résultats empiriques	18
Conclusion et recommandations	20
Références bibliographiques	22
ANNEXE	23

04. POLITIQUE MONÉTAIRE ET CRÉDIT BANCAIRE EN HAÏTI: UNE ANALYSE EMPIRIQUE

1. Introduction	4
2. Revue de littérature	5
3. Politique monétaire en Haïti	7
3.1. Les instruments de la politique monétaire	7
3.2. L'évolution récente de la posture de la politique monétaire et du cadre macroéconomique	8
4. Données et Méthodologie	11
4.1. Données	11
4.2. Modèle économétrique	11
5. Résultats et Discussions	14
5.1. Résultats des tests de stationnarité	14
5.2. Test de causalité entre les variables	14
5.3. Test de cointégrationm	15
5.4. Estimation du modèle	16
5.5. Diagnostic du modèle	16
5.5.1. Test de stabilité du modèle, de normalité et d'autocorrélation des erreurs	16
5.6. Simulation de réponse aux chocs de la politique monétaire	17
5.7. Décomposition de la variance	19
6. Conclusions et recommandations	20
7. Référence bibliographiques	22
8. Annexe	23

Avant-Propos

La Banque de la République d'Haïti (BRH) prend plaisir à vous présenter son Cahier de Recherche #7. Entre l'adoption d'une démarche scientifique saine et l'obligation statutaire de promouvoir la stabilité du système financier, la réflexion nous conduit au confluent de deux ordres de préoccupations dont les interactions ont fini par produire un cadre autonome de politique publique sous le nom évocateur de macroprudence. Ce domaine de réflexion est redevable des travaux de Kaminsky and Reinhart (1996)¹ sur les problèmes joints du système bancaire et de la balance des paiements et, plus spécifiquement, de ceux de Kaminsky, Lizondo and Reinhart (1998)² sur les signes précurseurs des crises monétaires s'inspirant des enseignements de la Crise Asiatique de 1997. Depuis, les leçons tirées des problèmes financiers des deux dernières décennies ont permis de façonner ce qu'il convient d'appeler aujourd'hui la politique macroprudentielle et qui fait désormais partie du cadre d'action de la Banque centrale.

Les études qui composent ce Cahier s'inscrivent aisément dans la lignée des réflexions confluentes entre les politiques monétaire et prudentielle. Les thématiques abordées, à travers les titres qui suivent, militent en faveur de ce courant de politiques publiques :

- Vérification de l'adéquation entre la croissance des indicateurs monétaires et l'évolution de l'activité économique en Haïti (2010-2024);
- Les déterminants des gains de change en pourcentage des revenus des banques haïtiennes;
- Déterminants des prêts improductifs en Haïti: une analyse empirique sur la période de 1996 à 2023;
- Politique monétaire et crédit bancaire en Haïti: une analyse empirique.

Il s'agit d'une incursion dans un domaine qui a longtemps retenu l'attention de la BRH et dont les instruments sont utilisés au besoin dans le courant de certaines actions de politique monétaire mais qui tardent à faire l'objet, dans le cadre d'une démarche institutionnelle appropriée, de travaux empiriques rattachés au contexte de l'économie haïtienne. Sans revendiquer cette prétention, ce cahier a la vertu de mettre cette préoccupation à l'ordre du jour tout en proposant des éléments de réponses à des questions qui touchent à ce domaine.

¹Graciela L. Kaminsky & Carmen M. Reinhart, 1996. "The twin crises: the causes of banking and balance-of-payments problems," International Finance Discussion Papers 544, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).

²Reinhart, Carmen & Kaminsky, Graciela & Lizondo, Saul, 1998. "Leading Indicators of Currency Crises," IMF Staff Papers Vol. 45, No. 1. International Monetary Fund, Washington DC.

Le premier texte du Cahier de Recherche propose une investigation empirique de l'adéquation entre la croissance des indicateurs monétaires et l'évolution de l'activité économique. Le support théorique de cette démarche prend forme autour de la version fishérienne de l'équation quantitative de la monnaie et propose deux lectures différentes quant à l'interaction des variables en présence et corrélativement des politiques publiques qui en découlent :

- La première introduit l'idée d'une relation viable entre les variantes de l'offre de monnaie et les indicateurs de production et de prix de l'activité économique sous l'hypothèse restrictive de constance de la vitesse de circulation de la monnaie. Le support de cette proposition renvoie à la règle d'or monétariste d'une croissance proportionnelle donnée de l'offre de monnaie par rapport à celle de la production comme condition de stabilité du niveau général des prix. Il en découle une demande d'encaisses réelles à des fins strictes de transactions et l'adoption d'un schéma classique de dichotomie entre les sphères monétaire et réelle de l'économie.
- La seconde relâche l'hypothèse de constance de la vitesse de circulation de la monnaie et introduit celle de la rigidité des prix, s'inscrivant d'emblée dans la tradition keynésienne de politique monétaire contracyclique. Il en découle une composante spéculative de la demande d'encaisses réelles et l'existence possible d'un certain degré d'intégration des sphères monétaire et réelle de l'économie.

Le travail ne privilégie aucune des deux visions de politiques publiques attachées à l'équation quantitative et ne s'attarde point à arbitrer de leur adéquation à la réalité de l'économie haïtienne. Il prend néanmoins pour acquise l'existence a priori de relations viables entre les variables de l'équation pour en étudier la validité empirique dans le cadre d'une démarche jointe d'analyse statistique et économétrique. Ce qu'il en ressort est l'absence de relations statistiques ou économétriques probantes entre les variables monétaires et l'indicateur conjoncturel de l'activité économique (ICAE) utilisé comme proxy du Produit Intérieur Brut réel sur la période allant de 2018 à 2024. Par contre les impulsions monétaires auraient joué sur le comportement de l'Indice des Prix à la Consommation (IPC) utilisé comme proxy du déflateur du PIB. Sous réserve du nombre réduit de la période considérée et des crises diverses qui la caractérisent, les résultats empiriques penchent en faveur d'une interprétation classique des variables de l'équation quantitative appliquée à l'économie haïtienne et portent à privilégier l'idée d'une relation dichotomique entre les sphères réelle et financière de l'économie.

Le second texte du Cahier de Recherche analyse les déterminants des gains de change dans le système bancaire haïtien sur la période 2015-2024. Cette étude a la vertu de soulever des questions qui touchent à deux ordres de préoccupations de nature macroprudentielle. Le premier privilégie la dimension sectorielle du système pour étudier les déterminants internes de la performance bancaire à travers l'impact de variables microéconomiques tels que l'actif total, le ratio du portefeuille de crédit par rapport aux dépôts et les dépenses d'exploitation. Le second met l'accent sur l'environnement macroéconomique du système pour étudier les déterminants externes de la performance bancaire à travers l'impact de variables telles que le taux de change, l'inflation, un indicateur de concentration de marché et une variable d'échelle rendue par l'indice de l'activité économique. Deux variables indicatrices sont ajoutées aux deux groupes précédents ; l'une pour capter l'influence de mesures réglementaires adoptées à partir de la fin de 2020 sur le marché de change et l'autre pour singulariser la présence de banques à capitaux étrangers. L'ensemble de ces variables intègre un modèle linéaire de régression pour expliquer le comportement du ratio de gains de change sur le produit net bancaire.

Le modèle a été testé à l'aide de données de panel sur les trimestres de la période de 2015-2024 et couvre les huit banques du système bancaire. Les résultats ne sont pas sans surprise. Ils confortent néanmoins les a priori quant à l'impact de la plupart des variables explicatives sur les gains de change. Une variante dynamique du modèle qui incorpore le ratio de gains de change décalé d'une période montre la faible présence d'une composante d'inertie dans la formation de cette variable. Il s'ensuit que « la dépendance d'une banque par rapport aux gains de change dans son PNB au cours d'un trimestre ne détermine pas cette dépendance

au prochain trimestre, ce qui contraste avec l'idée généralement entretenue d'une politique de génération à outrance de revenus de change. Un résultat contre-intuitif renvoie au coefficient positif, quoique non significatif, du ratio du portefeuille de crédit au total des dépôts, suggérant "que dans certains cas, une banque plus engagée dans l'intermédiation financière (ratio crédit sur dépôt élevé), ne subit pas nécessairement une baisse de la part des gains de change dans son PNB". Irait-on jusqu'à écarter la possibilité que la recherche de gains sur le marché de change soit facteur de désintermédiation ?

Pour ce qu'il s'agit de la capacité explicative globale du modèle, l'analyse de l'ensemble des régresseurs montre des coefficients importants mais un degré faible sinon nul de significativité des déterminants internes de la variable de gains de change : non significativité du total des actifs, du portefeuille au total des dépôts et significativité au seuil de 10% des dépenses d'exploitation. Du côté des déterminants externes, l'inflation est la variable avec le plus fort degré de significativité ; l'indice de l'activité économique est au seuil de 10% tandis que la concentration bancaire et la variation du taux de change sont non significatives. Cependant les résultats les plus significatifs concernent le poids statistiquement important des deux variables indicatrices. Ils confirment la forte dépendance aux gains de change de celle se rapportant à l'existence d'une banque à capitaux étrangers, en l'occurrence la Citibank, l'importance des mesures réglementaires dans l'orientation du marché de change et le comportement des acteurs concernés. Les résultats se rapportant à cette variable institutionnelle suggèrent "que les mesures réglementaires introduites par la BRH, à la fin de l'exercice 2020, pour renforcer la formalisation du marché des changes ont largement contribué à renforcer la part des gains de change dans le PNB.

Les enseignements à tirer du modèle sont la relative efficacité des mesures institutionnelles appropriées et calibrées préposées à l'encadrement d'un système bancaire évoluant dans un environnement à risque élevé. L'analyse des déterminants tant internes qu'externes du poids des gains de change dans les revenus des banques ne laisse en rien suggérer des effets non désirés, notamment des mesures réglementaires relatives au marché de change, sur la médiation bancaire et les fonctions de maximisation de profit des banques. Cependant deux ordres de précautions s'imposent avant de traduire les résultats du modèle en support aux politiques publiques :

- 1 L'extension rétrospective de la période d'estimation du modèle pour en étudier la stabilité quitte à utiliser des procédures qui tiennent compte des changements paramétriques et structurels ayant pu intervenir sur une période prolongée de conduite de la politique monétaire et à introduire d'autres variables de nature macroéconomique, microéconomique ou sectorielle. L'indice de Herfindahl-Hirschman est une variable parmi d'autres qu'on pourrait intégrer pour tenter de capter les facteurs liés à la concentration du marché bancaire.
- 2 L'évaluation de mesures réglementaires connexes sur la gestion des banques en matière de prise de risque sur le marché de change notamment par rapport à la tentation de garder des positions structurelles longues, alimentant ainsi les conditions d'attaques spéculatives prolongées dans un marché de change historiquement haussier. À ce titre une analyse contrefactuelle de l'impact de la circulaire sur la position de change prendrait un intérêt certain.

Dans l'ensemble, les résultats du modèle permettent de conforter la posture traditionnelle de la Banque centrale dans la gestion du marché de change. Cette posture reste en phase avec le maintien de la politique actuelle d'ancrage du taux de change en attendant que soient réunies, à travers des gains effectifs de productivité, les conditions de remembrement des secteurs réels de production afin de justifier l'ouverture à une politique de change plus fortement orientée vers la compétitivité de nos exportations.

La troisième étude de ce cahier de recherche propose une analyse des déterminants des prêts non productifs en Haïti sur la période allant de 1996 à 2023. Elle touche à certains égards à la question de la rentabilité du système, donc du PNB, dont une composante non négligeable en Haïti, les gains de change, fait l'objet de l'étude

précédente. Elle touche également au problème de la dichotomie, exposée dans la première étude, entre la sphère réelle, rendue par le PIB, et la sphère monétaire de l'économie. L'analyse des déterminants des prêts stériles, telle qu'elle est présentée dans cette investigation, répond bien aux préoccupations de nature macro-prudentielle puisqu'elle conserve, dans les variables sectorielles de profitabilité, les éléments microéconomiques de gestion qui concourent à la rentabilité bancaire, tout en les rapportant aux facteurs macroéconomiques qui les influencent. L'une des variables de prix qu'on pourrait intégrer dans ces facteurs est le taux de change effectif réel pour capter l'impact sur la santé bancaire, de la perte de compétitivité des entreprises du secteur des échangeables, notamment celles du sous-secteur des exportables. Il reste malheureusement à savoir si la configuration de l'économie haïtienne des dernières décennies se prête à la pertinence d'un tel mécanisme.

À juste titre, le modèle présenté dans cette étude, faisant abstraction du taux de change effectif réel, propose le ratio des créances douteuses par rapport aux prêts comme fonction d'une matrice de régresseurs accompagnés de leur signe respectif (+/-) et donnée par : le taux de croissance du PIB réel(-), le taux d'inflation(+), la variation du taux de change nominal(+), le taux de croissance de la masse monétaire M3(-), le rendement sur les actifs(-), le ratio des provisions pour créances douteuses en pourcentage des prêts(-) et une variable indicatrice pour capter les effets occasionnés par le séisme de 2010. Les tests économétriques ont porté sur une approche AutoRegressive Distributed Lag (ARDL) ajoutée d'une composante de modèle à correction d'erreur (ECM) pour « mieux analyser la dynamique des ajustements à court terme ainsi que le retour vers l'équilibre à long terme ». La puissance analytique du modèle est renforcée par la forte capacité explicative et la robustesse des résultats obtenus ainsi que par la justesse des signes attendus. Sauf celui du taux de change qui, symptomatiquement, diffère dans l'estimation de la relation de long terme.

L'analyse des résultats suggère que « l'évolution des prêts non productifs (PNP) en Haïti entre 1996 et 2023 reflète les profondes vulnérabilités économiques, financières et institutionnelles qui affectent durablement le système bancaire national ». Cette situation se traduit, à court et à long terme, par les effets suivants : (1) l'inflation se révèle être un facteur constant de dégradation de la qualité des portefeuilles, en réduisant le pouvoir d'achat et la capacité de remboursement des emprunteurs ; (2) la croissance monétaire améliore la qualité du portefeuille à travers la baisse des taux d'intérêt ou l'augmentation de la liquidité bancaire ; (3) la rentabilité des fonds propres exerce un facteur bénéfique dans le maintien d'un portefeuille de qualité par la relation intertemporelle qu'elle entretient avec la capacité à provisionner les prêts devenus stériles dans le futur ; (4) les provisions pour créances douteuses produisent un effet corollaire de celui de la rentabilité des fonds propres.

Quant au taux de change, l'effet à court terme est de sens et de degré comparables à celui de l'inflation contemporaine mais dégage à long terme l'effet contraire d'amélioration du portefeuille pour des raisons probablement liées à « l'adaptation progressive des emprunteurs et des banques aux fluctuations monétaires » et à une moindre durabilité des effets de la dépréciation monétaire. Cette proposition est renforcée par la nullité des effets retardés du taux de change, contrairement à l'inflation qui conserve un effet statistiquement fort deux périodes après son impact initial. Elle avalise également l'idée d'un bénéfice potentiel à tirer de la dépréciation du taux de change effectif réel sur la qualité du portefeuille quand des gains de productivité et de diversification de la production permettront d'engranger sur la compétitivité-prix de nos biens exportables. La dynamique du modèle montre que le ratio des prêts non productifs s'ajuste assez rapidement à son équilibre de long terme, après un choc initial, suggérant une certaine propension des gestionnaires à rester dans la conformité prudentielle.

Finalement, la question de l'intégration des sphères monétaires et réelles de l'économie est adressée à travers les résultats associés au Produit Intérieur Brut. Malgré la justesse du signe attendu, le coefficient est fortement non significatif, à court terme, comme à long terme $p > 90\%$, avalisant l'hypothèse de dichotomie largement évoquée dans l'appréciation des résultats de la première étude. L'explication fournie par les auteures de la présente étude transcende les controverses théoriques sur la question pour s'en tenir à l'analyse suivante :

Une explication plausible réside dans la nature peu inclusive de la croissance en Haïti, fortement concentrée dans certains secteurs formels, tandis qu'une part importante de l'activité économique échappe aux circuits bancaires traditionnels en raison du poids considérable du secteur informel, qui représente environ 60 % de l'emploi selon les estimations de l'Organisation Internationale du Travail (OIT). En outre, la croissance enregistrée au cours de la période étudiée a souvent été instable, tributaire de chocs exogènes (catastrophes naturelles, crises sociopolitiques), ce qui limite son impact structurel sur la solvabilité des emprunteurs. Ainsi, l'absence d'effet significatif du CX_PIB pourrait refléter la déconnexion entre les indicateurs macroéconomiques classiques et la réalité du système bancaire, qui finance essentiellement une clientèle restreinte et peu représentative du tissu économique global.

Des facteurs structurels qui indiquent irréfutablement le sens dans lequel devrait aller une politique visant à l'intégration des sphères monétaire et réelle et l'ampleur des actions à entreprendre.

La quatrième étude de ce cahier de recherche s'intitule : Politique monétaire et Crédit bancaire en Haïti : Une analyse empirique. Elle propose une évaluation de la performance bancaire vue sous l'angle de la capacité du système à délivrer du crédit aux différents secteurs économiques dans des conditions de coûts et de service qui favorisent la rentabilité des projets d'investissement. Cet article met fin à cette incursion, il est vrai, encore timide dans le domaine de la macroprudence et boucle la question de l'intégration des sphères monétaire et réelle, telle qu'elle transpire dans cette compilation. L'un des intérêts de cette compréhension de la performance bancaire est qu'elle débouche sans détour sur la question de l'efficacité de la politique monétaire sans exclure les critères microéconomiques qui tiennent des règles de l'art dans la gestion des entités bancaires. Et c'est dans ce cheminement que se trame le lien entre les quatre études de ce cahier. On est parti du cadre macroéconomique posé par l'équation quantitative de la monnaie, on a cheminé ensuite vers les déterminants des revenus de change puis vers ceux des prêts stériles des banques commerciales et on termine avec la problématique de l'efficacité de la politique monétaire telle qu'elle est conduite à travers le système bancaire.

Cette problématique est testée à travers un modèle empirique qui pose le crédit au secteur privé comme une fonction (1) de variables de politique publique données par : le taux d'intérêt sur les bons à 91 jours, les taux d'intérêt débiteurs, les coefficients de réserves obligatoires ; (2) de variables de contrôle données par : le taux d'inflation et le taux de change dans le cadre d'un modèle de vecteur autorégressif. Une approche de cointégration vectorielle a été adoptée pour tester notamment l'existence de relation de long terme entre la politique monétaire et la performance bancaire. Les réponses aux chocs simulés ont permis d'avancer, qu'à court terme, les instruments de politique monétaire influencent l'octroi de crédit bancaire en Haïti. Ces instruments sont tout aussi efficaces dans la stabilisation du taux de change ou la maîtrise des poussées inflationnistes. Toutefois, leur efficacité reste relativement faible. Par contre, à long terme, les résultats concluent à leur inefficacité sur la base de la performance bancaire telle qu'elle est mesurée dans le cadre de cette analyse.

Les quatre études de ce cahier de recherche concourent à l'idée que la question de l'efficacité de la politique monétaire se couple à celle de l'intégration des sphères monétaire et réelle de l'économie. Du moins, c'est l'opinion que je me fais de la lecture jointe que suggèrent les analyses qui s'en dégagent. Un prisme, je dois l'avouer, qui relève d'un large spectre de considérations, lesquelles trouvent leur vraisemblance dans les zones, pourtant plus étroites, de frontière entre la micro et la macroéconomie. D'où la nature macroprudentielle de mon angle d'approche. Ce qui n'est pas sans un brin de controverse. Controverse que je voudrais suffisamment forte pour piquer votre curiosité à lire les textes de cette présente compilation.

Ronald Gabriel
Gouverneur
<https://www.linkedin.com/in/ronald-gabriell/>

01

Vérification de l'adéquation entre la croissance des indicateurs monétaires et l'évolution de l'activité économique en Haïti (2010-2024)

Document de travail

Préparé par Jean Naurable Charles et Médy Orliçon Désirail, de la Direction Monnaie et de l'analyse Économique (MAE).
Remerciements spéciaux aux collègues de la MAE et de la DREF pour leurs commentaires de ce travail.

Juin 2025

Résumé



Cette étude vise à apporter des éléments de réponse à la problématique de l'existence, ou non, d'une adéquation entre l'évolution des indicateurs monétaires et celle de l'activité économique en Haïti, notamment au cours de la période récente.

Dans cette perspective, des données ont été recueillies sur la masse monétaire et la base monétaire au sens large, d'une part, et sur le PIB nominal ainsi que sur l'indice global de l'Indicateur Conjoncturel d'Activité Économique (ICAE), d'autre part. Les premières analyses ont révélé une certaine divergence dans les tendances observées sur la période allant de 2018 à 2024. En élargissant la période d'étude du premier trimestre 2010 au troisième trimestre 2024, ces constats préliminaires ont été approfondis à l'aide de simulations empiriques reposant sur des modèles à vecteurs autorégressifs structurels (SVAR(p)). Ces simulations ont confirmé les résultats initiaux : l'évolution des indicateurs monétaires ne semble pas clairement corrélée à celle de l'activité économique en Haïti sur la période considérée. Toutefois, une certaine réponse impulsionnelle de l'activité économique aux chocs monétaires (touchant tant la masse que la base monétaire) a été identifiée. Cette réponse transite par les mécanismes de transmission affectant le niveau général des prix, lequel entretient une relation statistiquement significative — quoique négative — avec l'ICAE, après un certain délai.

This empirical study seeks to contribute to the ongoing debate regarding the extent to which changes in monetary indicators — particularly base money and the money supply — align with the evolution of economic activity in Haiti. To this end, data were collected on the monetary base and money supply in a broad sense, as well as on nominal GDP and the composite index of the short-term Indicator of Economic Activity (ICAE). Preliminary analysis revealed notable divergences in trends over the period from the fourth quarter of fiscal year 2018 to the first quarter of 2024. By extending the time frame to cover the period from the first quarter of 2010 to the third quarter of 2024, these initial findings were further examined using empirical simulations based on vector autoregressive (VAR(p)) models. The results confirmed the preliminary conclusion: there appears to be no clear or consistent relationship between the growth of monetary aggregates and the progression of economic activity in Haiti over the period under review. However, the analysis does reveal an impulse response of economic activity to monetary shocks — stemming from both the monetary base and the money supply — transmitted through price-level dynamics. These effects exhibit a statistically significant, albeit negative, correlation with the ICAE, after a certain lag.

Mots clés : Politique monétaire, activité économique

I. Introduction

Le bon fonctionnement d'une économie repose sur une articulation cohérente entre ses quatre grands secteurs : le secteur réel, le secteur monétaire, le secteur externe et celui des finances publiques. La littérature économique accorde une attention particulière à la relation qui lie la politique monétaire, pilotée par la banque centrale, à la dynamique de l'activité économique réelle, à travers les canaux de transmission monétaire.

Toutefois, les effets de la politique monétaire sur l'économie réelle ne sont ni linéaires ni symétriques. Schaller (1995), cité par Moto (2020), souligne que ces effets varient selon la phase du cycle économique : les chocs monétaires ont un impact plus marqué en période de récession qu'en phase d'expansion. De même, Cover (1992), cité par Garcia et Schaller (1999), montre que, dans le cas des États-Unis, un choc positif sur l'offre de monnaie a un effet négligeable sur la production, alors que les chocs négatifs génèrent des effets significatifs. Ces observations appellent à une analyse contextuelle, tenant compte des asymétries dans les réponses économiques aux impulsions monétaires.

Par ailleurs, un nombre croissant de travaux reconnaissent que la stabilité macroéconomique dépend largement de la qualité de la gouvernance. Un environnement institutionnel stable, transparent et prévisible constitue une condition essentielle à l'efficacité des politiques économiques. Dans cette optique, Kaufmann, Kraay et Mastruzzi (2003), ainsi que Kaufmann et al. (2005), ont démontré que la solidité des institutions renforce la résilience des économies aux chocs, qu'ils soient d'origine exogène ou endogène. Dans ce cadre analytique, deux principaux régimes de conduite de la politique monétaire peuvent être identifiés :

1o) **Le régime de dominance budgétaire**, dans lequel la banque centrale est contrainte de s'ajuster aux exigences de financement de l'État. La monétisation du déficit public y impose une contrainte intertemporelle susceptible de limiter l'efficacité des décisions monétaires. Dans un tel contexte, Sargent et Wallace (1981) recommandent un ciblage intermédiaire des agrégats monétaires — notamment la base monétaire issue du bilan de la banque centrale — afin de préserver, dans une certaine mesure, la capacité de l'autorité monétaire à atteindre l'objectif de stabilité des prix.

2o) **Le régime de dominance monétaire**, fondé sur un ciblage explicite de l'inflation. Ce modèle repose sur l'existence d'institutions monétaires fortes, en particulier une banque centrale indépendante. Il concilie autonomie opérationnelle et obligation de rendre compte, dans une logique de « discrétion contrainte » telle

que théorisée par Bernanke et Mishkin (1997). Cette approche vise à renforcer la crédibilité de la politique monétaire tout en assurant sa flexibilité dans la gestion conjoncturelle.

Dans le cas d'Haïti, la politique monétaire évolue dans un environnement caractérisé par une instabilité macroéconomique persistante, une gouvernance économique fragile et une croissance structurellement faible. Ce contexte soulève des interrogations quant à l'adéquation entre la trajectoire de l'offre de monnaie, administrée par la Banque de la République d'Haïti (BRH), et l'évolution de l'activité économique en termes réels.

La présente étude vise ainsi à examiner empiriquement le lien entre la progression des indicateurs monétaires — et en particulier de la base monétaire — et la dynamique de la production nationale. Elle s'appuie sur une période d'observation élargie, allant du premier trimestre 2010 au troisième trimestre 2024, afin de mieux saisir les tendances structurelles et les chocs conjoncturels observés (enregistrés) au cours des quinze dernières années. Pour atteindre cet objectif, l'analyse est structurée en quatre parties principales :

- La première partie présente le cadre théorique relatif à l'articulation entre l'offre de monnaie et l'activité économique, en mobilisant les principaux modèles et mécanismes de transmission monétaire.
- La deuxième partie propose une analyse des faits stylisés, fondée sur l'étude des tendances observées pour les principaux indicateurs monétaires et réels, sur la période d'étude. Cette étape permet de dégager des premiers éléments d'explication.
- La troisième partie approfondit l'analyse à travers une modélisation économétrique utilisant un modèle du type « vectoriel autorégressif structurel (SVAR(p)) ». Cette approche permet d'estimer les réponses impulsionnelles de l'activité économique aux chocs induits par les variables monétaires, sur la base de simulations empiriques réalisées sur la période 2010–2024.
- Enfin, la quatrième partie conclut l'étude en formulant des recommandations stratégiques à l'intention de la Banque Centrale d'Haïti. Celles-ci visent à améliorer l'efficacité de la conduite de la politique monétaire dans un contexte où le pays fait face à un double défi : une inflation structurellement élevée et une trappe à la récession, caractérisée par six années consécutives de croissance économique négative.

II. Considérations théoriques sur l'articulation entre l'offre monétaire et l'évolution de l'activité économique

L'étude de la relation entre l'évolution de l'offre de monnaie et celle de l'activité économique fait l'objet de diverses approches théoriques, parmi lesquelles le monétarisme occupe une place prépondérante. Selon la doctrine monétariste, l'offre monétaire doit croître en harmonie avec la production et les échanges de biens et services dans l'économie, soulignant ainsi le rôle central du motif de transaction dans la demande de monnaie. La quantité de monnaie disponible pour les agents économiques doit évoluer à un rythme compatible avec une stabilité du niveau général des prix. Le non-respect de cette condition conduit inévitablement à des pres-

sions inflationnistes. Dans ce cadre, la Banque centrale joue un rôle crucial : elle ajuste ses instruments de politique monétaire afin de maîtriser la masse monétaire et, par conséquent, garantir la stabilité des prix. Cette approche s'appuie sur la célèbre équation quantitative de la monnaie, développée initialement par Fisher (1911)³, qui constitue la pierre angulaire de la réflexion monétariste, particulièrement à partir des années 1970. L'équation s'écrit généralement sous la forme suivante, sous l'hypothèse d'une vitesse de circulation de la monnaie constante :

$$M_t V_t = P_t Y_t \quad (1)$$

où :

M : Masse monétaire ; V : Vitesse de circulation de la monnaie ; P : Niveau général des prix ; Y ou Q ou T : Niveau de production ou de transactions dans l'économie et t : le temps.

Cette identité souligne que toute variation excessive de l'offre de monnaie M, non compensée par une variation équivalente de la production réelle Q ou de la vitesse V, se traduit par une variation proportionnelle du niveau des prix P, donc par une inflation ou une déflation.

L'analyse empirique a confirmé, dans divers contextes, la pertinence de cette relation, même si elle reste soumise à certaines réserves, notamment liées à la stabilité de la vitesse de circulation de la monnaie, qui peut varier en fonction des innovations financières et des comportements des agents économiques (Friedman & Schwartz, 1963).

Au cœur du mécanisme de transmission monétaire se trouve la relation fondamentale entre la base monétaire (ou monnaie centrale) et la masse monétaire (au sens large), laquelle est médiée par ce que l'on appelle le multiplicateur monétaire. Cette relation est essentielle pour comprendre le processus de création monétaire, par lequel le système bancaire met à disposition des agents économiques les liquidités nécessaires au financement de l'activité économique. La base monétaire — composée de la monnaie fiduciaire en circulation et des réserves détenues par les banques commerciales auprès de la banque centrale — constitue le socle à partir duquel se construit la masse monétaire via le mécanisme de réallocation des dépôts et l'octroi de crédit. Le multiplicateur monétaire traduit alors l'ampleur avec laquelle la base monétaire peut être transformée en masse monétaire, sous l'effet du comportement des banques et du public. Ce mécanisme peut être exprimé de manière formelle par la relation suivante :

$$\mu = M_t / B_t \text{ ou } M_t = \mu \times B_t \quad (2)$$

μ : Multiplicateur monétaire ; M_t : Masse monétaire au temps t ;

B_t : Base monétaire au temps t ;

D'où : $P_t Y_t = \mu V B_t \quad (3)$

Avec $P_t Y_t$ un proxy de l'activité économique, sensiblement égal au PIB nominal au temps t.

$$B_t = (1/\mu V) * P_t Y_t \quad (3)$$

Le multiplicateur monétaire dépend principalement de deux variables comportementales : le taux de réserve imposé (ou volontairement maintenu) par les banques commerciales, et le taux de détention de monnaie fiduciaire par les agents non bancaires. Plus ces taux sont élevés, plus le multiplicateur est faible, ce qui limite l'effet d'expansion monétaire d'une augmentation de la base monétaire.

³ /The Purchasing power of money (1911)

Ainsi, il existe un lien implicite mais déterminant entre la base monétaire et l'activité économique, dans la mesure où les variations de la première — via le multiplicateur — influencent directement la masse monétaire en circulation, et par conséquent, les conditions de financement, la demande globale et les prix.

Cette approche s'inscrit dans le prolongement des travaux de Brunner et Meltzer (1972) et de McCallum (1989), qui soulignent que le contrôle de la base monétaire constitue une voie efficace pour influencer l'évolution de l'économie réelle, surtout dans des contextes où les canaux de taux d'intérêt sont peu efficaces ou incertains, comme c'est souvent le cas dans les économies en développement, encore d'avantage des économies à faible revenu comme celle d'Haïti.

La relation entre la base monétaire et l'activité économique s'active par le biais des mécanismes de transmission de la politique monétaire, c'est-à-dire les vecteurs à travers lesquels les décisions de la Banque centrale influencent la demande globale, l'investissement, la consommation, les prix et, in fine, le niveau de l'activité économique. Ces canaux, multiples et parfois interconnectés, peuvent être classés en deux grandes catégories : conventionnels et non conventionnels.

Canaux conventionnels

Les canaux conventionnels sont les suivants :

- **Le canal des taux d'intérêt** : la politique monétaire influence le taux directeur, lequel détermine le coût du crédit pour les ménages et les entreprises. Une baisse des taux stimule la consommation et l'investissement, et inversement (Mishkin, 1996).
- **Le canal du crédit bancaire** : la politique monétaire agit aussi sur la capacité des banques commerciales à accorder des crédits, via les conditions de refinancement et les exigences de réserve (Bernanke & Gertler, 1995).
- **Le canal des marchés financiers** : les décisions monétaires affectent la valeur des actifs financiers (actions, obligations), influençant ainsi la richesse des agents et leurs décisions de consommation (Tobin, 1969).
- **Le canal du taux de change** : une baisse des taux d'intérêt peut entraîner une dépréciation de la monnaie nationale, renforçant la compétitivité des exportations et stimulant la demande extérieure (Obstfeld & Rogoff, 1995).

Canal non conventionnel : les anticipations

À côté de ces canaux traditionnels, un canal non conventionnel joue un rôle croissant dans les politiques contemporaines : celui des anticipations. Il repose sur la capacité de la Banque centrale à influencer les prévisions des agents économiques par une communication efficace (effets d'annonce, orientations prospectives, ciblage d'inflation etc.), afin d'ancrer leurs anticipations d'inflation et de croissance (Woodford, 2003). Ce canal a été particulièrement mobilisé à travers les politiques dites de « forward guidance ».

Limites de l'approche monétariste et apport de l'approche keynésienne

Malgré sa cohérence interne, l'approche monétariste a été largement critiquée, notamment par les économistes keynésiens et structuralistes. Ces derniers remettent en cause l'hypothèse centrale de stabilité de la vitesse de circulation de la monnaie, soulignant son instabilité structurelle en période de crise ou d'anticipations volatiles (Tobin, 1969 ; Kaldor, 1982). En outre, les keynésiens insistent sur la présence de rigidités nominales, de trappes à la liquidité et d'imperfections de marché, qui rendent inopérants certains mécanismes de marché à court terme.

Dans ce contexte, la politique budgétaire — et plus largement une intervention active de l'État — devient nécessaire pour stabiliser l'économie en période de récession. Cela peut impliquer le recours au financement monétaire des déficits publics, permettant de stimuler la demande agrégée et de soutenir la production et l'emploi.

C'est précisément cette logique qui a guidé les grandes politiques de relance keynésienne, historiquement après la Grande Dépression de 1929, mais aussi plus récemment après la crise financière mondiale de 2008 et la crise sanitaire liée à la COVID-19 au début des années 2020. Dans ces contextes, les banques centrales (notamment la Réserve fédérale, la Banque centrale européenne et la Banque du Japon) ont adopté des politiques dites de quantitative easing (QE), consistant en l'achat massif de titres financiers afin d'injecter des liquidités dans l'économie, contourner les limites du canal des taux d'intérêt (notamment lorsque ceux-ci atteignent la borne zéro) et relancer la croissance (Krishnamurthy & Vissing-Jorgensen, 2011 ; Gagnon et al., 2011). Ces politiques, bien que non conventionnelles, prolongent l'esprit keynésien en s'appuyant sur une vision active et contracyclique du rôle des autorités monétaires et budgétaires face aux chocs macroéconomiques de grande ampleur.

III. Les faits stylisés

Dans le contexte haïtien, il demeure particulièrement difficile d'établir une corrélation stable et robuste entre l'évolution de l'activité économique et les autres composantes du cadre macroéconomique, notamment les dynamiques issues des secteurs monétaire et réel. Les relations empiriques entre les indicateurs de ces deux sphères apparaissent souvent floues, intermittentes, voire statistiquement faibles.

Ce constat s'explique principalement par le dysfonctionnement du mécanisme de transmission de la politique monétaire. En effet, les décisions prises par la Banque de la République d'Haïti (BRH), qu'il s'agisse de l'ajustement des taux directeurs ou de l'orientation du crédit, ne se transmettent que partiellement et avec retard au reste du système bancaire et financier. Cette faible répercussion limite considérablement la capacité de la politique monétaire à influencer efficacement la demande globale, les prix et l'activité réelle.

Plusieurs facteurs structurels contribuent à cette inertie :

- 3 Le climat sécuritaire instable et la dégradation du cadre institutionnel découragent les initiatives privées et les investissements productifs. L'insécurité généralisée entraîne une élévation de la prime de risque, contraignant les agents économiques, même les plus dynamiques, à repousser ou à réduire leurs projets.
- 4 L'asymétrie d'information constitue un autre obstacle majeur. Les spécificités de l'économie haïtienne — notamment le poids de l'informalité, l'absence de cadastres fiables, la faiblesse des garanties réelles et le manque de données comptables standardisées — limitent les capacités d'évaluation du risque de la part des institutions financières. Ce phénomène alimente un processus d'exclusion financière, particulièrement dans les zones rurales ou parmi les petits opérateurs économiques.
- 5 Il en résulte une fragmentation du système financier, souvent qualifiée de dualiste, marquée par la coexistence d'un secteur financier formel, relativement concentré autour de quelques grandes institutions bancaires, et d'un secteur informel, reposant sur les tontines, les coopératives informelles, et d'autres circuits parallèles. Ce dualisme réduit la portée des impulsions monétaires, car une large part des transactions économiques échappe au contrôle direct des instruments de politique monétaire conventionnels.

Ainsi, dans une telle configuration, l'efficacité de la politique monétaire se trouve structurellement affaiblie, rendant nécessaire une meilleure coordination entre les réformes institutionnelles, les efforts de bancarisation, le renforcement de la gouvernance économique, et une gestion plus proactive de la sécurité publique pour espérer une transmission plus fluide et plus efficace des signaux monétaires vers l'économie réelle.

Ce que révèlent les statistiques disponibles

Dans une perspective comparative visant à évaluer les évolutions récentes de l'environnement monétaire haïtien, les données disponibles sur la période allant du 30 septembre 2018 au 30 septembre 2024 ont été analysées. Cette période, marquée par une forte instabilité macroéconomique, révèle une expansion monétaire significative, tant au niveau de la masse monétaire que de la base monétaire.

Évolution de la masse monétaire

Au cours de la période considérée, la masse monétaire au sens large (M3) a enregistré une croissance de +119,86 %, tandis que la masse monétaire au sens restreint (M1) a progressé encore plus rapidement, avec une augmentation de +124,94 %. Cette dynamique reflète une forte expansion des composantes internes de la liquidité, en particulier le crédit intérieur, qui a crû de +128,36 %⁴. Ce dernier a joué un rôle moteur dans l'alimentation de la demande globale, en dépit d'un environnement économique marqué par des contraintes structurelles et des tensions inflationnistes persistantes.

Évolution de la base monétaire

Une tendance similaire a été observée au niveau de la base monétaire, qui a connu une progression soutenue, illustrant le rôle actif de la Banque centrale dans le soutien de la liquidité bancaire. Ainsi :

- La base monétaire au sens large est passée de 187,95 milliards de gourdes en septembre 2018 à 452,69 milliards de gourdes à la même date en 2024, soit une hausse de +140,85 %.
- Au sens restreint, elle a enregistré une augmentation de 134 %, atteignant 233,50 milliards de gourdes au 30 septembre 2024.

Cette dynamique reflète, en grande partie, la montée en flèche des créances de la BRH sur l'État. À l'actif du bilan de la Banque centrale, ces créances ont bondi de +265,28 % sur la période analysée. Cette évolution s'inscrit dans un contexte de financement monétaire intensif du déficit budgétaire, devenu une pratique dominante dans le contexte de dominance budgétaire.

Interprétation économique

La croissance rapide de la base monétaire, tirée par l'augmentation des financements directs à l'État, révèle une situation de dépendance croissante de la politique monétaire aux besoins de trésorerie du gouvernement. Ce phénomène, conforme à l'analyse de Sargent et Wallace (1981) sur l'inefficacité de la politique monétaire en régime de dominance budgétaire, limite l'autonomie de la Banque centrale et fragilise son objectif de stabilité des prix.

Toutefois, à partir de l'exercice 2023-2024, un tournant significatif a été amorcé à travers le renforcement du cadre de gouvernance macroéconomique entre les autorités budgétaires et monétaires. En effet, la Banque de la République d'Haïti (BRH) et le Ministère de l'Économie et des Finances (MEF) ont conjointement révisé et renforcé le « protocole d'accord pour la gouvernance économique et financière », communément appelé

⁴Lequel est principalement alimenté par les créances sur le gouvernement central (+382,61%) comparativement à une évolution relativement modérée du crédit au secteur privé (+28,47%) sur la période.

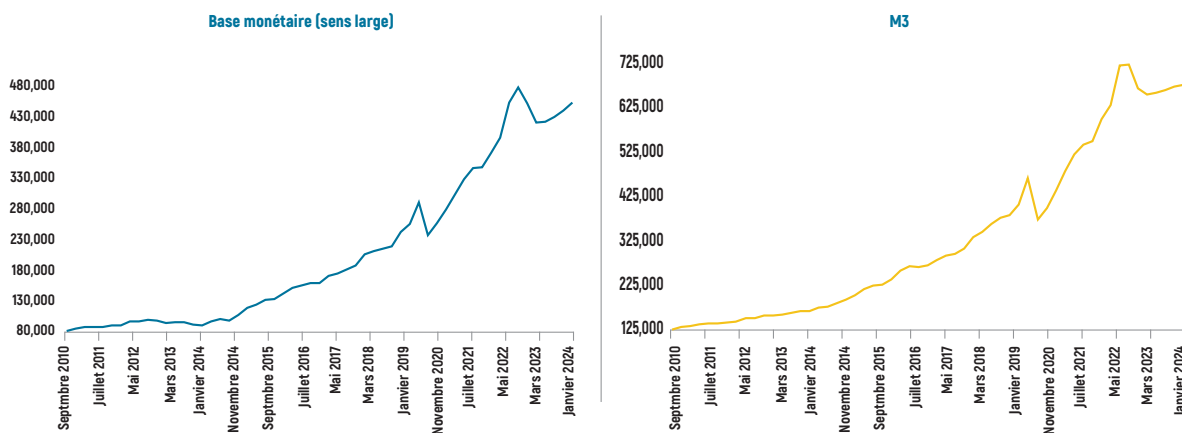
« Cash Management ». Ce mécanisme a été conçu pour améliorer la coordination entre les deux institutions, dans l'optique de mieux encadrer la gestion de la liquidité et de réduire la dépendance de l'État à l'égard du financement monétaire.

Sur le plan technique, le Cash Management repose sur une meilleure synchronisation entre les prévisions budgétaires et la gestion de la liquidité dans le système financier. Les échanges réguliers d'informations sur les recettes publiques, les décaissements planifiés, les soldes du compte unique du Trésor et les besoins de financement de l'État permettent d'optimiser les décisions de décaissement et d'intervention sur le marché monétaire. Grâce à cette coordination renforcée, la BRH peut calibrer plus efficacement ses opérations de régulation de la liquidité en tenant compte du profil réel des dépenses publiques, évitant ainsi les désajustements excessifs susceptibles d'alimenter des tensions inflationnistes.

D'un point de vue institutionnel et juridique, le protocole constitue un engagement formel entre deux entités souveraines disposant de prérogatives distinctes. Bien qu'il ne s'agisse pas d'un acte législatif contraignant, le Cash Management trouve son fondement dans la loi organique de la BRH qui lui confère le mandat de stabilité monétaire, ainsi que dans les dispositions régissant l'élaboration et l'exécution du budget public, encadrées par le MEF via la loi ou plus précisément dans le contexte actuel, le décret-loi de finances. Il s'inscrit donc dans une logique de gouvernance collaborative visant à renforcer la discipline macroéconomique et à éviter les dérapages financiers aux effets déstabilisateurs.

L'impact attendu d'un tel dispositif est multiple. En limitant le recours à l'émission monétaire comme modalité principale de financement du déficit, le protocole contribue à restaurer la crédibilité de la politique monétaire, à contenir les anticipations inflationnistes et à améliorer la soutenabilité des finances publiques. Par ailleurs, il constitue un pas important vers la neutralisation progressive de la dominance budgétaire, en réaffirmant l'indépendance opérationnelle de la Banque centrale dans la poursuite de son objectif de stabilité des prix. Enfin, cette démarche favorise un environnement plus propice à la prévisibilité des politiques économiques, condition indispensable pour relancer la confiance des agents économiques et stimuler l'investissement privé dans un contexte structurellement instable.

Graphique 1. : Évolution trimestrielle de la base monétaire au sens large et de l'agrégat M3 (en millions de gourdes)

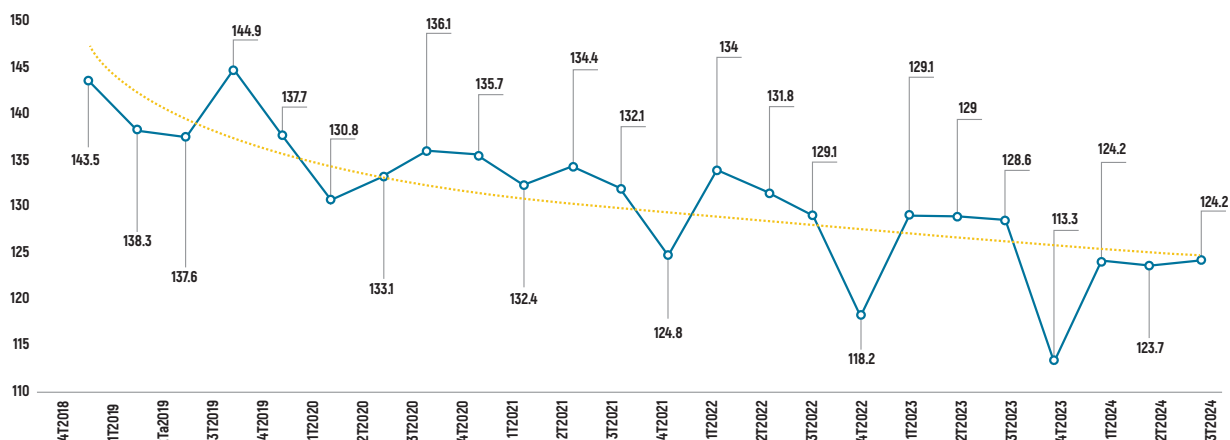


Sources: BRH/MAE-SSMF

Sur la même période d'analyse, l'évolution de l'activité économique à court terme, mesurée à travers l'indicateur conjoncturel d'activité économique (ICAE), met en évidence une tendance globalement baissière. Cet

indicateur, utilisé comme proxy synthétique de l'activité productive, commerciale et de consommation dans l'économie haïtienne, a été fortement affecté par la conjoncture sociopolitique et sécuritaire défavorable ayant prévalu depuis 2018. La persistance de troubles politiques, les blocages institutionnels ainsi que l'insécurité généralisée ont eu pour effet de paralyser les chaînes de production, de distribution et de consommation, affaiblissant significativement la dynamique économique globale.

Graphique 2. : Évolution trimestrielle de l'indicateur conjoncturel d'activité économique (ICAE, indice global)



Sources: BRH/MAE-SSMF

À ces facteurs internes s'est ajouté le choc exogène lié à la pandémie de Covid-19, dont les effets perturbateurs se sont manifestés principalement au cours des exercices fiscaux 2020 et 2021. En conséquence, l'ICAE global, qui s'établissait à 143,5 au quatrième trimestre de l'exercice fiscal 2018, a connu une baisse progressive, atteignant 124,8 à la fin de l'année 2021.

Un léger rebond est observé au premier trimestre 2022, avec un ICAE à 134, traduisant une reprise temporaire des activités. Toutefois, cette amélioration s'est révélée transitoire. À partir du deuxième trimestre fiscal 2022, l'indice a affiché une évolution en dents de scie, reflétant l'instabilité chronique du climat des affaires. Cette volatilité traduit l'impact négatif des turbulences politiques et sociales persistantes, ainsi qu'un déficit de confiance des agents économiques.

Sur l'ensemble de la période allant de mi-2022 à juin 2024, l'ICAE a enregistré une diminution moyenne de 0,56 % par trimestre, soulignant l'incapacité de l'économie haïtienne à renouer avec une trajectoire de croissance robuste et soutenue.

L'analyse conjointe de l'évolution des agrégats monétaires et de l'indicateur conjoncturel d'activité économique (ICAE) révèle une divergence nette de tendance au cours des dernières années. Comme l'illustrent les graphiques ci-après, alors que les agrégats monétaires (base monétaire, masse monétaire M1/M3) ont connu une croissance soutenue, l'activité économique réelle, mesurée à travers l'ICAE, a suivi une trajectoire déclinante ou erratique.

Ce constat reflète une inadéquation croissante entre l'expansion monétaire et la dynamique réelle de l'économie. Cette situation, bien que préoccupante, reste relativement compréhensible dans le contexte haïtien. En effet, l'augmentation continue de l'offre de monnaie ne découle pas d'une expansion soutenue des activités créatrices de valeur ajoutée, mais plutôt d'une réponse aux déséquilibres budgétaires persistants, monétisés par la Banque centrale.

Cette dichotomie macroéconomique résulte, d'un côté, d'une demande globale stimulée par la liquidité excédentaire injectée dans l'économie, et, de l'autre, d'une offre nationale de biens et services structurellement restreinte, affectée par les contraintes d'insécurité, d'instabilité politique et de faible compétitivité productive. En l'absence de réponse adéquate du côté de l'offre, la pression exercée sur les prix s'intensifie, entraînant une inflation structurellement alimentée par des facteurs à la fois monétaires et réels.

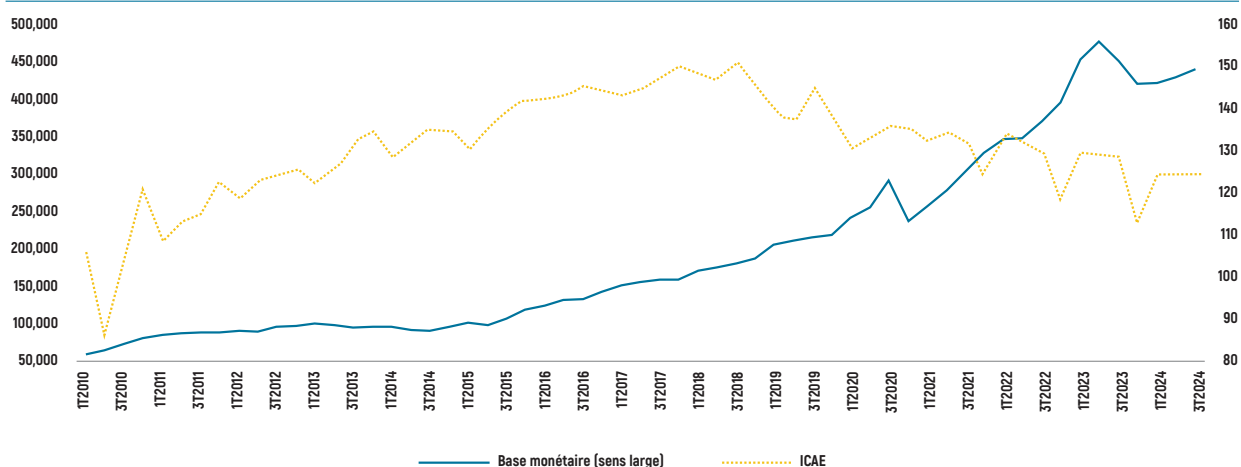
Cette configuration met en évidence les limites de l'action monétaire dans un contexte de contraintes structurelles fortes. En particulier, elle soulève la question de l'efficacité des instruments conventionnels de la politique monétaire, qui se heurtent à une transmission affaiblie et à un environnement institutionnel peu propice à la stabilité macroéconomique.

Confirmation empirique du désalignement monétaire-réel : tendances croisées de la masse monétaire et du PIB réel

Les données graphiques analysées mettent en évidence une accélération marquée de la croissance des agrégats monétaires à partir de l'exercice fiscal 2018. Cette dynamique reflète notamment une augmentation rapide de la base monétaire et de la masse monétaire, traduisant des injections monétaires importantes de la part de la Banque centrale, souvent motivées par le financement du déficit public.

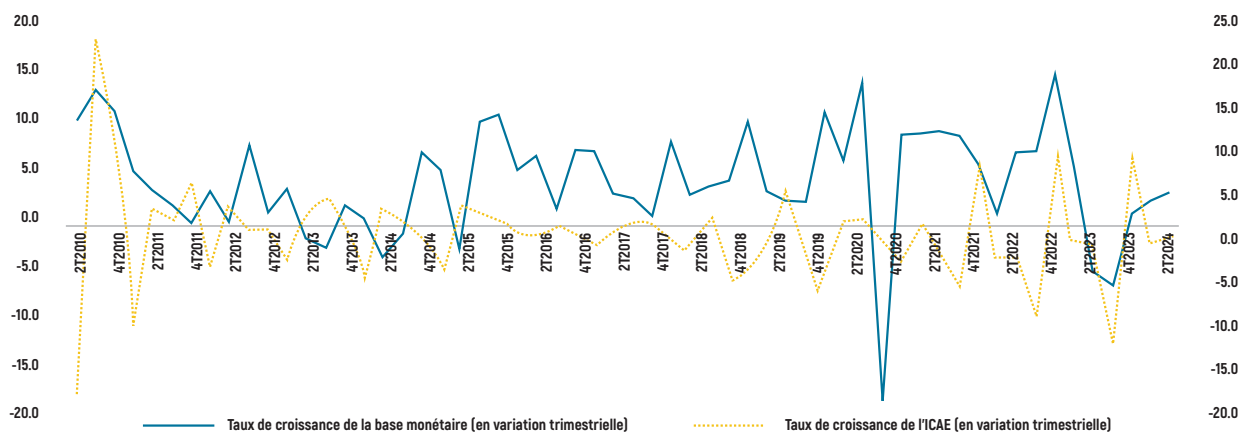
Cependant, cette progression monétaire s'est accompagnée d'une détérioration soutenue de la performance économique réelle. En effet, l'activité économique haïtienne est entrée dès cette période dans une phase de récession persistante, marquée par une contraction ou une stagnation continue de la production. Cette tendance négative s'est prolongée jusqu'au dernier exercice fiscal couvert par cette étude, confirmant l'absence d'un effet d'entraînement de la liquidité sur la croissance.

Graphique 3. : Évolution de la base monétaire au sens large par rapport à l'ICAE global



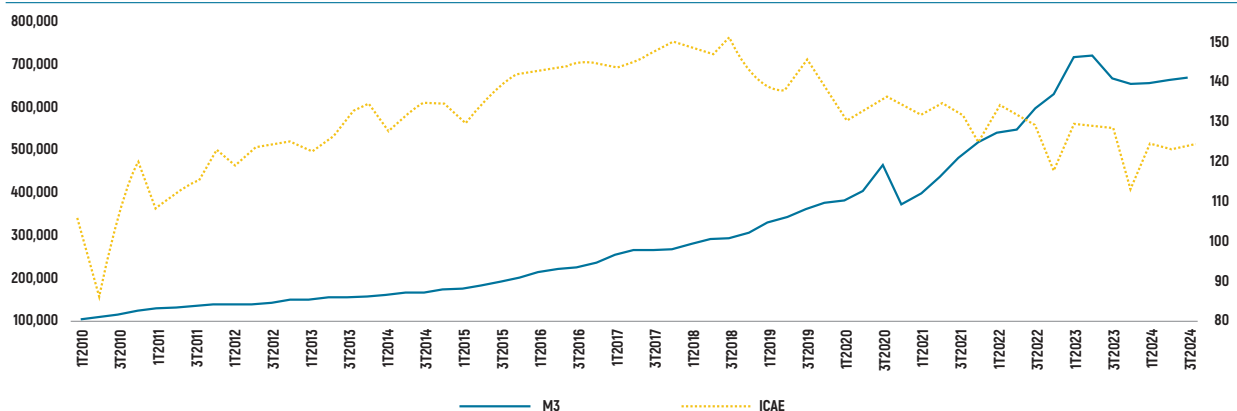
Sources: IHSI/BRH/MAE

Graphique 4. : Évolution conjointe de la croissance de la base monétaire au sens large et de celle de l'ICAE global



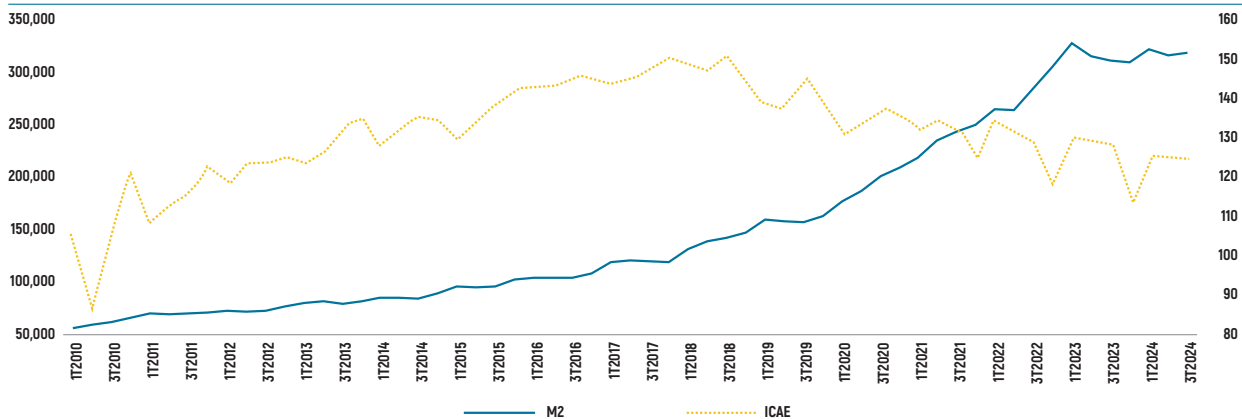
Sources: IHSI/BRH/MAE

Graphique 5. : Évolution de M3 par rapport à l'ICAE global



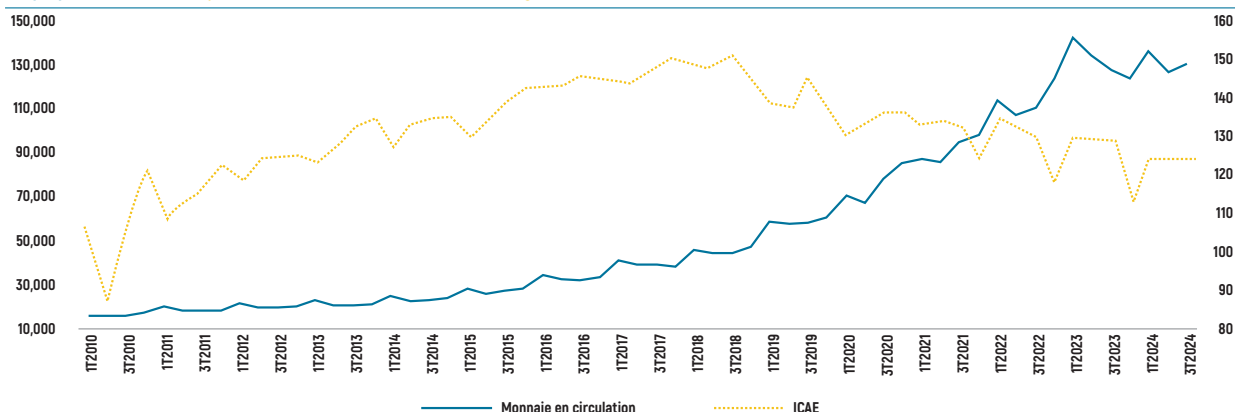
Source : établi à partir des données disponibles à la BRH/MAE/SSMF et fournies par l'IHSI

Graphique 6. : Évolution conjointe de l'agrégat M2 et de l'ICAE global



Source : établi à partir des données disponibles à la BRH/MAE/SSMF et fournies par l'IHSI

Graphique 7. : Évolution conjointe de la monnaie en circulation et de l'ICAE global

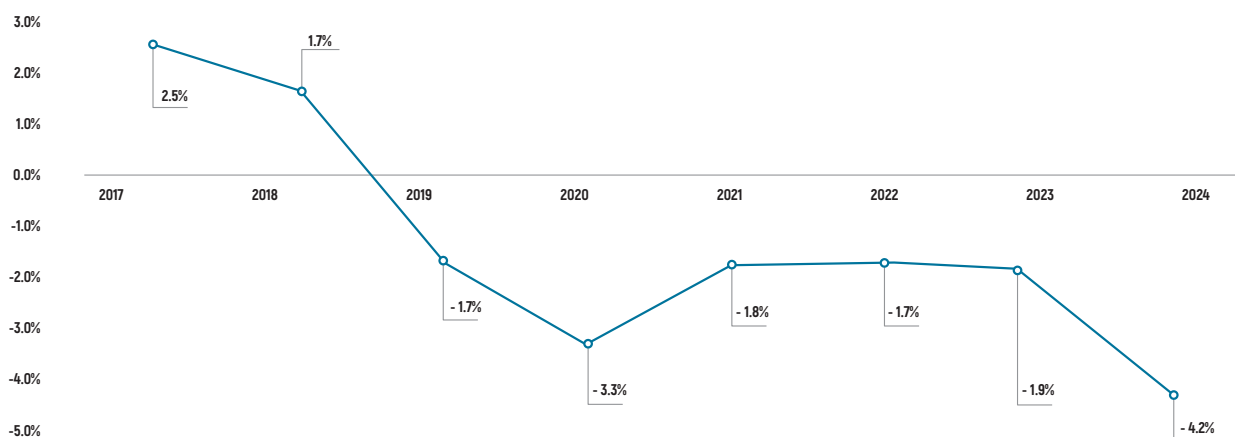


Source : établi à partir des données disponibles à la BRH/MAE/SSMF et fournies par l'HSI

L'évolution du Produit intérieur brut réel (PIB réel), telle qu'illustrée dans le graphique ci-dessous, confirme les signaux émis par l'indicateur conjoncturel d'activité économique (ICAE). Ces deux indicateurs convergent pour signaler un affaiblissement durable de l'activité économique réelle sur la période analysée. Ce constat contraste fortement avec l'expansion soutenue des agrégats monétaires, observée parallèlement, traduisant ainsi une dissociation croissante entre sphère monétaire et sphère réelle.

Cette situation alimente l'hypothèse d'un dysfonctionnement structurel des canaux de transmission de la politique monétaire en Haïti. Autrement dit, les impulsions monétaires – notamment via l'augmentation de la base ou de la masse monétaire – ne se traduisent pas efficacement en croissance réelle. Cela peut s'expliquer par plusieurs facteurs, tels que la faiblesse de l'intermédiation financière, la prédominance du secteur informel, les contraintes d'investissement etc.

Graphique 8. : Croissance du PIB réel de 2017 à 2024



Sources: IHSI

Analyse des facteurs explicatifs du désalignement monétaire-réel

Plusieurs facteurs structurels et conjoncturels permettent d'expliquer la dissociation persistante entre l'évolution des agrégats monétaires et celle de l'activité économique réelle en Haïti, observée notamment depuis l'exercice fiscal 2018.

Premièrement, bien que le financement monétaire du déficit budgétaire ait connu une croissance constante jusqu'au deuxième trimestre de l'exercice 2023, la composition des dépenses publiques est restée peu favorable à la croissance. En effet, une part significative des ressources budgétaires a été allouée aux dépenses de fonctionnement, au détriment de l'investissement public productif, pourtant crucial pour susciter un effet d'entraînement sur les initiatives privées et dynamiser l'activité économique réelle.

Deuxièmement, du fait de sa structure économique ouverte, à faible revenu et à base importée, l'économie haïtienne présente une forte élasticité de la demande agrégée aux importations. Dès lors, les mesures de relance orientées vers la stimulation de la demande, en l'absence d'une capacité de production domestique suffisante, se traduisent essentiellement par une augmentation des importations, limitant l'impact sur le produit intérieur brut réel. Ce phénomène est typiquement observable à travers les dépenses de consommation (publique et privée), qui génèrent peu d'effets multiplicateurs internes et aggravent le déficit de la balance commerciale.

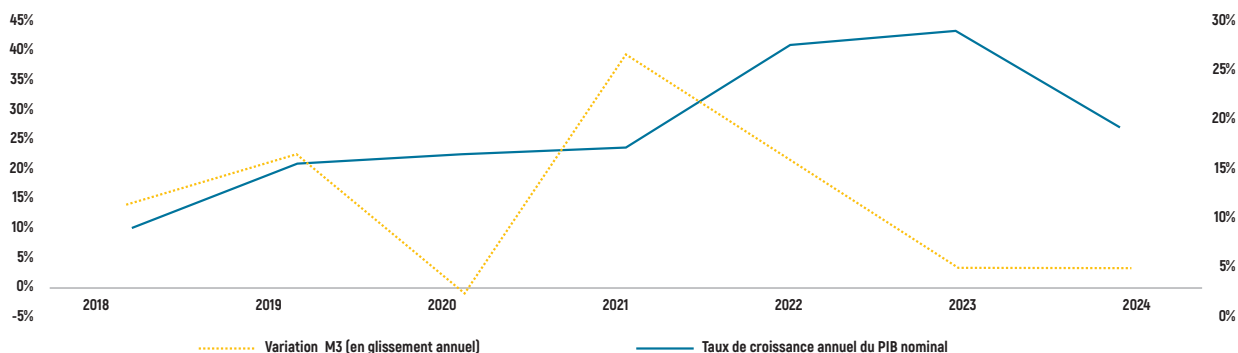
Troisièmement, les tensions sociopolitiques chroniques, dont le mouvement dit « peyi lòk », ont fortement perturbé les circuits de production, de distribution et de consommation. Ces perturbations ont accru les coûts de transaction (notamment dans le transport des biens), engendrant des pénuries ponctuelles et une hausse rapide des prix, culminant avec un taux d'inflation de 49,3 % en janvier 2023. Ces effets inflationnistes ont gonflé artificiellement la valeur nominale des transactions, sans refléter une amélioration réelle de l'activité productive.

En outre, le climat d'incertitude persistant a renforcé le motif de précaution chez les agents économiques, qui ont accru leur demande de liquidités sous forme d'encaisses monétaires. Ce comportement a contribué à la croissance continue de la monnaie en circulation, alimentant ainsi une dynamique monétaire déconnectée de l'économie réelle.

Enfin, cette divergence peut également s'analyser à la lumière de l'équation quantitative de la monnaie ($MV = PY$). Sur une base annuelle, si l'évolution de la masse monétaire (M) semble parfois corrélée à celle du PIB nominal (PY), ce lien ne se vérifie pas lorsqu'on considère le PIB réel (Y), corrigé de l'inflation par le biais du déflateur. Cela révèle un décalage entre l'expansion monétaire et la création effective de valeur réelle, traduisant l'impact des chocs inflationnistes, des rigidités de production et de la volatilité des marchés, en particulier sur le marché des biens et services, des facteurs de production et celui des changes.

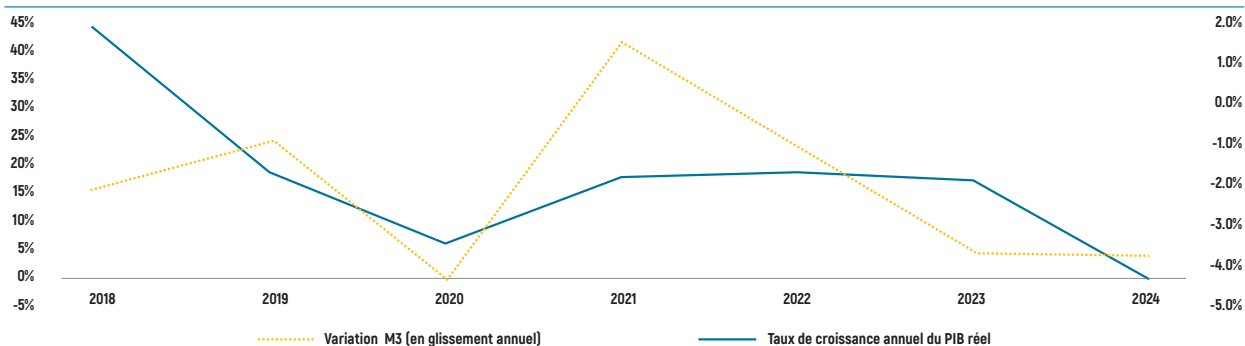
Les graphiques ci-dessous illustrent clairement cette dissociation structurelle entre l'évolution de la masse monétaire, du PIB réel et des prix sur la période étudiée.

Graphique 9. Taux de croissance du PIB nominal et de la masse monétaire M3



Sources : IHSI, BRH et calculs des auteurs.

Graphique 10. Taux de croissance du PIB réel (base 100 en 2011-2012) et de la masse monétaire M3



Sources : IHSI, BRH et calculs des auteurs.

Approfondissements empiriques

Les premières observations descriptives ont été approfondies à l'aide d'outils empiriques visant à évaluer plus rigoureusement la relation entre les variables monétaires et l'activité économique réelle. Deux approches complémentaires ont été mobilisées dans ce cadre :

- La matrice des coefficients de corrélation entre les principaux indicateurs (PIB réel, ICAE, base monétaire, masse monétaire, crédit intérieur, etc.), permettant de dégager les interdépendances linéaires entre ces variables sur la période analysée.
- Une modélisation économétrique fondée sur les vecteurs autorégressifs structurels (SVAR(p)), permettant d'examiner la dynamique temporelle et les effets de causalité entre chocs monétaires et réponse de l'activité économique. Cette approche structurelle, en tenant compte des contraintes théoriques d'identification, permet d'interpréter plus clairement les effets de court terme et de moyen terme des impulsions monétaires sur les variables réelles, notamment via les fonctions de réponse impulsionnelle (IRF) et la décomposition de la variance des erreurs de prévision (FEVD).

L'utilisation combinée de ces outils empiriques offre une lecture plus fine de l'efficacité de la politique monétaire dans le contexte haïtien, et permet de mieux comprendre les mécanismes de transmission monétaire, leurs défaillances éventuelles, ainsi que les implications en termes de gouvernance macroéconomique.

Analyse de la matrice des coefficients de corrélation des indicateurs clés

Afin d'examiner la cohérence empirique entre les variables monétaires et l'activité économique en Haïti, une analyse de corrélation linéaire a été réalisée entre l'indicateur conjoncturel d'activité économique (ICAE), la base monétaire (BM), l'indice des prix à la consommation (IPC) et l'agrégat monétaire M3.

Les résultats de cette analyse, présentés dans le tableau ci-dessous, mettent en évidence une très forte corrélation positive entre la base monétaire et l'inflation mesurée par l'IPC (+97,32 %), ainsi qu'entre l'agrégat M3 et l'IPC (+96,77 %). Ces résultats confirment les attentes théoriques issues du courant monétariste (Friedman, 1968 ; Sargent & Wallace, 1981), selon lesquelles une expansion monétaire, lorsqu'elle ne s'accompagne pas d'un ajustement de l'offre réelle, tend à exercer une pression inflationniste sur les prix.

En revanche, les corrélations entre l'ICAE et les variables monétaires se révèlent faibles, bien que positives : +28,31 % avec M3, +24,5 % avec la base monétaire et seulement +9,76 % avec l'IPC. Ces coefficients, nettement inférieurs au seuil de 50 %, suggèrent une relation peu significative entre l'évolution des agrégats monétaires et l'activité réelle, du moins dans le court terme.

Ce constat renforce l'hypothèse d'un découplage progressif entre sphère monétaire et sphère réelle en Haïti, possiblement attribuable à des facteurs structurels (dualisation financière, rigidités du marché, déficience des canaux de transmission monétaire) ou conjoncturels (instabilité politique, chocs exogènes, faible taux d'investissement productif).

Tableau 1. Présentation de la matrice des coefficients de corrélation

	ICAE	BM	IPC	M3
ICAE	1			
BM	0.245	1		
IPC	0.0976	0.9732	1	
M3	0.2831	0.9963	0.9677	1

Sources: Calculs des Auteurs

Ces résultats empiriques viennent corroborer les constats préliminaires issus de l'analyse descriptive et des corrélations précédemment établies. Ils confirment l'existence d'un fort lien entre les variables monétaires et les dynamiques de prix, mais suggèrent une faible sensibilité de l'activité économique réelle aux évolutions des agrégats monétaires, du moins dans leur forme agrégée.

Toutefois, pour dépasser les limites de l'analyse corrélationnelle – qui ne permet ni d'inférer une relation de causalité ni de modéliser les dynamiques temporelles complexes – une investigation économétrique approfondie a été menée. Celle-ci repose sur l'estimation d'un modèle vectoriel autorégressif structurelle (SVAR(p)), permettant de simuler les réponses dynamiques des principales variables macroéconomiques aux chocs monétaires identifiés. Les résultats issus de cette modélisation sont présentés dans la section suivante, et apportent un éclairage complémentaire sur la portée et les limites de la politique monétaire dans le contexte haïtien.

IV. Simulation économétrique de l'adéquation entre M3, la base monétaire, l'IPC et l'activité économique

4.1 Approche méthodologique

L'analyse économétrique repose sur une modélisation de type « Structural Vector AutoRegressive (SVAR(p)) », permettant de capturer les dynamiques conjointes et les chocs structurels entre variables monétaires et réelles. La période d'étude retenue s'étend du premier trimestre de l'exercice fiscal 2010 au troisième trimestre de l'exercice fiscal 2024, soit une série chronologique couvrant plus de 14 années d'observations trimestrielles.

Les séries utilisées sont les suivantes :

- l'indicateur conjoncturel d'activité économique (LICAE) ;
- la base monétaire au sens large (LBM) ;
- l'indice des prix à la consommation (LIPC) ;
- et la masse monétaire agrégée (LM3).

Toutes les séries ont été log-transformées et exprimées en différences premières afin de corriger les effets de non-stationnarité. En effet, les tests de racine unitaire de Dickey-Fuller augmenté (ADF), réalisés sur les séries brutes, ont révélé l'existence de racines unitaires, tandis que leurs premières différences se sont avérées stationnaires au seuil de 5 %. Les résultats détaillés de ces tests sont présentés en annexe (tableau 3).

Le choix du nombre optimal de retards pour le modèle SVAR a été guidé par le critère d'information d'Akaike (AIC), qui a identifié un ordre optimal de trois retards ($p = 3$). Ce paramétrage permet de capturer de manière adéquate les interactions dynamiques entre les variables considérées, sans introduire de sur-paramétrisation excessive. Le résumé des critères de sélection des retards est présenté dans le tableau 4 en annexe.

4.2 Spécification et estimation du modèle

La forme fonctionnelle du modèle étant retenue (VAR(P)), nous pouvons généraliser sa spécification telle que présentée ci-dessous :

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (4)$$

Où :

$y_t = (LICAE_t, LBM_t, LIPC_t, LM3_t)$, un vecteur de dimension ($k \times 1$) des variables macroéconomiques considérées. Le vecteur u_t contient les chocs structurels supposés mutuellement orthogonaux. L'identification du modèle repose sur l'imposition de restrictions économiques sur la matrice A , nécessaires pour isoler les effets causaux des différentes innovations structurelles.

$v = (v_1, v_2, \dots, v_K)$ est un vecteur structurel ($K \times 1$) de constantes associées respectivement à chaque variable du vecteur y_t ;

Les A_i sont des matrices $(K \times K)$ de coefficients fixes, $(i = 1, 2, \dots, p)$;
 $u_t = (u_{1t}, u_{2t}, \dots, u_{Kt})'$ est un vecteur $(K \times 1)$ de bruits blancs, ou bruit blanc vectoriel, appelé aussi processus d'innovations K -dimensionnel,
 avec :
 $E[u_t] = 0, E[u_t u_s'] = 0 \forall s \neq t$ et
 $E[u_t u_t'] = \Sigma_u, \Sigma_u$ étant la matrice non singulière de variances-covariances des innovations.

Dans notre cas précis, nous avons des SVAR ($p = 3$), avec $k = 4$ variables ;
 D'où un processus dans lequel les quatre (4) variables sont chacune des fonctions de leurs propres valeurs passées et des valeurs passées des trois ($K-1 = 3$) autres variables.

Pour identifier les innovations structurelles du modèle SVAR, nous avons recours à une décomposition de Cholesky, fondée sur une hiérarchisation des réponses contemporaines des variables. L'ordre retenu (LICAE, LBM, LIPC, LM3) reflète l'hypothèse selon laquelle l'activité économique influence de manière contemporaine la base monétaire, mais pas l'inverse. De même, les prix réagissent immédiatement à l'activité et à la politique monétaire, tandis que la masse monétaire (M3) s'ajuste de manière flexible à l'ensemble des autres variables. Cette identification permet de distinguer les effets propres des chocs structurels, notamment ceux liés à la politique monétaire, et d'analyser leurs impacts dynamiques sur les agrégats macroéconomiques retenus.

Tableau 2. : Récapitulatifs des hypothèses structurelles

Rang	Variable	Nom de la variable	Interprétation
1	LICAE	Activité	Exogène contemporaine
2	LBM	Base monétaire	Politique monétaire (Banque centrale)
3	LIPC	Prix	Ajuste les prix aux chocs
4	LM3	Masse monétaire M3	Réponse des agents économiques (épargne, crédit, etc.)

Source : Établi par les auteurs

4.3 Identification et interprétation structurelles (SVAR)

Afin de passer de la forme réduite à la spécification structurelle du modèle VAR (SVAR), nous avons imposé des restrictions contemporaines (de court terme). Ces dernières sont fondées sur des considérations économiques théoriques standards, inspirées notamment des contributions de Sims (1980), Christiano, Eichenbaum et Evans (1999), ainsi que d'Uhlig (2005). Ces hypothèses sont toutefois adaptées aux spécificités institutionnelles et structurelles de l'économie haïtienne, telles que décrites dans l'introduction et les faits stylisés.

Les hypothèses suivantes sous-tendent l'identification structurelle du modèle (voir les encadrés 1 et 2 en annexe pour leur formalisation) :

- H1** : L'indicateur de l'activité économique (LICAE) ne réagit pas de manière contemporaine aux chocs affectant le niveau général des prix (IPC), la base monétaire (LBM) ou la masse monétaire (M3). Cette hypothèse reflète l'idée largement admise que l'activité réelle réagit avec un certain délai aux conditions monétaires et aux variations de prix.
- H2** : Le niveau des prix (LIPC) peut répondre immédiatement à un choc de demande réelle, mais reste relativement rigide à court terme face aux chocs monétaires. Cette hypothèse repose sur l'existence de délais de transmission monétaire vers les prix, notamment en raison de frictions nominales.

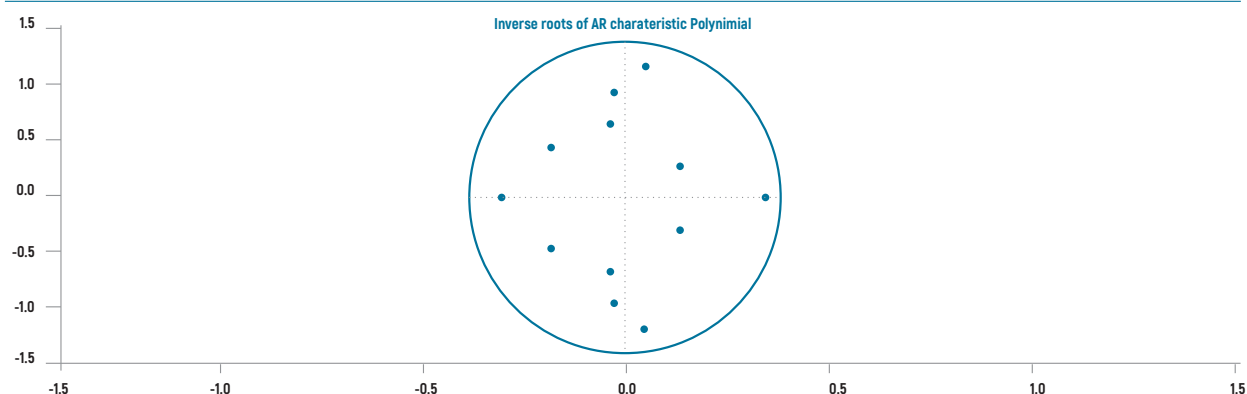
- **H3** : La base monétaire (LBM), directement contrôlée par la Banque centrale, peut être ajustée rapidement en réaction à l'environnement macroéconomique, en particulier à l'activité réelle. Toutefois, elle n'est pas influencée de manière contemporaine par la masse monétaire (M3), considérée comme endogène.
- **H4** : La masse monétaire au sens large (M3), dont les contreparties incluent le crédit intérieur net, est supposée réagir immédiatement à tous les chocs structurels, notamment ceux émanant de la base monétaire, des prix et de l'activité réelle.

4.4 Stabilité du modèle

La stabilité du modèle a été vérifiée à l'aide du test des racines inverses du polynôme caractéristique du vecteur autorégressif (VAR). Les résultats indiquent que toutes les racines sont situées à l'intérieur du cercle unité, confirmant ainsi que le système estimé satisfait les conditions de stabilité requises. Ce diagnostic autorise une interprétation valide des dynamiques du système.

Dans ce cadre, les fonctions de réponse impulsionnelle ont été simulées afin d'évaluer la réaction de l'activité économique (LCAE) aux chocs structurels affectant respectivement elle-même, le niveau général des prix (IPC), la base monétaire (LBM) et la masse monétaire (M3).

Graphique 11. : Stationnarité du VAR: Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Source: Estimations des Auteurs

4.5 Présentation et interprétation des résultats

Au seuil de significativité de 5 %, les résultats économétriques (présentés en annexe) mettent en évidence les faits stylisés suivants :

✓ Les coefficients associés aux retards de l'ICAIE (à un et deux trimestres) sont statistiquement significatifs, avec une relation négative entre l'évolution courante de l'activité économique et ses propres valeurs passées. Cette dynamique, a priori contre-intuitive, pourrait s'expliquer par le contexte persistant d'instabilité institutionnelle et sécuritaire, couplé à la récurrence de chocs exogènes. Un tel environnement entretient un climat d'incertitude qui freine les décisions d'investissement et de production. Ce phénomène d'attentisme, notamment du côté des investisseurs, alimente un mécanisme auto-entretenu de contraction économique, que reflète le comportement autorégressif négatif observé.

✓ La non-significativité des coefficients relatifs à la base monétaire (LBM) et à l'agrégat monétaire M3 suggère que les chocs monétaires n'exercent pas d'effet direct immédiat sur l'activité réelle. Leur influence passerait plutôt par des canaux indirects, notamment à travers la dynamique des prix. Cette hypothèse est corroborée par les réponses impulsionnelles de l'ICAE aux chocs sur l'indice des prix à la consommation (IPC), lesquelles apparaissent significatives avec un certain délai de transmission.

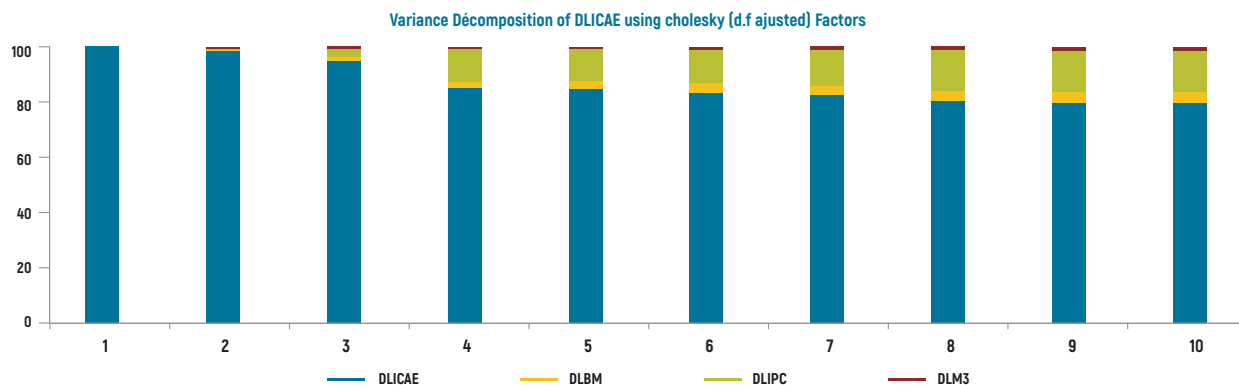
✓ Le coefficient associé à l'IPC retardé de trois périodes est statistiquement significatif et présente un signe négatif. Une augmentation d'un point de pourcentage de la variation trimestrielle de l'IPC entraîne une diminution de 0,81 point de pourcentage de la croissance de l'ICAE. Cette sensibilité à l'inflation suggère un effet récessif des tensions inflationnistes sur l'activité réelle. En parallèle, l'analyse montre également que l'IPC est lui-même sensible à l'évolution de l'ICAE, indiquant une interaction bidirectionnelle entre les deux variables sur certains horizons temporels.

4.6 Analyse de la causalité et de la décomposition de variance

Les tests au sens de Granger ont révélé une causalité bidirectionnelle entre l'ICAE et l'IPC alors que le lien causal entre l'ICAE et les autres variables (base monétaire et M3) a été infirmé dans les deux sens. Néanmoins, la relation de causalité à l'ICAE demeure lorsque l'ensemble des variables susmentionnées (IPC, base monétaire au sens large et M3) sont considérées en bloc.

La décomposition de la matrice de la variance de l'erreur de prévision de l'ICAE révèle que son évolution est principalement expliquée par sa propre dynamique⁵. En effet, jusqu'à la dixième période, plus de 80 % de la variabilité de l'ICAE sont expliqués par les chocs survenus sur lui-même. Environ 15 % sont expliqués par des chocs en termes de variations du niveau général des prix. Le reliquat découle des impulsions survenues au niveau de la base ou de la masse monétaire.

Graphique 12. : Décomposition de variance de l'ICAE



Source: Estimations des Auteurs

4.7 Analyse des réponses impulsionnelles de l'ICAE aux chocs sur les autres variables considérées

Le modèle ayant été validé, les résultats issus des estimations confirment les premières observations empiriques tirées de l'analyse des tendances économiques sur la période 2018–2024, établissant ainsi une concordance cohérente entre les faits stylisés et les dynamiques mises en évidence par le modèle.

Réponses de l'ICAE aux chocs sur lui-même, sur M3 et sur la base monétaire

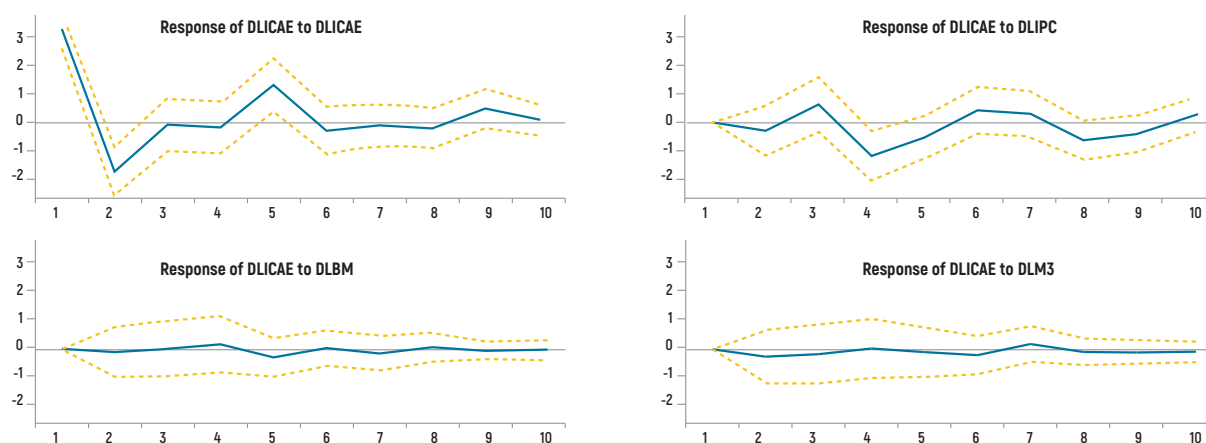
Les résultats des simulations de fonctions de réponse impulsionnelle indiquent que l'ICAE réagit de manière immédiate et positive à un choc sur lui-même⁵, traduisant un effet d'inertie conjoncturelle. Toutefois, cette dynamique s'inverse rapidement, l'indicateur affichant une réaction négative au cours des deux à trois trimestres suivant la propagation du choc. Entre le quatrième et le cinquième trimestre, l'ICAE repasse timidement en territoire positif, mais continue de présenter une trajectoire alternante, sans pour autant s'annuler de manière définitive (voir la partie supérieure du graphique ci-dessous).

En ce qui concerne les perturbations affectant l'agrégat monétaire M3, la réponse de l'ICAE apparaît faiblement négative, suggérant une sensibilité modérée de l'activité économique aux variations erratiques de cet agrégat durant la période analysée. Les impulsions tendent à se dissiper rapidement, traduisant une faible intensité de transmission de ce type de choc à l'économie réelle.

S'agissant de la base monétaire au sens large (LBM), son impact sur l'ICAE demeure quasi nul dans les premiers trimestres suivant un choc. Ce n'est qu'à partir du quatrième ou cinquième trimestre que l'on observe une réaction légèrement négative, avant que l'effet ne s'estompe progressivement, sans marquer de rupture significative (voir la partie inférieure du graphique ci-après).

Graphique 13. Réponses impulsionnelles de l'ICAE

Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations ± 2 S.E.



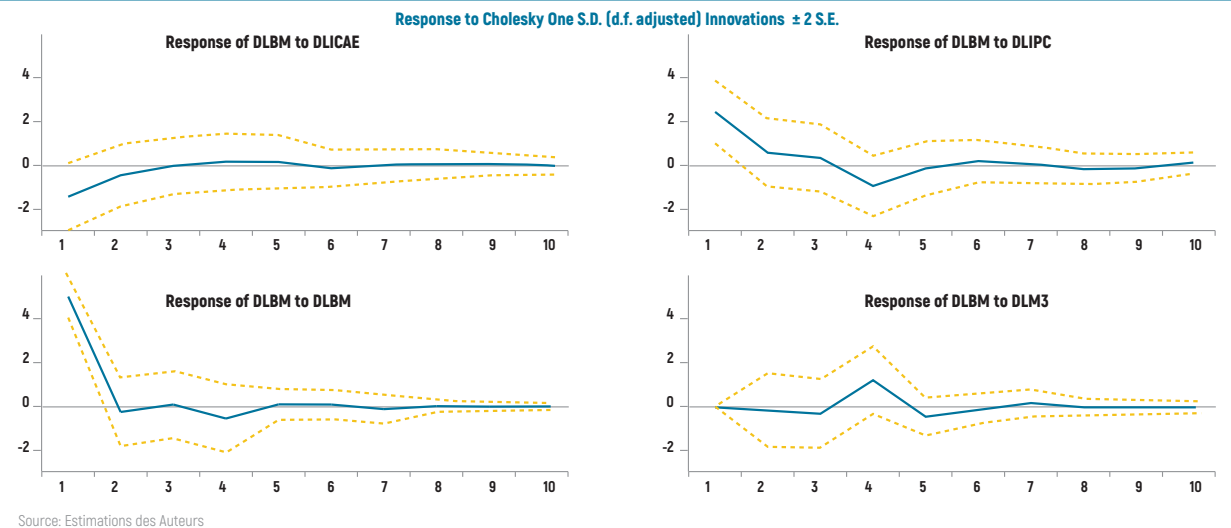
Source: Estimations des Auteurs

D'un point de vue économique, le comportement impulsionnel de l'ICAE suggère une forme d'inélasticité de l'activité économique vis-à-vis des chocs affectant les variables monétaires. La dynamique de cet indicateur conjoncturel semble être dominée par un mécanisme auto-entretenu, dans lequel ses valeurs passées influencent significativement sa trajectoire future. Cette persistance traduit la présence d'effets rémanents, susceptibles de prolonger les épisodes de contraction ou de reprise.

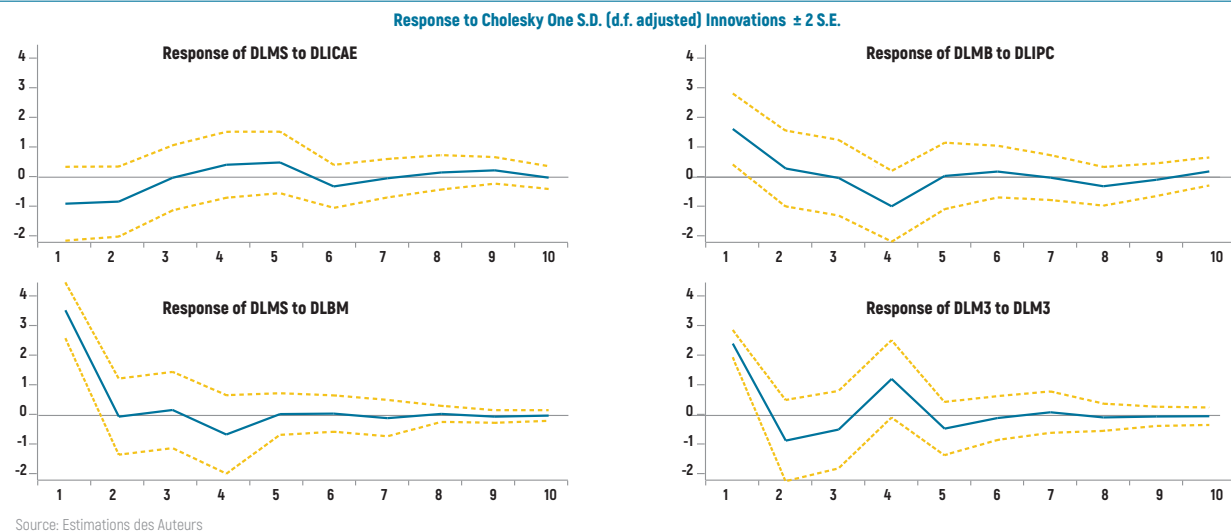
Toutefois, les mécanismes de transmission passant par le niveau général des prix révèlent une interaction non négligeable : les chocs sur l'IPC produisent des effets perceptibles à la fois sur l'ICAE et sur les agrégats monétaires au cours des premiers trimestres suivant leur survenue. Ce phénomène de rétroaction (effet de feed-back) met en évidence l'existence de canaux indirects de transmission monétaire à l'économie réelle (voir la partie supérieure des graphiques suivants).

⁵ /Ce qui confirme le processus auto-entretenu qui donne lieu à la spirale de croissance négative observée à partir de l'exercice 2018-2019.

Graphique 14. :: Réponses impulsionnelles de la base monétaire



Graphique 15. :: Réponses impulsionnelles de la masse monétaire (M3)



V. Conclusion et recommandations

L'objectif central de cette étude était d'évaluer la relation entre la progression des indicateurs monétaires — notamment la base monétaire — et l'évolution de l'activité économique en Haïti sur la période considérée. L'analyse exploratoire, fondée sur les tendances observées entre le quatrième trimestre 2018 et le quatrième trimestre 2024, a mis en évidence une divergence marquée entre la trajectoire des agrégats monétaires (M3 et base monétaire au sens large) et celle de l'activité économique, mesurée par le PIB nominal (annuellement) et l'Indice conjoncturel d'activité économique (ICAE, trimestriellement). Cette inadéquation apparente a été confirmée par l'estimation d'un modèle SVAR, dont les résultats révèlent l'absence de significativité statistique des coefficients associés à la base et à la masse monétaire dans la dynamique de l'ICAE.

Les fonctions de réponse impulsionnelle indiquent que l'impact des chocs monétaires sur l'activité réelle ne s'opère pas directement, mais de manière indirecte, via leur effet sur le niveau général des prix (IPC). En effet, l'IPC entretient une relation inverse, mais statistiquement significative, avec l'ICAE, avec un certain décalage temporel. Ces résultats suggèrent que, dans le contexte haïtien, la politique monétaire peine à jouer son rôle stabilisateur par des canaux traditionnels, en raison notamment des rigidités structurelles et de l'instabilité contextuelle persistante.

La gestion de la politique monétaire, et en particulier la préservation de la stabilité de la valeur de la monnaie nationale, constitue un axe fondamental de la mission de la Banque de la République d'Haïti (BRH). À ce titre, la politique monétaire représente l'un des deux piliers de l'action conjoncturelle, aux côtés de la politique budgétaire. Elle vise à analyser les évolutions récentes des fondamentaux macroéconomiques afin d'orienter les ajustements nécessaires à court et moyen termes. Toutefois, la crise multidimensionnelle que traverse le pays — marquée par des instabilités politiques, sécuritaires et institutionnelles — affecte profondément l'environnement des affaires, limitant l'efficacité des instruments de politique économique, y compris monétaire. Dans ce contexte, caractérisé par une absence progressive de corrélation entre les sphères monétaire et réelle, il est impératif que la BRH adapte son action selon une stratégie cohérente et séquencée, articulée autour des deux axes suivants :

A) Cibler en priorité la stabilité des prix

Dans le contexte inflationniste actuel, la BRH devrait prioritairement orienter sa politique vers la résorption des tensions inflationnistes, en privilégiant une posture prudente et non accommodante. Un assouplissement prématuré des conditions monétaires risquerait, dans le contexte actuel, d'aggraver les déséquilibres macroéconomiques sans bénéficier à l'activité réelle, compte tenu des contraintes structurelles et institutionnelles.

B) Adapter la posture monétaire dans un cadre post-crise

Une fois les conditions sociopolitiques et sécuritaires stabilisées, la BRH pourrait progressivement adopter une politique de relance ciblée, fondée sur un assouplissement maîtrisé des conditions monétaires. Cette stratégie devrait s'inscrire dans une logique pro-croissance, combinant un encadrement rigoureux du financement monétaire et un appui aux dépenses productives de l'État. L'objectif serait alors de stimuler les secteurs générateurs de richesse, tout en assurant la stabilité nominale.

Une telle orientation stratégique permettrait à la Banque centrale de remplir de manière équilibrée les deux volets fondamentaux de sa mission, à savoir :

- La stabilité interne et externe de la monnaie nationale ;
- La promotion des conditions favorables à la croissance économique.

La réussite d'une telle démarche dépend toutefois d'un préalable incontournable : le rétablissement durable de la sécurité, condition essentielle à la reprise de l'investissement, à la relance des unités de production inactives, au retour des flux touristiques — et, plus largement, à la reconstitution de la confiance des agents économiques. Ce n'est qu'au prix de cette stabilisation que pourra émerger une meilleure adéquation entre les agrégats monétaires et l'activité réelle, permettant de restaurer l'efficacité des mécanismes de politique économique.

VI. Références bibliographiques

- 1- Abderraouf, M. (2020). Qualité institutionnelle et croissance économique. Hall Open Science. <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-02740504>
- 2- Bernard, G., & Annie, K. (2006). Économie internationale : Commerce et macroéconomie (5e éd.). Dunod.
- 3- Bernard, G., & Annie, K. (2009). Économie internationale : Commerce et macroéconomie (6e éd.). Dunod.
- 4- Blanchard, O. J., & Quah, D. (1989). The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review*, 79(4), 655–673.
- 5- Brand, T. (2007). Dette et fiscalité selon Barro. *Regards croisés sur l'économie*, 1(1), 135–137.
- 6- Brand, T. (2008). Ciblage monétaire et ciblage d'inflation. *Regards croisés sur l'économie*, 3(1), 231–232.
- 7- Brand, T. (2017). Vitesse de composition des ajustements budgétaires en équilibre général. *Revue économique*, 68(HS1), 159–162.
- 8- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. L. (1999). Monetary policy shocks: What have we learned and to what end? In J. B. Taylor & M. Woodford (Eds.), *Handbook of Macroeconomics* (Vol. 1, pp. 65–148). Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S1574-0048\(99\)01005-8](https://doi.org/10.1016/S1574-0048(99)01005-8)
- 9- Garcia, R., & Schaller, H. (1999). Are the effects of monetary policy asymmetric? Montréal & Ottawa, Canada.
- 10- Gossé, J.-B., & Guillaumin, C. (2013). L'apport de la représentation VAR de Christopher A. Sims à la science économique. *L'Actualité économique*, 89(4), 233–338.
- 11- Jacolin, L. (1995). Les contreparties de la masse monétaire M3 et leur évolution entre 1994 et 1995. *Bulletin de la Banque de France*, 22.
- 12- Jean-Jacques, L. (1996). *Fundamentals of public economics*. The MIT Press.
- 13- Jonas, K., & Kuma, C. (2018). Modélisation ARDL, test de cointégration aux bornes et approche de Toda-Yamamoto : Éléments de théorie et pratiques sur logiciels. Hall Open Science.
- 14- Mankiw, N. G. (1997). *Principes de l'économie*. Economica.
- 15- Moto, K. J. (2020). Évaluation des effets de la politique monétaire sur le secteur réel en République Démocratique du Congo. CIRPEC/UdeM – Observatoire de la Francophonie économique et du monde, 1182, 1–15.
- 16- Moto, K. J., & Sumata Motukula, C. (2022). Impact des politiques budgétaire et monétaire sur la croissance économique en RDC de 1960 à 2020. *Revue Française d'Économie et de Gestion*, 3(6), 711–734.

- 17- Ragot, X. (2004). Une théorie de l'inflation optimale fondée sur les contraintes de crédit. *Revue économique*, 55, 469–478.
- 18- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), 1–48.
<https://doi.org/10.2307/1912017>
- 19- Uhlig, H. (2005). What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure. *Journal of Monetary Economics*, 52(2), 381–419.
<https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2004.05.007>
- 20- Wooldridge, J. M. (2013). *Introductory econometrics: A modern approach*. Thomson Learning.
- 21- Jean, A. F. (2019). *Haïti : Une économie de violence*. Les Éditions Pédagogie Nouvelle.

Annexe

Encadré 1. - Identification des chocs structurels (SVAR)

Dans le cadre de ce travail, nous mobilisons un modèle vectoriel autorégressif structurel (SVAR) à quatre (4) variables : l'ICAE, la base monétaire, l'indice des prix à la consommation (IPC) et la masse monétaire. L'objectif est d'identifier les chocs structurels sous-jacents à ces séries, en particulier les chocs de politique monétaire, de demande agrégée, et d'offre.

La représentation VAR s'écrit sous forme réduite :

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + u_t$$

Où $Y_t = [ICAE_t, BM_t, IPC_t, M3_t]'$ désigne le vecteur des variables observées, et u_t le vecteur des résidus non structurels.

Ces derniers sont liés aux chocs structurels ε_t par la relation suivante :

$$u_t = A_0^{-1} \varepsilon_t$$

$\varepsilon_t = B \varepsilon_t$ Où A_0 est la matrice d'impact structurelle instantanée.

Pour imposer les restrictions structurelles permettant d'identifier les chocs SVAR :

$$u_t = B \varepsilon_t$$

ε_t : Vecteur des chocs structurels

B : Matrice d'identification

Restrictions de court terme (matrice de Cholesky modifiée)

Ordre causal plausible :

Base Monétaire → Masse Monétaire → ICAE → Prix (IPC)

En supposant que certains effets sont contemporanément nuls :

$$A_0 Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

Les chocs structurels sont identifiés à partir de la matrice A_0^{-1} , en imposant des zéros sur certaines entrées.

Restrictions structurelles :

- 1 Un choc de politique monétaire (sur la base monétaire) affecte immédiatement la masse monétaire et les prix (avec un certain délai dans la transmission), mais pas l'ICAE.
- 2 Un choc de demande (reflété dans la dynamique de l'ICAE) affecte immédiatement les prix (IPC), mais pas la base monétaire (qui s'avère exogène à court-terme).
- 3 Un choc d'offre affecte les prix directement, mais pas les autres variables instantanément.

Structure de la matrice B

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ * & 1 & 0 & 0 \\ * & * & 1 & 0 \\ * & * & * & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{BM} \\ \varepsilon_t^{M3} \\ \varepsilon_t^{ICAE} \\ \varepsilon_t^{IPC} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_t^{BM} \\ u_t^{M3} \\ u_t^{ICAE} \\ u_t^{IPC} \end{bmatrix}$$

Où les * représentent des coefficients estimés.

Restrictions de long terme (Blanchard & Quah) pour les chocs qui n'ont pas d'effet permanent sur certaines variables.

- ✓ Un choc de demande n'a pas d'effet de long terme sur l'ICAE (hypothèse néo-classique).
- ✓ Un choc de politique monétaire n'a pas d'effet permanent sur l'ICAE.

D'où les restrictions sur la somme cumulée des coefficients de réponse impulsionnelle.

Restrictions de signes (Uhlig, 2005)

- ✓ Un choc de politique monétaire restrictif entraînerait une inflexion dans la croissance de l'ICAE, un ralentissement du rythme de progression des prix et une contraction de la masse monétaire.
- ✓ Un choc d'offre positif engendrait une désinflation et une variation haussière de l'ICAE.

Encadré 2. – Identification structurelle via des restrictions contemporaines (court-terme)

Considérons un SVAR de type AB :

$$A_0 Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$\text{Où } Y_t = \begin{bmatrix} \text{ICAE}_t \\ \text{IPC}_t \\ \text{BM}_t \\ \text{M3}_t \end{bmatrix}$$

$$\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{ICAE} \\ \varepsilon_t^{IPC} \\ \varepsilon_t^{BM} \\ \varepsilon_t^{M3} \end{bmatrix} \Rightarrow u_t = A_0^{-1} \varepsilon_t = B \varepsilon_t$$

Hypothèses économiques pour l'identification (restrictions contemporaines) :

- a L'ICAE ne réagit pas immédiatement aux chocs sur les prix, la base monétaire ou la masse monétaire (effets différés sur l'activité réelle).
- b L'IPC réagit immédiatement aux innovations sur l'ICAE mais pas aux variables monétaires (délai dans la transmission monétaire aux prix).
- c La base monétaire réagit immédiatement aux variations de l'ICAE et de l'IPC (selon le comportement de la Banque centrale), mais pas à la masse monétaire (relation inversée).
- d La masse monétaire réagit immédiatement à tous les autres chocs.

Matrice A0 – Structure triangulaire (restrictions de court terme)

$$A_0 = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} \end{bmatrix}$$

La matrice A0 implique les équations contemporaines suivantes :

$$\begin{aligned} a_{11} \cdot ICAE_t &= \varepsilon_t^{ICAE} \\ a_{21} \cdot ICAE_t + a_{22} \cdot IPC_t &= \varepsilon_t^{IPC} \\ a_{31} \cdot ICAE_t + a_{32} \cdot IPC_t + a_{33} \cdot BM_t &= \varepsilon_t^{BM} \\ a_{41} \cdot ICAE_t + a_{42} \cdot IPC_t + a_{43} \cdot BM_t + a_{44} \cdot M3_t &= \varepsilon_t^{M3} \end{aligned}$$

Pour identifier les chocs structurels, nous imposons des restrictions contemporaines inspirées de la littérature (Sims, 1980 ; Christiano et al., 1999). En particulier, nous supposons que l'ICAE ne réagit immédiatement ni aux chocs de prix, ni aux agrégats monétaires. L'inflation (IPC) répond immédiatement à la demande et aux variables monétaires suivant un certain décalage. La base monétaire est influencée immédiatement par les conditions macroéconomiques (ICAE, IPC), mais pas par la masse monétaire, qui est considérée comme endogène à très court-terme. La masse monétaire réagit instantanément à tous les autres chocs. Cela conduit à une structure triangulaire de la matrice A0.

Cette identification permet de dériver des fonctions de réponse impulsionnelle structurelles (IRFs) aux différents chocs. En particulier, le choc de politique monétaire est interprété comme une variation exogène de la base monétaire, conditionnée à l'information disponible sur l'ICAE et l'IPC, mais indépendante de la masse monétaire. L'analyse des IRFs permet d'évaluer l'impact et la dynamique temporelle de ces chocs sur les variables macroéconomiques.

Annexes Statistiques

Tableau 1. La base monétaire au sens large, au 30 septembre 2024 (en MG)

(en millions de gourdes)	Septembre 2017	Septembre 2018	Septembre 2019	Septembre 2020	Septembre 2021	Septembre 2022	Provisoire Septembre 2023	Provisoire Septembre 2024
BASE MONÉTAIRE (Programme)	80,332.80	99,791.37	117,785.23	145,359.77	174,979.42	215,360.92	215,589.13	233,501.94
BASE MONÉTAIRE (Sens large)	159,809.3	187,951.8	218,833.33	237,051.80	329,026.48	396,248.24	420,784.96	452,687.68
Réserves des banques	113,901.1	131,341.8	146,037.2	138,756.3	211,248.4	244,684.4	266,097.6	287,812.8
Dépôts des banques	96,724.5	113,511.6	138,366.6	128,019.1	198,857.1	234,093.7	240,837.1	240,483.8
Encaisses & aut.engagements	4,962.6	5,135.2	5,830.6	10,737.3	10,391.3	9,790.7	22,710.5	25,279.0
Bons BRH détenus par les BCM	12,214.0	12,695.0	1,840.0	0.0	2,000.0	800.0	2,550.0	22,050.0
Monnaie en circulation	38,470.5	47,201.3	60,700.4	85,497.4	98,279.1	123,620.3	123,800.8	131,291.7
Autres Dépôts et Bons BRH détenus par les IFNB	7,437.6	9,408.7	12,095.7	12,798.1	19,499.0	27,943.5	30,886.6	33,583.1
Dépôts des collectivités locales	443.0	493.5	462.7	518.9	489.2	747.6	938.4	229.9
Dépôts des entreprises publiques	2,513.5	1,985.5	1,534.0	1,758.2	1,994.1	3,771.4	9,035.8	5,306.9
Dépôts du secteur privé	1,852.6	3,754.0	5,637.3	4,720.6	10,298.0	15,626.7	12,090.1	13,182.0
Dépôts institutions financières non bancaires	1,686.6	2,014.8	2,739.7	5,800.3	6,169.7	7,797.8	8,822.3	14,864.3
Bons BRH détenus par les IFNB	942.00	1,161.00	1,722.00	0.00	548.00	0.00	0.00	0.00
SOURCES	159,809.3	187,951.8	218,833.3	237,051.8	329,026.5	396,248.2	420,785.0	452,687.7
Avoirs extérieurs nets	110,514.9	111,410.0	144,898.7	116,254.0	148,026.1	130,603.3	184,374.7	262,286.3
Créances nettes sur le gouv.central	37,620.7	61,938.5	71,659.5	112,351.9	174,501.8	220,253.9	235,095.2	226,249.4
Créances nettes sur les Organ.Auton.	-546.4	-596.3	-514.9	-324.1	-277.0	-391.0	-653.1	-574.5
Créances sur les collect.locales	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Créances sur les entreprises publiques	37.6	13.4	59.1	99.2	610.4	1,563.9	3,819.8	0.5
Créances sur les Particuliers	4,173.8	4,660.2	5,888.6	6,284.9	7,081.1	6,590.2	6,944.3	5,171.6
Créances sur les banques créatrices de monnaie	9,119.3	15,876.6	17,810.1	23,793.5	25,262.6	23,817.4	14,847.5	17,263.5
Autres postes nets	-1,110.66	-5,350.53	-20,967.68	-21,407.59	-26,178.53	13,810.46	-23,643.40	-57,709.05
Pour mémoire, Total encours des bons BRH (MG)	13,156.00	13,856.00	3,562.00	0.00	2,548.00	800.00	2,550.00	22,050.00

Source : Direction Monnaie et Analyse Économique - BRH.

La base monétaire au sens large est celle qui reflète la situation globale, c'est-à-dire, non seulement les réserves en gourdes des BCM à la Banque centrale et la monnaie en circulation mais aussi leurs avoirs en devises ainsi que les autres dépôts et les bons BRH.

Tableau 2. ::: La masse monétaire M3 et ses contreparties au 30 septembre 2024 (en MG)

								Provisoire	Provisoire
	Septembre 2017	Septembre 2018	Septembre 2019	Septembre 2020	Septembre 2021	Septembre 2022	Septembre 2023	Septembre 2024	
Agrégat M3	269,414.41	308,091.08	377,364.39	373,830.27	519,183.51	631,700.18	655,541.10	677,358.49	
Agrégat M2	119,421.55	147,227.47	162,951.86	208,938.76	249,875.18	305,374.85	309,521.89	331,167.34	
Agrégat M1	71,650.63	90,186.15	98,956.06	135,946.84	164,274.95	210,246.70	210,360.46	222,412.10	
Monnaie en circulation	38,470.53	47,201.30	60,700.45	85,497.35	98,279.08	123,620.34	123,800.75	131,291.72	
Dépôts à vue	33,180.10	42,984.85	38,255.61	50,449.48	65,995.87	86,626.36	86,559.71	91,120.38	
Quasi-monnaie	47,770.93	57,041.32	63,995.81	72,991.93	85,600.22	95,128.16	99,161.43	108,755.24	
Dépôts d'épargne	31,921.08	34,516.59	37,971.96	45,877.84	50,265.06	58,083.68	60,474.54	64,696.21	
Dépôts à terme	15,849.85	22,524.72	26,023.85	27,114.09	35,335.16	37,044.48	38,686.89	44,059.02	
Dépôts en dollars EU	149,992.85	160,863.62	214,412.53	164,891.51	269,308.33	326,325.33	346,019.20	346,191.15	
Dépôts à vue	71,830.92	71,125.94	95,517.58	76,589.06	125,416.63	148,399.19	159,054.85	161,448.73	
Dépôts d'épargne	41,755.25	46,868.05	64,148.53	50,369.59	88,719.86	111,610.14	116,466.77	111,503.57	
Dépôts à terme	36,406.68	42,869.63	54,746.42	37,932.86	55,171.84	66,316.00	70,497.58	73,238.85	
Contreparties	269,414.41	308,091.08	377,364.39	373,830.27	519,183.51	631,700.18	655,541.10	677,358.49	
Avoirs extérieurs nets du système bancaire	166,288.60	164,479.54	225,093.74	172,783.89	245,598.01	245,019.20	308,211.15	400,055.62	
Avoirs extérieurs du système bancaire	195,977.28	210,311.89	288,636.12	229,762.13	364,662.32	370,980.21	457,706.40	487,578.41	
Engagements extérieurs du système bancaire	29,688.67	45,832.35	63,542.38	56,978.24	119,064.31	125,961.01	149,495.25	87,522.78	
Réserve nettes de change BRH	110,514.93	111,409.95	144,898.65	116,254.05	148,026.06	130,603.35	184,375.66	262,286.28	
Avoirs extérieurs BRH	136,573.04	152,651.40	205,560.97	170,963.93	262,302.35	252,695.81	330,000.49	345,958.38	
Engagements extérieurs BRH	26,058.11	41,241.44	60,662.32	54,709.88	114,276.29	122,092.47	145,624.83	83,672.10	
Réserves de change banques commerciales	55,773.67	53,069.59	80,195.09	56,529.85	97,571.95	114,415.85	123,835.49	137,769.35	
Avoirs extérieurs banques commerciales	59,404.24	57,660.49	83,075.16	58,798.21	102,359.97	118,284.40	127,705.91	141,620.02	
Engagements extérieurs banques commerciales	3,630.57	4,590.90	2,880.07	2,268.36	4,788.02	3,868.55	3,870.42	3,850.68	
Crédit intérieur net	130,975.76	173,482.89	211,982.66	254,038.27	342,286.85	429,477.07	428,122.24	396,173.19	
Crédit au secteur public	20,167.48	48,935.62	58,828.22	113,026.65	176,601.94	234,696.06	245,627.88	236,167.04	
Crédit à l'Etat	25,934.82	60,474.79	75,349.88	127,320.71	191,307.77	250,419.19	262,714.01	251,623.18	
Crédit aux collectivités locales	443.04	493.48	462.71	518.93	489.20	747.63	938.42	229.93	
Crédit aux entreprises publiques	5,324.30	11,045.68	16,058.96	13,775.13	14,216.62	14,975.50	16,147.72	15,226.20	
Crédit au secteur privé	110,808.28	124,547.27	153,154.44	141,011.62	165,684.91	194,781.02	182,494.36	160,006.16	
					17.497%				
Autres postes nets 1/	27,849.96	29,871.35	59,712.00	52,991.90	68,701.36	42,796.09	80,792.30	118,870.33	
Pour mémoire/dépôts dollars en volume	2392.61214	2300.00013	2297.69886	2501.41475	2765.205405	2772.406994	2577.268741	2633.098867	

Source : BRH/MAE-Service Monnaie

1/ Ce poste regroupe les "créances interbancaires", "comptes de capital" et "autres postes non classés"

Tableau 3. ::: Résultats du test de Dickey-Fuller augmenté

VARIABLES	ORDRE D'INTÉGRATION	ADF CALCULÉ	P-VALUE
LICAE	1	-4.971534	0.0009
LBM	1	-7.029692	0.0000
LIPC	1	-6.466829	0.0000
LM3	1	-7.822836	0.0000

Source: Estimations des Auteurs

Tableau 4. Tableau récapitulatif du test de la valeur propre maximale (Max-Eigenvalue)

HYPOTHÈSE NULLE	STATISTIQUE MAX-EIGEN	VALEUR CRITIQUE (5 %)	P-VALUE	DÉCISION
$r = 0$	26.46	27.58	0.0691	Ne pas rejeter H_0
$r \leq 1$	18.75	21.13	0.1042	Ne pas rejeter H_0
$r \leq 2$	13.96	14.26	0.0559	Ne pas rejeter H_0
$r \leq 3$	1.61	3.84	0.2038	Ne pas rejeter H_0
Conclusion : Pas de relation de cointégration au seuil de 5 %				

Source: Estimations des Auteurs

Tableau 5. Détermination du nombre de retards optimal

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: DLICAE DLIPC DLBM DLM3

Exogenous variables: C

Date: 10/24/24 Time: 19:03

Sample: 2010Q1 2024Q3

Included observations: 53

LAG	LOGL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-570.2537	NA	30286.55	21.66995	21.81865*	21.72713
1	-541.9759	51.22005	19098.81	21.20664	21.95014	21.49256*
2	-533.8225	13.53772	25965.31	21.50274	22.84105	22.01739
3	-506.2398	41.63436*	17239.87*	21.06565*	22.99877	21.80903
4	-493.9619	16.67939	20920.14	21.20611	23.73403	22.17823
5	-484.1371	11.86389	28886.58	21.43914	24.56186	22.63999

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan Quinn information criterion

Source: Estimations des Auteurs

Tableau 6. : Causalité entre les variables

PAIRWISE GRANGER CAUSALITY TESTS			
Date: 10/24/24 Time: 19:08			
Sample: 2010Q1 2024Q3			
Lags: 3			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLIPC does not Granger Cause DLICAE	55	6.44393	0.0009
DLICAE does not Granger Cause DLIPC		7.46898	0.0003
VAR GRANGER CAUSALITY/BLOCK EXOGENEITY WALD TESTS			
Date: 10/24/24 Time: 19:07			
Sample: 2010Q1 2024Q3			
Included observations: 55			
Dependent variable: DLICAE			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLIPC	17.95215	3	0.0004
DLBM	1.273571	3	0.7354
DLM3	1.168935	3	0.7605
All	18.80285	9	0.0269

Source: Estimations des Auteurs

Tableau 7. : Décomposition de variance

PERIOD	S.E.	DLICAE	DLIPC	DLBM	DLM3
1	3.334618	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	3.804372	98.81246	0.625009	0.068846	0.493689
3	3.865422	95.75913	3.484196	0.076050	0.680623
4	4.060790	86.95888	12.13906	0.279555	0.622507
5	4.328909	86.44053	12.25511	0.706118	0.598246
6	4.367374	85.40310	13.07259	0.705151	0.819152
7	4.387035	84.69794	13.47393	0.815328	1.012803
8	4.441614	82.86672	15.27361	0.827480	1.032192
9	4.492332	82.27840	15.82922	0.815576	1.076797
10	4.498130	82.11451	15.96123	0.814016	1.110240

Cholesky Ordering: DLICAE DLIPC DLBM DLM3

Source: Estimations des Auteurs

02

Les déterminants des gains de change en pourcentage du revenu des banques haïtiennes

Document de travail

Préparé par Carl-Henri Prophète et Yves Nithder Pierre, de la Direction Monnaie et l'analyse Économique (MAE).

Remerciements spéciaux aux collègues de la MAE et de la DREF pour leurs commentaires de ce travail.

Juin 2025

Résumé

C

ette étude analyse les déterminants de la part des gains de change dans le Produit Net Bancaire (PNB) des banques haïtiennes, sur la période 2015-2024, à l'aide du modèle Arellano-Bond. Les résultats montrent que les mesures réglementaires adoptées fin 2020 ont un effet positif important sur la part des gains de change dans le PNB alors que les périodes d'instabilité macroéconomique caractérisées par une forte inflation affectent négativement le poids de ces gains dans le revenu bancaire. Parallèlement, le statut de filiale de banque étrangère est positivement associé aux gains de change. En revanche, des variables telles que la taille de la banque, le ratio crédit/dépôt, la concentration du marché et la variation du taux de change n'ont pas d'effet significatif.

JEL Classification No: E44, F31, G21, G28

Mots clés : données de panel, gains de change, performance bancaire, Haïti

1. Mise en Contexte et objectif de l'étude

Le secteur bancaire haïtien est souvent critiqué pour une possible dépendance envers l'achat et la vente de devises comparativement à l'intermédiation financière à travers la fourniture du crédit. Certains commentateurs suggèrent également que la part des revenus bancaires provenant des activités de change est influencée par la hausse du cours du dollar américain. Parallèlement, une série de mesures adoptées par la BRH depuis septembre 2020 semble avoir coïncidé avec une augmentation du volume des devises échangées sur le marché formel, en particulier dans le secteur bancaire. Par ailleurs, il convient de souligner que l'importance des activités de change varie naturellement d'une banque à l'autre, certaines étant plus dépendantes des transactions de change en fonction de leurs caractéristiques spécifiques.

Au regard de ces déclarations et observations, il paraît important de comprendre les facteurs pouvant affecter la part des gains liés au commerce des devises dans le revenu bancaire dans le contexte haïtien récent. Partant du constat que les gains de change constituent une partie du revenu des banques estimé à travers le Produit Net Bancaire (PNB) et que ce dernier est une mesure de leur performance globale, nous tentons d'appliquer les modèles d'analyse de la performance des banques à l'étude des déterminants des gains de change en pourcentage du Produit Net Bancaire (PNB) du 1er trimestre de l'exercice fiscal 2015 au 2ème trimestre de l'exercice fiscal 2024.

La section suivante clarifie des concepts clés tels que les gains de change et le produit net bancaire. Elle est suivie d'une revue de la littérature portant sur les déterminants de la performance bancaire. Nous analysons par la suite l'évolution de la part des gains de change dans le PNB au cours de la période étudiée, puis présentons le modèle ainsi que les données utilisées. Les résultats du modèle sont analysés, accompagnés d'une discussion sur les implications de l'étude, ainsi que d'une synthèse générale.

2. Clarification des Concepts Clés

• *Gains de Change*

Suivant la méthodologie adoptée par la Direction de la Supervision des Banques et des Institutions Financières de la BRH, les gains de change correspondent à la différence entre le montant perçu lors de la vente de devises étrangères et le coût d'acquisition de ces devises auxquelles s'ajoutent des plus-values (ou moins-values) associées à la vente, par la banque en question, d'actifs cotés en devises. À des fins d'analyse, ces gains, tels que publiés dans les rapports statistiques sur le système bancaire offrent une bonne approximation des revenus générés par les banques à partir de leurs opérations d'achat et de vente de devises.

• *Produit Net Bancaire (PNB)*

Le produit net bancaire (PNB) est une mesure fondamentale utilisée pour évaluer la performance d'une banque. Il représente l'ensemble des revenus générés par l'activité bancaire. Plus précisément, le PNB comprend :

Les revenus nets d'intérêts : Il s'agit de la différence entre les intérêts perçus sur les crédits accordés par la banque et les intérêts payés sur les dépôts ou autres emprunts.

Les revenus nets de commissions : Ce sont les commissions perçues sur divers services offerts par les banques, tels que les opérations de transfert, les frais de tenue de compte, ou les services d'intermédiation.

Les autres revenus opérationnels : Parmi ces revenus figurent les gains issus des opérations de change, les revenus de placement et autres opérations financières.

La BRH, dans ses rapports financiers et de supervision, utilise le PNB comme un indicateur clé de la rentabilité des institutions bancaires. Il reflète leur capacité à générer des revenus à partir de leurs activités principales et à couvrir leurs coûts d'exploitation.

Nous utiliserons ainsi le ratio gains de change sur produit net bancaire pour mesurer l'importance des opérations de vente et d'achat de devises pour le revenu des banques.

3. Revue de littérature

Très peu d'analyses ont été produites sur les déterminants des gains de change en valeur absolue ou en pourcentage du produit net bancaire. Comme cité plus haut, nous nous inspirons des études réalisées sur les déterminants de la performance des banques, afin de proposer un modèle apte à refléter les principaux facteurs affectant la part des gains de change dans le revenu bancaire.

Les études sur les déterminants de la performance des banques se concentrent principalement sur le rendement des actifs (Return on Assets ou ROA), le rendement sur les capitaux propres (Return on Equity ou ROE), le Produit Net Bancaire (PNB) et la marge nette d'intérêt. Ces indicateurs sont largement utilisés dans la littérature pour évaluer la rentabilité et l'efficacité des banques, et plusieurs facteurs influencent leur performance. Ci-dessous, nous présentons une revue de littérature sur les déterminants de la performance des banques en essayant d'abord de regrouper ceux soulignant les déterminants spécifiques aux banques et les

déterminants externes. Par la suite, nous soulignons deux études particulièrement importantes dans notre cas à savoir celle sur les déterminants comptables des gains de change par M. Edgar Barrett & Leslie L. Spero (2018) ainsi que de l'étude sur les déterminants de la rentabilité des banques en Afrique subsaharienne par V Flamini (2009).

3.1 Déterminants internes de la performance bancaire

a. Taille de la banque

La taille de la banque est souvent associée à des économies d'échelle, qui permettent aux grandes institutions bancaires de réduire leurs coûts moyens de production, ce qui améliore leur rentabilité (Demsetz & Strahan, 1997). Des études telles que celle de Goddard et al. (2004) ont montré que les grandes banques peuvent tirer parti d'une diversification accrue de leurs activités, ce qui améliore le ROA et le ROE. Cependant, la relation entre la taille de la banque et la rentabilité n'est pas linéaire. Berger & Humphrey (1997) ont souligné que la croissance excessive peut entraîner des inefficacités opérationnelles et une perte de flexibilité, ce qui peut affecter négativement la performance financière.

b. Qualité des actifs

La qualité des actifs, mesurée par le ratio des prêts non performants (NPLs), est un déterminant clé de la performance des banques. Les actifs de mauvaise qualité augmentent le risque de pertes et réduisent la rentabilité, notamment le ROA. Athanasoglou, Brissimis, and Delis (2008) ont montré que des niveaux élevés de NPLs réduisent considérablement le ROA et la marge nette d'intérêt, car les banques doivent constituer des provisions pour pertes sur prêts.

c. Efficacité des coûts

L'efficacité des coûts, souvent mesurée par le ratio coûts/revenus, est un autre facteur crucial. Les banques qui gèrent efficacement leurs coûts ont généralement une meilleure rentabilité. Molyneux et Thornton (1992) ont constaté une corrélation positive entre la réduction des coûts et l'amélioration du ROE et du ROA dans les banques européennes. De même, Kwan (2003) a souligné que l'optimisation des coûts contribue à une marge nette d'intérêt plus élevée.

d. Diversification des revenus

La diversification des sources de revenus, entre les activités traditionnelles de prêts et les activités non traditionnelles telles que les frais et commissions, peut améliorer la performance bancaire. DeYoung and Roland (2001) ont montré que les banques qui diversifient leurs revenus au-delà des activités d'intérêt bénéficient d'une volatilité réduite du PNB et d'une meilleure rentabilité à long terme.

e. Gestion du risque

La gestion du risque, notamment le risque de crédit, le risque de marché et le risque de liquidité, est centrale pour la performance bancaire. Stiroh (2004) a montré que les banques qui adoptent une gestion prudente du risque de crédit ont un ROA et un ROE plus élevés. Les banques plus exposées aux risques financiers peuvent connaître une volatilité accrue de leurs bénéfices, affectant négativement leur performance.

3.2. Déterminants externes de la performance bancaire

a. Environnement macroéconomique

Le contexte macroéconomique influence directement la performance des banques. Athanasoglou et al. (2008) ont montré que la croissance économique favorise l'amélioration du ROA et du ROE en augmentant la demande de crédit et en réduisant les défauts de paiement. D'autre part, des périodes de récession économique entraînent une détérioration de la qualité des actifs, augmentant les prêts improductifs (Non performing loans/NPL) et réduisant les marges d'intérêt.

Les taux d'intérêt jouent également un rôle important dans la détermination de la marge nette d'intérêt des banques. Saunders and Schumacher (2000) ont montré qu'un environnement de taux d'intérêt bas peut compresser les marges d'intérêt et réduire la rentabilité des banques.

b. Réglementation bancaire

Les réglementations peuvent affecter la performance des banques, tant positivement que négativement. Barth, Caprio et Levine (2004) ont démontré que des réglementations strictes en matière de gestion du risque et de capital peuvent réduire la prise de risques excessifs, améliorant ainsi la stabilité et la performance à long terme des banques. Cependant, des réglementations trop contraignantes peuvent aussi augmenter les coûts de mise en conformité, affectant négativement la rentabilité. Claessens et Laeven (2004) ont trouvé une relation inverse entre l'intensité de la régulation et la marge nette d'intérêt des banques dans les marchés émergents.

c. Concentration du marché

La structure du marché bancaire, en particulier son niveau de concentration, peut également affecter la performance des banques. Demsetz (1973) a proposé l'hypothèse de la "structure-conduite-performance", qui postule que les marchés bancaires concentrés permettent aux grandes banques de bénéficier de positions monopolistiques, améliorant ainsi leur ROA et leur marge d'intérêt. En revanche, des études comme celles de Berger (1995), ont montré que des marchés plus concurrentiels peuvent encourager l'efficacité, conduisant ainsi à une meilleure performance financière des banques, même avec des marges plus faibles.

Autres études d'intérêt

Parmi les rares études qui se sont attardés sur les facteurs influençant l'évolution des gains de change, il convient de citer Barrett & Leslie L. Spero (2018), pour lesquels les gains de change constituent une source non négligeable de revenus pour certaines banques, en particulier dans des contextes où les taux de change fluctuent fortement. Ils soulignent en particulier l'importance des facteurs suivants.

Exposition au Risque de Change : La capacité des banques à gérer le risque de change joue un rôle crucial. Les banques qui adoptent des stratégies de couverture efficaces ont tendance à générer des gains plus stables. Ces stratégies incluent l'utilisation d'instruments financiers tels que les contrats à terme.

Volume de transactions en devises : Le volume des transactions est également un déterminant majeur des gains de change. Les banques qui traitent des volumes élevés de devises étrangères, souvent en raison de la présence de clients internationaux, génèrent des gains importants par arbitrage.

Contexte Réglementaire : L'environnement réglementaire influence fortement les gains de change. Par exemple, des mesures imposant un contrôle des taux de change ou limitant les marges bénéficiaires sur les transactions peuvent réduire la rentabilité de ces opérations.

L'étude de V. Flamini, menée sur la rentabilité des banques en Afrique subsaharienne, apporte une perspective sur les facteurs qui influencent les indicateurs de performance bancaire tels que le ROA et le ROE dans des économies émergentes avec un marché financier peu développé, présentant des similitudes avec le contexte haïtien. Leurs résultats mettent l'accent sur l'importance des facteurs suivants.

Qualité des Actifs : La proportion de prêts non performants est un facteur déterminant de la rentabilité bancaire. Un taux élevé de prêts non performants réduit la rentabilité à la fois en augmentant les coûts de provisionnement et en limitant les fonds disponibles pour des investissements rentables.

Concentration du Marché : La concentration bancaire est un facteur positif pour la rentabilité. Dans un marché où peu d'acteurs dominent, les banques peuvent pratiquer des marges d'intérêt plus élevées, ce qui améliore le ROA et le ROE. En Afrique subsaharienne, où de nombreux marchés sont oligopolistiques, la rentabilité des banques est souvent élevée.

Capitalisation : La capitalisation bancaire joue également un rôle important dans la performance. Les banques bien capitalisées sont mieux préparées pour absorber les chocs économiques, ce qui améliore leur rentabilité. Cela est particulièrement pertinent dans des environnements à haut risque comme ceux étudiés par Flamini.

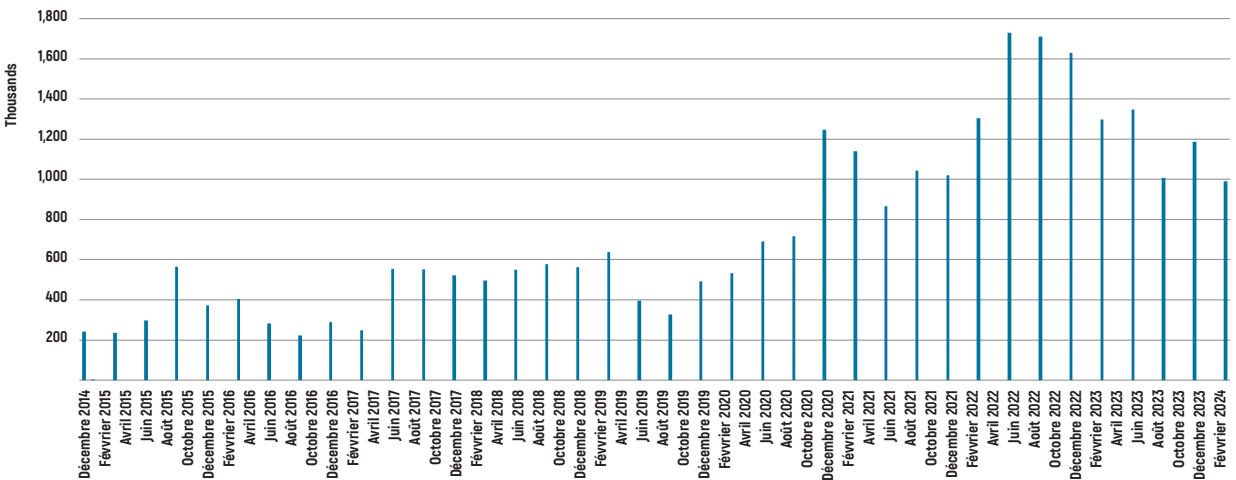
Facteurs macroéconomiques : Les conditions macroéconomiques, telles que la croissance du PIB et l'inflation, ont un impact direct sur la performance bancaire. Par exemple, une croissance économique robuste accroît la demande de crédit, ce qui soutient la rentabilité.

4. Les gains de change dans le système bancaire haïtien : Évolution et cas des différentes banques

L'adoption du régime de taux de change flexible par Haïti vers le début des années 1990 et l'augmentation de la part des transferts privés sans contreparties dans le PIB ont donné lieu à un développement rapide du marché des changes en Haïti. À cela s'ajoute l'expansion de la dépendance de l'économie haïtienne par rapport aux importations, amplifiée d'une part, par les effets négatifs de l'embargo économique de 1991 et d'autre part, par la réduction importante des tarifs douaniers entre 1996 et 1997. Certaines banques ont développé des filiales de transferts et renforcé leurs départements de change. Ces changements ont contribué à renforcer les opérations de change et placer le taux de change comme l'un des principaux indicateurs suivis par les agents économiques haïtiens. Parallèlement, le marché des changes est devenu au fil des années, l'une des principales sources de revenus pour les banques.

L'analyse des données sur la période allant de décembre 2014 à mars 2024 montre que les revenus générés par les opérations de change au niveau des banques ont gagné en importance à travers le temps. Avant l'application de la circulaire 114, les gains de change ne dépassaient pas les 700 000 gourdes par trimestre pour l'ensemble du système. Cependant, après la forte appréciation de la gourde en août 2020 et la mise en œuvre de la circulaire 114, ils ont drastiquement augmenté, atteignant en moyenne 1,25 million de gourdes par trimestre, avec un pic de plus de 1,7 millions de gourdes en juin 2022. Après ce sommet, les gains de change montrent une légère diminution, mais restent à des niveaux élevés par rapport aux premières observations.

Graphique 1. Gains de change du système bancaire

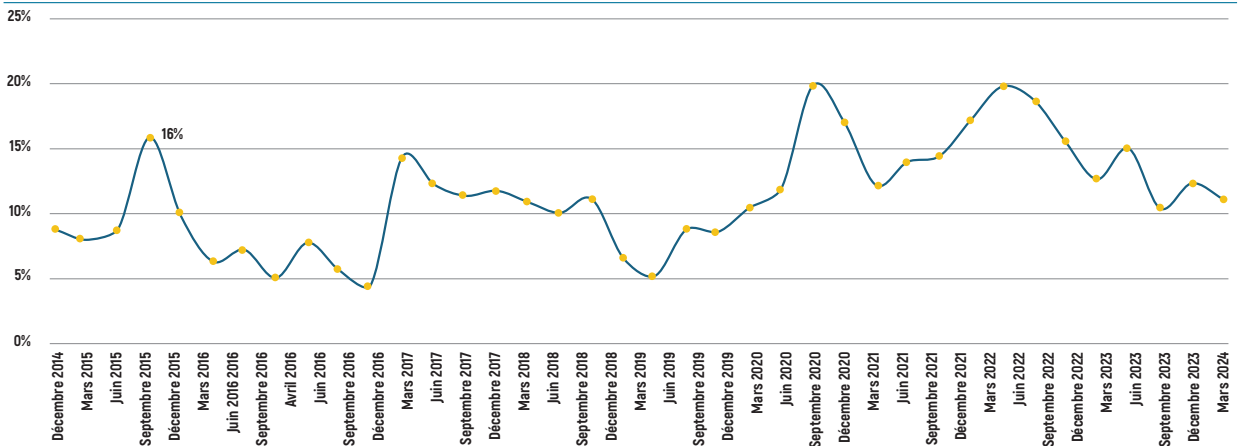


Source: BRH/DAI/DSBIF

L'évolution qu'ont connue les gains de change s'est reflétée dans leur rapport avec le produit net bancaire (PNB). Avec le faible dynamisme au niveau du crédit bancaire lié à la dégradation du climat d'affaires, les gains de change sont devenus importants au fil des années, représentant l'une des principales sources de revenus pour les banques. En effet, le graphique 2 illustre les mouvements du ratio des gains de change sur PNB, avec des variations importantes, notamment autour du point d'inflexion en décembre 2020.

Avant septembre 2020, les données montrent des fluctuations du ratio de gains de change sur PNB entre 4,5 et 16 %, avec une moyenne autour de 9 %, indiquant ainsi une faible contribution des opérations de change à la génération des revenus par les banques. Après septembre 2020, la période qui a suivi la mise en application de la circulaire 114, une augmentation marquée du ratio a été observée. En effet, il a oscillé entre 10 % et 19 %, traduisant un apport de plus en plus important des gains de change dans le bénéfice des banques. Par ailleurs, il importe de préciser que depuis juin 2022, le ratio est sur une pente descendante, reflétant la baisse des activités de change découlant de celle de l'activité économique en proie à la détérioration des conditions socio-économiques et sécuritaires.

Graphique 2. : Gains de change du système bancaire

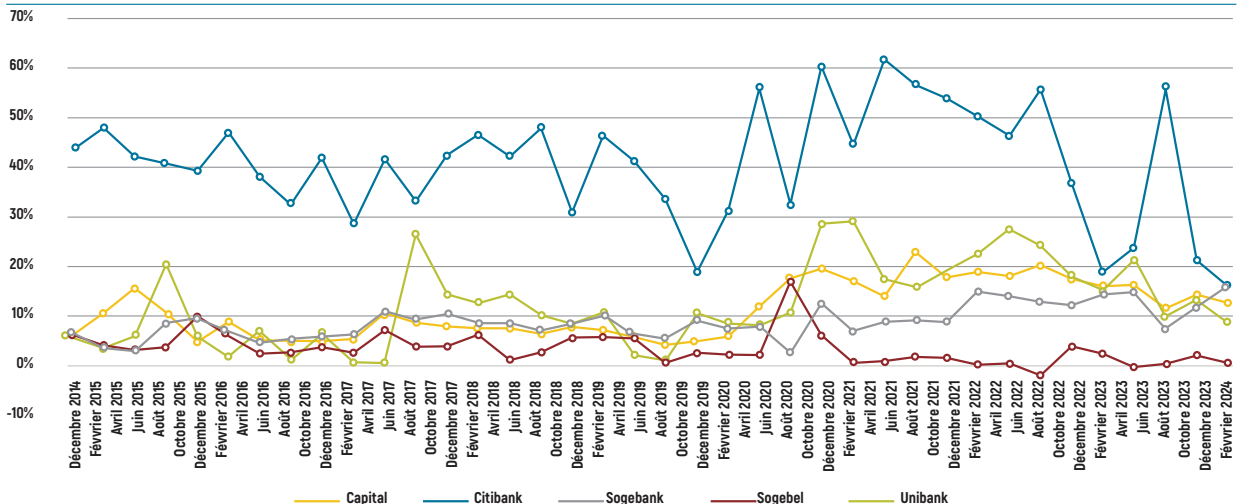


Source: BRH/DAI/DSBIF

Le changement dans l'apport des gains de change au bénéfice des banques a été soutenu essentiellement par les banques privées notamment, BUH, Capital Bank, Sogebank et Unibank. Hormis la Citibank, le ratio « gains de change sur PNB » pour l'ensemble du système évoluait relativement de manière stable autour d'une certaine moyenne. Cependant, après septembre 2020, deux phénomènes ont été remarqués. D'abord, le ratio a augmenté, reflétant la hausse rapide des gains de change. Ensuite, une grande volatilité a caractérisé l'évolution du ratio, indiquant quelque part la recherche de stratégies par ces banques pour intégrer la mesure dans leurs comportements, des efforts pour augmenter ou conserver les parts de marché avec l'augmentation de l'offre de devises dans le circuit formel, facilitée par la mesure.

Un autre fait important est que les banques privées ont enregistré les niveaux de gains de change les plus élevés de leur histoire au cours des deux trimestres ayant suivi la forte baisse du taux de change et l'application de la circulaire 114. Il importe de mentionner que ces deux événements ont conduit à une augmentation de l'offre de devises. En effet, certains acteurs ont dû réduire leur position en dollars pour diminuer leur potentielle perte et parallèlement, d'autres en ont profité pour renforcer leur position en raison de la baisse du taux.

Graphique 3. : Poids des gains de change dans le PNB - (banques privées)



Source: BRH/DAI/DSBIF

L'analyse du ratio au niveau des banques de manière individuelle n'a pas été différente de l'ensemble du système, à l'exception des banques publiques.

1. BUH (Banque de l'Union Haïtienne): Le ratio "gains de change sur PNB" varie de manière significative, atteignant une moyenne de 11% pour la période précédant septembre 2020. Les hausses les plus notables sont observées après et le ratio a évolué en moyenne à 13 %, avec un pic de 24 % en septembre 2022. Cependant, en septembre 2023, le ratio a été de -71 % malgré le fait que les gains de change aient connu le niveau le plus élevé, soit 154,31 millions de gourdes. En effet, ce chiffre a été observé en raison du PNB négatif résultant des pertes de 924,33 millions de gourdes enregistrées dans la rubrique « Autres » des Autres revenus.

2. Capital Bank : L'analyse du ratio montre qu'après la Unibank, la Capital Bank est la banque la plus active sur le marché des changes bien qu'en considérant les gains de change en valeur absolue, elle ne représente que la quatrième banque du système. En effet, sur la période précédant septembre 2020, le ratio a été peu stable, oscillant entre 7 % et 17 % pour un niveau moyen de 9 %. Au cours de la deuxième sous-période, le ratio a augmenté sous l'effet de la hausse des gains de change. En effet, évoluant autour d'une moyenne de 19 %, la progression du ratio témoigne d'une amélioration de la performance de la Capital Bank dans les opérations de change et du renforcement des gains de change comme sources de revenu pour cette institution bancaire.

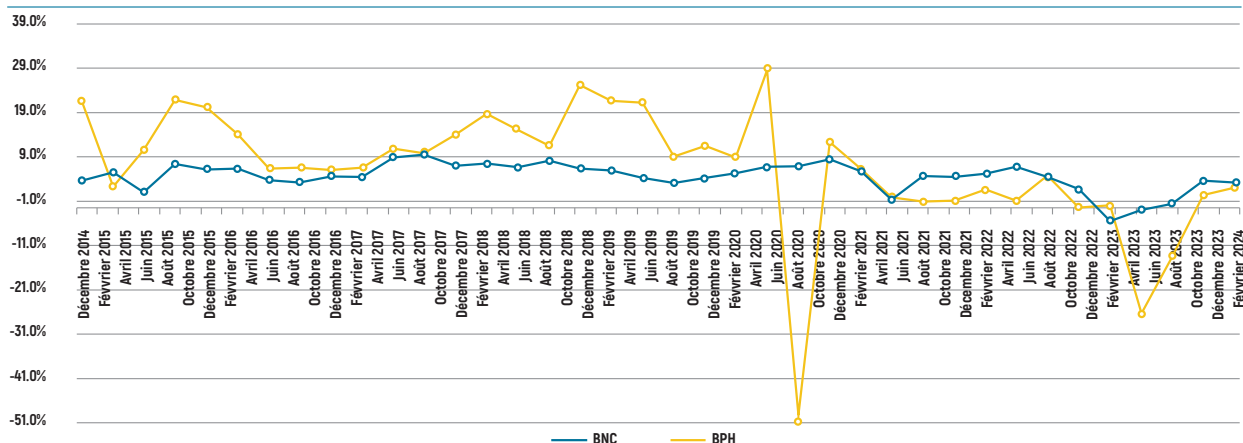
3. Citibank : Contrairement aux autres banques, Citibank maintient un ratio très élevé, variant entre 30 % et 60 %, avec peu de fluctuations majeures sur la période sous étude. Ce ratio important indique que les gains de change constituent presque la principale source de revenus de cette institution. Ceci peut être lié au fait que les clients de la Citibank renvoient principalement à des institutions étrangères (ambassades, institutions internationales et ONG) et elle n'est pas très versée dans les activités de crédit.

4. Sogebank : L'analyse de la Sogebank montre que le ratio a évolué relativement de manière stable avant et après septembre 2020, avec comme différences, une plus grande volatilité durant la première sous-période et une augmentation du niveau moyen au cours de la seconde. En effet, avant septembre 2020, le ratio a varié entre 4 % et 13 % pour une moyenne tournant autour de 9 %. Après ce trimestre, le ratio est devenu plus important par suite de l'accroissement des gains de change et, parallèlement, une réduction de l'amplitude de ses variations d'un trimestre à l'autre. Au fait, le niveau moyen du ratio est passé à 14 % et ce dernier s'est inscrit dans une fourchette allant de 9 % à 18 %.

5. Unibank : Pour la Unibank, le ratio a été peu stable sur la période allant de décembre 2014 à septembre 2020, avec un niveau moyen de 10%. Il a varié entre 2,4 % et 28 %, résultant notamment des mouvements des gains de change. Sur la seconde sous-période, le ratio est devenu plus important avec l'augmentation des gains de change, lesquels sont passés d'une moyenne de 147,32 millions de gourdes à 573,3 millions de gourdes. Ainsi, le ratio a atteint une moyenne de 20,6%, avec des pics 30,5 % et 31% entre décembre 2020 et mars 2021.

Pour les deux banques publiques, le ratio a été relativement stable sur l'ensemble de la période à l'exception de quelques valeurs extrêmes observées pour la BPH. S'agissant de la BNC, le niveau moyen a tourné autour de 4,6 % alors que pour la BPH, il s'est établi à 6,7%. Contrairement aux banques privées, les banques publiques ont vu leur ratio diminuer au cours de la seconde période sous l'effet d'une évolution à la baisse du rythme de croissance des gains de change.

Graphique 4. : Part des gains de change dans le PNB (banques publiques)



Source: BRH/DAI/DSBIF

5. Présentation du modèle et des données utilisées

Le modèle de régression estimé peut être représenté par l'équation suivante :

$$\text{gains_it} = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{actif_it} + \beta_2 \text{cred_it} + \beta_3 \ln \text{exp_it} + \beta_4 \text{conc_it} + \beta_5 \text{icae_it} + \beta_6 \text{chge_it} + \beta_7 \text{reg_it} + \beta_8 \text{inf_it} + \beta_9 \text{foreign_it} + u_i + \epsilon_{it}$$

Où :

gains_it représente la part des gains de change en pourcentage du Produit Net Bancaire (PNB) pour la banque i au trimestre t.

β_0 est la constante de l'équation.

$\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_9$ sont les coefficients des variables explicatives.

u_i représente les effets spécifiques à chaque banque (effets fixes).

ϵ_{it} est le terme d'erreur pour la banque i au trimestre t.

Définition des Variables Utilisées

gains : Part des gains de change en pourcentage du Produit Net Bancaire (PNB) de la banque. Il s'agit de la variable dépendante dans ce modèle, mesurant la contribution des activités de change au revenu total des banques.

6 Inactif : Logarithme de l'actif total de la banque. Cette variable représente la taille de la banque, un déterminant souvent utilisé pour mesurer l'effet des économies d'échelle sur la performance bancaire.

7 cred : Ratio du portefeuille de crédits de la banque par rapport à ses dépôts. Ce ratio permet de mesurer l'activité d'intermédiation de la banque et son appétence pour le risque de crédit.

- 8 **lnexp** : Logarithme des dépenses d'exploitation. Cette variable capture l'efficacité des coûts de la banque et mesure l'impact des dépenses d'exploitation sur la part des gains de change.
- 9 **conc** : Part de marché des trois plus grandes banques dans l'actif total du système bancaire. Cette variable représente la concentration du marché et mesure l'influence de la concurrence sur la performance bancaire.
- 10 **icae** : Indice de l'activité économique. Cette variable reflète la conjoncture économique générale et son impact sur la performance des banques. Une augmentation de l'indice suggère une amélioration de l'économie, potentiellement favorable aux activités bancaires.
- 11 **chge** : Variation du taux de change. Cette variable capture la volatilité du taux de change, un facteur déterminant des gains de change pour les banques, surtout dans les économies à forte instabilité monétaire.
- 12 **reg** : Dummy représentant les mesures réglementaires encadrant le marché des changes adoptées à partir de fin 2020. Cette variable prend la valeur 1 pour les trimestres après la mise en œuvre des nouvelles réglementations, et 0 sinon, permettant d'évaluer l'impact des nouvelles réglementations sur la dépendance aux gains de change.
- 13 **inf** : Taux d'inflation. Cette variable représente l'inflation au niveau macroéconomique et son impact sur les revenus bancaires. L'inflation peut affecter la demande de crédit et la volatilité des taux de change.
- 14 **foreign** : Dummy indiquant si la banque est à capitaux étrangers. Cette variable est utilisée pour capturer l'effet de la propriété étrangère sur la performance de la banque, les banques étrangères pouvant avoir des stratégies de gestion différentes de celles des banques locales.

6. Analyse des résultats

Afin d'identifier les principaux déterminants de la part des gains de change dans le Produit Net Bancaire (PNB) des banques haïtiennes, nous avons estimé deux types de modèles économétriques à l'aide de données de panel trimestrielles couvrant la période 2015-2024 pour huit banques commerciales. Le choix d'utiliser deux spécifications repose sur la volonté de tester la robustesse des résultats et d'évaluer la présence ou non de dynamique dans la génération de ces gains.

Le premier modèle adopte une structure sans dynamique explicite : il repose sur la méthode d'estimation en différences généralisées (GMM) de type Arellano-Bond, sans inclure la variable dépendante retardée. Ce modèle est particulièrement adapté pour corriger l'endogénéité potentielle de certaines variables explicatives tout en tenant compte des effets fixes propres à chaque banque.

Le second modèle est une extension dynamique de cette approche : il inclut la valeur retardée de la variable dépendante (gains_1) en tant que régresseur, et est estimé à l'aide de la méthode System GMM proposée par Blundell et Bond. Ce second modèle permet d'évaluer s'il existe une persistance dans la génération des gains de change au fil du temps, c'est-à-dire si les performances passées influencent les résultats présents.

La variable dépendante commune aux deux spécifications est le ratio des gains de change sur le Produit Net Bancaire. Les variables explicatives incluent des caractéristiques propres aux banques (taille, dépenses,

intermédiation), des facteurs structurels (concentration du marché, nature de l'actionnariat), ainsi que des variables macroéconomiques et institutionnelles (inflation, indice d'activité économique, variation du taux de change, effet des régulations post-2020).

6.1. Estimation sans structure dynamique explicite

Tableau 1. Résultats d'estimation suivant la méthode Allerano-Bond						
Variables	Coefficient	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval] Lower	[95% Conf. Interval] Upper
lnactif	5.423544	5.346184	1.01	0.31	-5.05478	15.90187
cred	0.54144	0.381338	1.42	0.156	-0.20597	1.288849
lnexp	3.798146	2.080636	1.83	0.068	-0.27983	7.876117
conc	0.00151	0.123084	-0.01	0.99	-0.24275	0.23973
icae	0.170067	0.099462	1.71	0.087	-0.02488	0.36501
chge	0.037378	0.039642	0.94	0.346	-0.04032	0.115074
reg	7.994708	2.780069	-2.88	0.004	-2.545872	13.44354
inf	0.1741	0.061681	2.82	0.005	-0.295	-0.05321
foreign	106.235	51.25728	2.07	0.038	5.772589	206.6974
_cons	182.53	98.89716	-1.83	0.068	-378.325	13.26476

Source: Estimations des Auteurs

Les résultats obtenus à partir de la méthode d'estimation Allerano-Bond font ressortir les points clés suivants pour les différentes variables explicatives.

- **Logarithme de l'actif total (lnactif)** : Le coefficient de 5,42 est positif et relativement important par rapport aux autres coefficients estimés. Toutefois, il est non significatif ($p = 0,31$). Autrement dit, bien que l'effet estimé de la taille de la banque sur les gains de change en pourcentage de son revenu soit positif, il n'est pas suffisamment différent de zéro pour être considéré comme statistiquement fiable.
- **Portefeuille de crédit en pourcentage des dépôts (Cred)** : Le coefficient de 0,54 est aussi positif mais non statistiquement significatif ($p = 0,156$). De façon contre-intuitive, il tend à suggérer que dans certains cas, une banque plus engagée dans l'intermédiation financière (ratio crédit sur dépôt élevé), ne subit pas nécessairement une baisse de la part des gains de change dans son PNB.
- **Logarithme des dépenses d'exploitation (lnexp)** : Ce coefficient de 3,79 est proche de la significativité à 5%, mais déjà significatif à 10% ($p = 0,068$). Cela suggère que des dépenses d'exploitation plus élevées pourraient être associées à des gains de change plus importants, mais l'effet est encore marginal.
- **La concentration bancaire (conc)** : Le coefficient est presque nul (-0,0015) et statistiquement non significatif ($p = 0,99$), suggérant que la part des trois plus grandes banques dans l'actif total n'a pas d'effet perceptible sur le poids des gains de change dans le PNB.
- **Indice de l'activité économique (icae)** : Ce coefficient est positif (0,17) avec une p-value de 0,087, ce qui est tout au moins significatif au seuil de 10%. Cela suggère que la performance économique globale pourrait avoir un léger effet positif sur les gains de change. Dans le cas spécifique de l'économie haïtienne, où les importations occupent une part relativement importante de l'offre globale, on peut supposer qu'une activité économique accrue stimule la demande de biens importés et engendre une croissance du volume de devises transigées sur le marché bancaire. Cette hausse du volume de devises transigées est alors suffisam-

ment importante pour que les gains de change augmentent plus vite que les autres sources de revenus bancaires.

• **Variation du taux de change (chge)** : Ce coefficient est positif (0,037) mais non significatif ($p = 0,346$). L'impact direct de la variation du taux de change semble donc faible et incertain. Ceci laisserait entendre que les variations du taux de change auraient un impact moindre que le volume de devises transigés en ce qui a trait à la dépendance d'une banque envers les gains de change.

• **Les mesures réglementaires (reg)** : Ce coefficient est de taille importante, positif et significatif même au seuil de 1% (7,99, $p = 0,004$). Cela signifie que les mesures réglementaires introduites par la BRH, à la fin de l'exercice 2020, pour renforcer la formalisation du marché des changes ont largement contribué à renforcer la part des gains de change dans le PNB.

• **Inflation en glissement mensuel (inf)** : le coefficient de l'inflation est négatif (-0,17) et statistiquement significatif ($p = 0,005$). Cela suggère qu'une inflation mensuelle plus élevée est associée à une baisse des gains de change en pourcentage du produit net bancaire. En effet, les périodes de forte inflation correspondent à des situations de déséquilibres macroéconomiques importants, lesquels alimentent les anticipations négatives et la spéculation sur le marché informel au détriment de la part des banques sur le marché des devises.

• **Foreign (banques à capitaux étrangers)** : Le coefficient est positif et est le plus important en taille (106,23), tout en étant statistiquement significatif ($p = 0,038$). Il concerne la Citibank qui est la seule banque étrangère de la base de données, la Scotiabank s'étant retirée du marché en 2017 et ne contrôlant qu'une part marginale du marché avant ce départ. Ce coefficient souligne la forte dépendance de la Citibank des gains de change. Ceci peut se comprendre dans la mesure où plusieurs instances internationales présentes dans le pays disposent d'un compte à la Citibank et vendent souvent leurs devises à cette dernière alors qu'elle est très peu présente sur le marché des prêts.

En ce qui a trait aux tests de diagnostic, les résultats sont les suivants :

Tableau 2. : Résultats du test de validité des instruments d'Allerano-Bond		
Test	z	Pr > z
Arellano-Bond		
AR(1)	-4.86	0
Arellano-Bond		
AR(2)	0.37	0.715

Source: Estimations des Auteurs

La méthode d'estimation Arellano-Bond fournit des tests de validité des instruments (comme le test de Sargan ou Hansen) et des tests d'autocorrélation (AR(1) et AR(2)). Ces tests nous permettent de vérifier si les instruments sont appropriés et si l'hypothèse d'absence d'autocorrélation est respectée, ce qui renforce la crédibilité des résultats. Ainsi, le test Arellano-Bond AR(1) est significatif ($p = 0,000$), ce qui est attendu dans ce type de modèle. Le test AR(2) est non significatif ($p = 0,715$), ce qui suggère que les erreurs ne sont pas autocorrélées au second ordre, un bon signe pour la validité du modèle.

Tableau 3. : Résultats du test de Sargan

Test	Chi-squared	Prob > Chi-squared
Sargan Test of Overidentification	0.66	0.417
Difference-in-Sargan (GMM instruments for levels)	0.66	0.417

Source: Estimations des Auteurs

Par ailleurs, le test de Sargan montre une probabilité de 0,417, ce qui indique que les instruments utilisés ne sont pas invalides, un autre bon indicateur pour la robustesse du modèle.

Globalement, les résultats soulignent que les réglementations adoptées à la fin de l'exercice 2020 en termes de régulation du marché des transferts et de celui des devises ont fortement renforcé la part des gains de change dans le revenu des banques. Parallèlement, sur la période d'étude, une amélioration des indicateurs macroéconomiques (activité économique accrue et recul de l'inflation) semble être associée à un renforcement de la part des gains de change dans le revenu des banques. Toutefois, le taux de change lui-même semble jouer un rôle moindre que le volume de devises transigés dans l'évolution du ratio gains de change sur PNB. De manière plus spécifique, il convient de noter l'importance des gains de change dans les revenus de la Citibank sur cette période, comme en témoigne la taille du coefficient de la variable indicatrice qui lui est associée (foreign) et sa significativité.

6.2. Estimation avec structure dynamique explicite

Le modèle dynamique permet de tester la persistance des gains de change. Les résultats de l'estimation via la méthode System GMM (une étape) sont résumés ci-dessous :

Tableau 4. : Résultats d'estimation suivant la méthode Allerano-Bond avec structure dynamique explicite

VARIABLE	COEFFICIENT	ERREUR STANDARD	Z	P> Z
gains_1	0.067	0.083	0.81	0.419
Lnactif	6.13	6.08	1.01	0.313
Cred	0.607	0.399	1.52	0.128
Lnexp	3.97	2.26	1.76	0.079
Conc	-0.031	0.126	-0.24	0.807
Icae	0.170	0.106	1.60	0.109
Chge	0.096	0.062	1.54	0.124
Reg	7.72	3.06	2.52	0.012
Inf	-0.146	0.068	-2.15	0.032
Foreign	112.40	53.42	2.10	0.035
_cons	-199.30	107.25	-1.86	0.063

Source: Estimations des Auteurs

Le coefficient associé à la variable gains_1 est positif (0,067) mais statistiquement non significatif ($p = 0,419$). Cela suggère une faible persistance intertemporelle de la part des gains de change dans le PNB. La dépendance d'une banque par rapport aux gains de change dans son PNB au cours d'un trimestre ne détermine pas cette dépendance au cours du trimestre prochain, s'il s'agit d'une banque locale. En effet, dans leurs opérations de change, les banques répondent aux offres et demandes exprimées par les agents économiques de la période en cours sans que cela ne reflète nécessairement les conditions du trimestre antérieur. Leurs décisions semblent ainsi davantage dictées par les conditions économiques et réglementaires contemporaines que par des effets d'inertie.

- En dehors de cette dynamique, les résultats sont très proches de ceux du modèle initial sans gains_1 :
- Les variables reg (effet réglementaire post-2020) et foreign (banques à capitaux étrangers) conservent un effet significatif et positif.
 - L'inflation (inf) garde un effet négatif significatif, indiquant un impact défavorable des périodes inflationnistes sur la part des gains de change.
 - Les autres variables (taille, intermédiation, dépenses, etc.) restent non significatives ou marginalement significatives.

Tableau 5. Tests de validité des instruments et de sur-identification

TEST	VALEUR	PR > Z / CHI2	INTERPRÉTATION
Arellano-Bond AR(1)	$z = -5.81$	0.000	Autocorrélation de premier ordre (attendue)
Arellano-Bond AR(2)	$z = 1.54$	0.124	Pas d'autocorrélation de second ordre (condition remplie)
Sargan Test of Overidentification	$\text{Chi2} = 0.00$	Non applicable	Instruments valides ; pas de sur-identification détectée

Source: Estimations des Auteurs

Les tests post-estimation associés au modèle dynamique System GMM permettent d'évaluer la validité des instruments et la qualité des résidus, deux éléments essentiels à la robustesse de ce type de modèle.

Test d'autocorrélation Arellano-Bond :

- AR(1) : Le test de première autocorrélation donne une statistique $z = -5.81$ avec une p-value de 0.000. Ce résultat indique la présence d'autocorrélation de premier ordre dans les résidus en différences premières, ce qui est attendu dans le cadre de cette méthode. Ce résultat n'invalide pas le modèle.
- AR(2) : Le test d'autocorrélation de second ordre, beaucoup plus déterminant pour la validité des instruments, retourne une statistique $z = 1.54$ avec une p-value de 0.124. Ce résultat indique l'absence d'autocorrélation de second ordre dans les résidus en différences premières. Cela valide l'hypothèse d'erreurs en séries temporelles non corrélées au second ordre, ce qui est une condition cruciale pour la fiabilité des instruments.

Test de sur-identification des instruments (Sargan) :
 Le test de Sargan retourne une statistique $\text{Chi2} = 0.00$ (non significative), ce qui suggère que les instruments utilisés dans le modèle sont valides, c'est-à-dire non corrélés avec le terme d'erreur. L'absence de suridentification excessive conforte la solidité de l'estimation.

Ces résultats post-estimation indiquent que :

- le modèle respecte les conditions d'identification ;
- les instruments internes générés par la méthode System GMM sont économétriquement valides;
- il n'y a pas de problème structurel dans la dynamique du modèle.

Cependant, il est important de souligner que la variable dépendante retardée (gains_1) n'est pas significative, ce qui indique une faible persistance intertemporelle dans la génération des gains de change. En d'autres termes, les gains de change d'une période ne dépendent pas fortement de ceux observés précédemment. Cette absence de dynamique justifie que l'essentiel de la variation dans la part des gains dans le PNB soit expliqué par des facteurs contemporains, notamment les régulations post-2020, l'inflation et le statut étranger de la banque.

6.3. Interprétation économique d'ensemble des résultats

L'analyse comparative des deux modèles — l'un sans dynamique explicite (Arellano-Bond en différences) et l'autre avec une structure dynamique (System GMM) — permet de dégager une lecture cohérente de la formation des gains de change dans le revenu bancaire haïtien.

Premièrement, l'absence de significativité de la variable dépendante retardée (Gains_1) dans le modèle dynamique semble indiquer contre-intuitivement qu'il n'y aurait pas de persistance intertemporelle marquée dans la génération des gains de change. Autrement dit, la part des gains dans le PNB au cours d'un trimestre donné ne dépendraient pas systématiquement de cette part durant le trimestre précédent.

Deuxièmement, les résultats soulignent le rôle central de deux groupes de variables :

- les facteurs institutionnels et structurels, en particulier la variable *reg*, qui capte l'effet des régulations post-2020 adoptées par la BRH et ;
- la stabilité macroéconomique, telle que reflétée par le taux d'inflation (*inf*).

La réglementation apparaît comme le facteur explicatif le plus robuste et significatif dans les deux modèles. L'effet positif et significatif de la variable *reg* montre que les interventions réglementaires ciblées peuvent fortement influencer la structure des revenus bancaires, en formalisant ou réorientant l'activité sur le marché des changes. Ces mesures ont probablement réduit les incertitudes du marché informel, incitant les banques à renforcer leur présence sur le marché officiel.

À l'inverse, l'effet négatif de l'inflation suggère que les périodes de forte instabilité macroéconomique — où les anticipations sont volatiles et les marchés parallèles plus actifs — réduisent la capacité des banques à capter des revenus de change formels. En d'autres termes, l'inflation détériore le canal des gains de change dans le revenu bancaire, possiblement en favorisant des comportements de contournement ou une désintermédiation du secteur bancaire.

Troisièmement, la variable *foreign*, bien que significative, n'explique pas un comportement généralisable à l'ensemble du système bancaire. Elle capte un effet institutionnel propre à la Citibank, seule banque étrangère active pendant la majeure partie de la période d'étude, dont la clientèle est très spécifique (ONG, diplomatie, institutions internationales). Cette banque tire une part structurellement élevée de ses revenus des opérations de change, mais ce cas ne reflète pas nécessairement les comportements typiques du système bancaire local.

Enfin, l'absence de significativité des variables liées à la taille (*Inactif*), au ratio crédit/dépôt (*cred*), à la concentration (*conc*) ou à la variation du taux de change (*chge*) suggère que les facteurs internes aux banques ou concurrentiels n'ont pas joué un rôle déterminant dans la part des gains de change sur la période étudiée.

En somme, les résultats des deux modèles convergent vers une même conclusion : la part des gains de change dans le PNB des banques haïtiennes sur la période étudiée dépend essentiellement de l'environnement réglementaire et macroéconomique, plus que des choix structurels ou historiques propres à chaque banque. Cela met en évidence le rôle prépondérant de la politique monétaire et réglementaire (prudentielle) dans la structuration des revenus bancaires dans les économies à faible revenu et à forte instabilité. Néanmoins, il convient de noter qu'il s'agit là de résultats initiaux qui pourraient éventuellement changer en fonction de modifications du modèle ou de la période d'étude. En ce sens, il conviendra de poursuivre les recherches visant à obtenir une analyse plus détaillée de la question.

7. Conclusion

Cette étude s'est intéressée à la dynamique des revenus issus des gains de change dans la composition du Produit Net Bancaire (PNB) des banques commerciales haïtiennes. Elle a couvert la période allant du premier trimestre de l'exercice fiscal 2015 au deuxième trimestre de l'exercice fiscal 2024. Cette dimension de l'activité bancaire est d'autant plus cruciale dans un contexte d'économie fortement dollarisée, où les fluctuations du taux de change et les arbitrages de devise constituent des sources potentiellement importantes de revenus pour les institutions financières (Levy-Yeyati & Sturzenegger, 2005).

La méthode économétrique retenue repose sur l'estimateur dynamique en panel d'Arellano et Bond (1991), approprié dans les cas où la variable dépendante dépend de ses propres valeurs retardées, et où l'endogénéité des régresseurs constitue un biais potentiel. Ce modèle permet ainsi d'intégrer la dynamique temporelle de la part des gains de change dans le PNB, tout en contrôlant les effets individuels non observables et propres à chaque banque en particulier.

Les variables explicatives comprennent à la fois des déterminants microéconomiques spécifiques aux banques et des facteurs macroéconomiques. Parmi les premiers, la taille des banques (mesurée par le logarithme de l'actif total) et le ratio crédit/dépôt sont mobilisés pour refléter respectivement l'effet d'échelle et l'exposition aux activités de crédit. Du côté des variables macroéconomiques, l'inflation et l'indice d'activité économique sont pris en compte pour capter l'environnement monétaire et le cycle économique. Ce choix est cohérent avec les travaux de Demirgüç-Kunt & Huizinga (1999), qui soulignent que la performance des banques est sensible au cadre macroéconomique et aux régulations financières.

Les résultats empiriques indiquent que les régulations introduites par la Banque de la République d'Haïti (BRH) en vue du renforcement de la formalisation du marché des transferts privés et des congés à partir de fin 2020 ont significativement contribué à accroître la part des gains de change dans le PNB des banques commerciales. Cela suggère que ces réformes ont permis une plus grande formalisation et une meilleure canalisation des transactions sur le segment formel du marché des changes. Il est donc probable que ces mesures aient encouragé les banques à intensifier leurs activités de couverture de change. Ce constat rejoint les conclusions de González & Iossifov (2007), selon lesquelles un cadre réglementaire plus strict et structurée peut renforcer la transmission des signaux de politique monétaire et améliorer la stabilité des revenus bancaires.

Un autre résultat notable réside dans l'effet du statut institutionnel des banques : les banques à capital étranger semblent plus enclines à tirer profit des revenus de change, comparativement à leurs homologues nationales. Cette asymétrie pourrait refléter une capacité plus avancée en matière de gestion de risques financiers internationaux et une exposition plus marquée aux transactions en devises étrangères. Ce constat est en phase avec les observations de Claessens & van Horen (2012), qui relèvent que les banques étrangères adoptent souvent des modèles d'affaires distincts, incluant une plus grande orientation vers les marchés de capitaux et les opérations de change.

À l'inverse, certaines variables supposées explicatives ne se sont pas révélées significatives dans le modèle, notamment la valeur retardée de la variable dépendante, la variation du taux de change nominal, ou encore l'indice de concentration du secteur bancaire. Cela suggère que, dans le contexte haïtien, la structuration des revenus de change ne répond pas uniquement à des dynamiques concurrentielles ou à des tendances passées, mais davantage à des facteurs institutionnels et macroéconomiques.

En somme, cette analyse met en lumière la sensibilité des revenus de change à l'évolution du cadre réglementaire et macroéconomique. Elle souligne également l'importance d'une régulation proactive, capable d'orienter les pratiques bancaires vers une plus grande transparence tout en renforçant la formalisation des opérations dans certaines sphères du secteur financier. Enfin, ces résultats mettent en évidence l'influence déterminante des régulations prudentielles et des conditions macroéconomiques, en particulier de l'inflation, dans la structuration des sources de revenus du secteur bancaire haïtien.

8. Références

1. Athanasoglou, P. P., Delis, M. D., & Staikouras, C. K. (2008). "Determinants of bank profitability in the Southeastern European region." *Journal of Financial Decision Making*, 5(2), 1-18.
2. Barth, J. R., Caprio, G., & Levine, R. (2004). "Bank regulation and supervision: What works best?" *Journal of Financial Intermediation*, 13(2), 205-248.
3. Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., & Levine, R. (2006). "Bank concentration, competition, and crises: First results." *Journal of Banking & Finance*, 30(5), 1581-1603.
4. Berger, A. N., & Humphrey, D. B. (1997). "Efficiency of financial institutions: International survey and directions for future research." *European Journal of Operational Research*, 98(2), 175-212.
5. Demirgüç-Kunt, A., & Huizinga, H. (1999). "Determinants of commercial bank interest margins and profitability: Some international evidence." *World Bank Economic Review*, 13(2), 379-408.
6. Flamini, V., McDonald, C. A., & Schumacher, L. B. (2009). "The determinants of commercial bank profitability in Sub-Saharan Africa." IMF Working Paper 09/15, International Monetary Fund.
7. Goddard, J., Molyneux, P., & Wilson, J. O. S. (2004). "The profitability of European banks: A cross-sectional and dynamic panel analysis." *The Manchester School*, 72(3), 363-381.
8. Perry, P. (1992). "Do banks gain or lose from inflation?" *Journal of Retail Banking*, 14(2), 25-30.
9. Barrett, E., & Spero, L. L. (1975). "Determinants of Foreign Exchange Gains and Losses in Banking." *Financial Analysts Journal*, 31(2), 63-68. DOI: 10.2469/faj.v31.n2.26.
10. Prophète, C.-H., & Augustin, D. (2019). "Les déterminants de la rentabilité des banques en Haïti." *Cahier de recherche de la BRH*, Mars 2019.

03

Déterminants des prêts non-productifs en Haïti : Une analyse empirique sur la période de 1996 à 2023

Document de travail

Préparé par Love Sabine Lucien et Victoria Elizabeth Salvant, de la Direction Monnaie de l'analyse Économique (MAE).

Remerciements spéciaux aux collègues de la MAE et de la DREF pour leurs commentaires de ce travail.

Juin 2025

Résumé

La présente étude s'attache à examiner les facteurs explicatifs des prêts non-productifs (PNP) en Haïti sur la période allant de 1996 à 2023, dans un environnement économique profondément affecté par des fragilités structurelles persistantes et des épisodes récurrents d'instabilité. À partir d'une approche économétrique mobilisant le modèle Autoregressive Distributed Lag (ARDL), elle analyse les effets combinés des variables macroéconomiques et des caractéristiques propres aux établissements bancaires sur le ratio de créances en souffrance, qui avoisine à la fin de la période sous-étude, les 8,5 % du total des prêts octroyés. Les résultats empiriques révèlent le rôle central de l'inflation dans la détérioration de la qualité du portefeuille bancaire. À la fois à court et à long terme, cette variable exerce un impact positif significatif sur les PNP ; son coefficient à long terme s'élève à 0,74 ($p = 0,0195$), traduisant une élasticité non négligeable entre l'augmentation des prix et la croissance des créances improductives. En revanche, la progression modérée de la masse monétaire agit comme un facteur stabilisateur, favorisant la liquidité et limitant les risques de défaut. Par ailleurs, le renforcement des provisions pour créances douteuses contribue de manière significative à la maîtrise du risque de crédit, comme en témoigne le coefficient estimé à $-15,86$ ($p = 0,0229$), en ce qu'elles participent à la fiabilité des états financiers en intégrant les pertes attendues et en évitant toute surévaluation du portefeuille ou des résultats. Toutefois, certaines variables classiquement perçues comme influentes, telles que le taux de croissance du PIB réel, le taux de change nominal ou encore la rentabilité des fonds propres (ROE), ne présentent pas, dans le contexte haïtien, d'effet statistiquement significatif. Ce constat suggère la nécessité d'une lecture contextualisée des dynamiques financières, en particulier dans une économie où la croissance demeure peu inclusive et où l'essentiel de l'activité se situe en dehors des circuits formels de financement. À la lumière de ces observations, l'étude recommande un renforcement substantiel des mécanismes de gestion du risque de crédit au sein des banques, une surveillance macroprudentielle plus soutenue, ainsi que la mise en œuvre de politiques économiques cohérentes visant à contenir l'inflation et à rétablir un climat macroéconomique plus prévisible. Par ailleurs, une stratégie de diversification des portefeuilles, conjuguée à une capacité accrue d'anticipation des chocs économiques et politiques, constituerait un levier essentiel pour renforcer la résilience du système financier haïtien, encore largement exposé aux perturbations internes et externes.

Mots clés : Déterminants du taux de change réel, Désalignement, ARDL, Biens échangeables et non échangeables.

1. Introduction

La détérioration persistante de l'environnement sécuritaire, politique et institutionnel en Haïti constitue un choc systémique de grande ampleur, aux répercussions profondes sur le tissu économique national. Ce climat d'instabilité multiforme compromet non seulement les mécanismes de croissance et d'investissement, mais affecte également la robustesse du système financier, notamment à travers la dégradation continue de la qualité du portefeuille de crédit des établissements bancaires. En dépit des dispositifs de régulation prudentielle et des instruments de couverture déployés pour contenir les risques, la résilience du secteur bancaire reste mise à rude épreuve dans un contexte marqué par l'insolvabilité croissante des emprunteurs, l'érosion du revenu réel et le rétrécissement des marges d'intermédiation.

Parmi les principales manifestations de cette fragilité, la progression soutenue des prêts non-productifs (PNP), ou créances en souffrance, constitue une source d'inquiétude majeure. Ces crédits dont les échéances impayées dépassent un délai de 90 jours, selon les normes prudentielles généralement admises, présentent un faible taux de recouvrement et gonflent les charges opérationnelles des banques. À ce titre, ils représentent un frein à l'allocation efficiente des ressources financières et, plus largement, à la stabilité du système bancaire. Les données les plus récentes publiées par la Banque de la République d'Haïti en 2023 indiquent que le ratio des PNP s'élève à environ 8,5 % du portefeuille total de prêts, un niveau préoccupant au regard des standards de la région de l'Amérique latine et des Caraïbes, lesquels oscillent généralement entre 2 % et 4 %. Des pays comme la République dominicaine, le Costa Rica ou le Panama affichent des taux nettement inférieurs, souvent compris entre 1,5 % et 3 %, traduisant une gestion plus rigoureuse du risque de crédit et une meilleure qualité des portefeuilles bancaires.

En définitive, la persistance de l'insécurité, qui alimente la hausse des prêts non productifs (PNP), nuit à la fonction d'intermédiation financière en entravant la mobilisation de l'épargne nationale vers les investissements productifs. Cela se traduit par un affaiblissement des dynamiques de croissance économique.

Par ailleurs, la prédominance des PNP compromet la solvabilité des banques, menaçant ainsi la stabilité globale du système bancaire.

Face à cette situation, les institutions bancaires ont été conduites à raffermir leur gestion du risque de crédit, à travers un resserrement des conditions d'octroi, des exigences accrues en matière de garanties réelles ou personnelles (hypothèque, caution solidaire etc.), ainsi qu'un renforcement des mécanismes de provi-

sionnement. Parallèlement, les autorités monétaires ont intensifié les mesures de régulation macroprudentielle et de supervision bancaire, en vue de prévenir l'accumulation de créances douteuses et de préserver la solidité du secteur.

Outre l'introduction et la conclusion, les grandes lignes qui ont servi à la base pour la réalisation de ce document s'articulent autour de trois chapitres :

- Le premier présente la littérature qui embrasse plusieurs analyses théoriques et empiriques autour du sujet, en mettant en exergue les principaux déterminants identifiés dans la littérature économique ;
- Le second propose une analyse des facteurs explicatifs des PNP dans le contexte haïtien, à travers l'identification de variables macroéconomiques et bancaires pertinentes ;
- Quant au dernier, il est consacré à la démarche économétrique, à l'analyse des résultats empiriques et à la formulation de recommandations à l'intention des autorités publiques, des décideurs financiers et des chercheurs intéressés par les problématiques de stabilité bancaire.

2. Revue de littérature

La problématique des prêts non performants (PNP) suscite depuis plusieurs décennies une attention croissante dans la littérature économique et financière, notamment à la suite de la crise financière de 2008, qui a mis en lumière les vulnérabilités structurelles du secteur bancaire à l'échelle mondiale. En effet, l'augmentation des défauts de paiement observée dans de nombreux pays émergents est apparue comme un frein majeur à la capacité des institutions financières à soutenir le financement de l'économie réelle, tout en compromettant la transmission efficace de la politique monétaire. Afin d'appréhender les tenants et aboutissants de ce phénomène ainsi que son incidence sur les institutions bancaires, diverses études empiriques se sont penchées sur la relation entre les prêts non performants et une gamme de facteurs, qu'ils soient macroéconomiques ou spécifiques aux pratiques bancaires.

Déjà, Keeton et Morris (1987) ont mené une étude intitulée « Why Do Banks' Loan Losses Differ ? » et ont statué que les fluctuations économiques, ainsi que la mauvaise performance en termes de prise de risques expliquent en grande partie les variations des pertes sur les prêts octroyés par les 2 470 banques commerciales américaines considérées durant les années 1979 à 1985. Dans le même ordre d'idées, Sinkey et Greenwalt (1991), en analysant un échantillon de 154 banques aux États-Unis sur la période 1984–1987, ont mis en évidence le rôle crucial de la qualité du crédit, de la gestion des risques et de la santé financière globale des établissements dans l'évolution du volume de prêts non performants.

Au niveau européen, Salas et Saurina (2002) ont exploré les écarts de risque de crédit entre les banques commerciales et les caisses d'épargne espagnoles, en montrant que la taille des banques influait négativement sur le volume des créances douteuses. Cette relation s'expliquerait, selon eux, par des différences structurelles dans les pratiques de gestion des portefeuilles et les stratégies de contrôle du risque entre ces deux types d'institutions bancaires. L'étude menée par Su (2002) a, quant à elle, établi un lien entre la montée du chômage et la détérioration du portefeuille de crédits bancaires de Hong Kong entre 1995 et 2002. Ces constats sont corroborés par les travaux de Louzis et al. (2012), qui ont démontré, pour le cas grec (2003–2009), que le repli de l'emploi pendant les périodes de turbulences financières entraîne une baisse du pouvoir d'achat des ménages et, par conséquent, une augmentation de leurs charges d'endettement. Par ailleurs, dans une analyse portant sur plusieurs pays de la région de l'Europe centrale, de l'Est et du

Sud-Est, Nkusu (2011) a observé que le chômage, lorsqu'il est combiné au taux d'inflation élevé et au ralentissement économique, affaiblit la capacité des emprunteurs à rembourser leurs prêts.

De même, dans une tentative de cerner les facteurs conduisant à la transformation des crédits octroyés aux ménages et aux entreprises en prêts non performants dans le secteur bancaire espagnol de 1984 à 2003, Jiménez et Saurina (2006) soulignent le caractère procyclique du risque de crédit, en montrant que les périodes d'expansion du crédit sont souvent suivies d'une hausse marquée des PNP en cas de retournement du cycle. Leur étude met en lumière les liens complexes entre les dynamiques d'octroi de crédits, les politiques d'évaluation du risque et la stabilité financière. D'autres auteurs ont par ailleurs exploré des variables financières plus spécifiques. Ainsi, Dash et Kabra (2010), en étudiant les banques indiennes entre 1999 et 2009, ont mis en évidence l'effet négatif d'une dépréciation du taux de change effectif réel sur la qualité des prêts. Bofondi et Ropele (2011), quant à eux, ont expliqué, à travers leur étude sur la qualité des banques en Italie, que le taux d'intérêt réel peut peser sur le montant des créances douteuses lorsque les prêts sont octroyés à des taux variables.

3. Les facteurs explicatifs des prêts non-productifs en Haïti

Les difficultés croissantes que rencontrent les agents économiques pour honorer leurs engagements bancaires constituent une source majeure de vulnérabilité pour le système financier haïtien. L'identification des déterminants des prêts non-productifs (PNP) apparaît dès lors comme un enjeu stratégique, tant pour la gestion prudentielle des établissements de crédit que pour l'élaboration de politiques économiques efficaces. Ces facteurs peuvent être classés en deux grandes catégories : les variables macroéconomiques d'une part, et les variables spécifiques aux banques d'autre part.

Facteurs macroéconomiques

Les variables macroéconomiques influencent directement la solvabilité des emprunteurs et la capacité du système bancaire à contenir le risque de crédit. Parmi celles-ci, les plus significatives dans le contexte haïtien sont : le produit intérieur brut (PIB), le taux d'inflation, la masse monétaire (M3) et le taux d'intérêt débiteur.

a) Le produit intérieur brut (PIB)

Le produit intérieur brut (PIB) constitue un indicateur global de la performance économique d'un pays. Il mesure la valeur totale des biens et services produits sur une période donnée, et reflète ainsi le niveau d'activité économique nationale. Son évolution exerce une influence directe sur la capacité des emprunteurs à honorer leurs engagements financiers. En effet, l'accélération de la croissance économique se traduit généralement par une diminution du volume des prêts non productifs, car le revenu national disponible permet aux consommateurs et aux entreprises de respecter leurs engagements envers les institutions financières. Toutefois, lorsque le taux de croissance du PIB ralentit ou est négatif, voire même en cas de récession, les agents économiques voient leurs marges de manœuvre financières se contracter, ce qui entraîne une augmentation des défauts de paiement et, par conséquent, une détérioration de la qualité des portefeuilles de crédit des banques. Ainsi, on peut affirmer que la croissance réelle du PIB est liée négativement aux prêts non performants.

Analyse de l'évolution du taux de croissance du produit intérieur brut et des prêts non-productifs en Haïti (1996-2023)

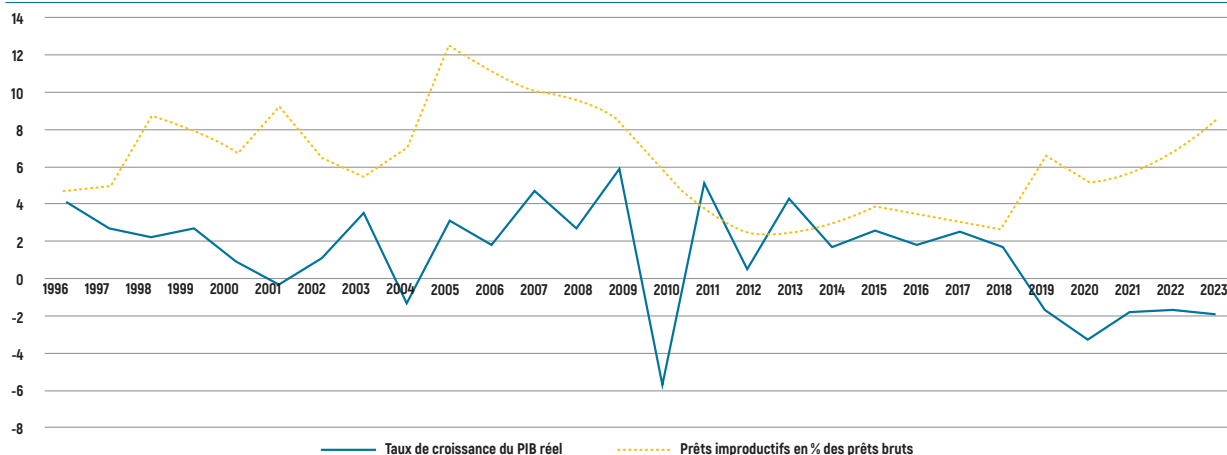
L'analyse de l'évolution du taux de croissance du PIB réel et du taux de prêts improductifs en Haïti met en évidence une tendance inverse persistante entre ces deux indicateurs, suggérant l'existence d'un lien structurel entre la conjoncture macroéconomique et la qualité des portefeuilles bancaires. À plusieurs reprises, les phases de ralentissement ou de contraction de l'activité économique se sont accompagnées d'une détérioration notable de la qualité du portefeuille de crédit des banques du système, traduite par une augmentation du volume de créances non productives.

Par exemple, en 1997 et 1998, le ralentissement de la croissance économique avec des taux de croissance de 2,7 % et 2,2 % respectivement a coïncidé avec une hausse significative du taux de prêts non productifs, lequel est passé de 4,7 % à 8,9 %. En 1999, une reprise modeste de la croissance (2,7 %) s'est traduite par un repli du taux de créances improductives à 7,9 %, reflétant une amélioration ponctuelle de la capacité de remboursement des emprunteurs.

Un épisode singulier s'est produit en 2010, à la suite du séisme du 12 janvier. Malgré une contraction marquée du PIB (-5,7 %), le taux de prêts non productifs a paradoxalement diminué de 2,8 points de pourcentage. Cette évolution atypique pourrait s'expliquer par les programmes de moratoires, d'allègements de dette ou de mécanismes de restructuration des crédits, mis en œuvre sous l'encadrement de la banque centrale. En 2011, la reprise de l'activité économique (+5,1 %), soutenue par l'aide internationale et les transferts privés de devises, a contribué à une nouvelle baisse du taux de prêts improductifs, de l'ordre de 2 points de pourcentage.

Enfin, entre 2018 et 2024, l'économie haïtienne a connu une dépression prolongée, avec un taux de croissance moyen de -3,15 %. Cette dégradation de l'environnement macroéconomique s'est accompagnée d'une hausse du taux de prêts improductifs, qui s'est établi en moyenne à plus de 6,5 % sur la période. Ces évolutions confirment que la dégradation de l'activité économique constitue un facteur déterminant dans la détérioration de la qualité du portefeuille de crédit du système bancaire, mettant en évidence la forte sensibilité du secteur aux chocs, notamment négatifs.

Graphique 1. : Évolution du taux de croissance du PIB réel et du taux des prêts improductifs



Sources : IHSI / Direction de la supervision

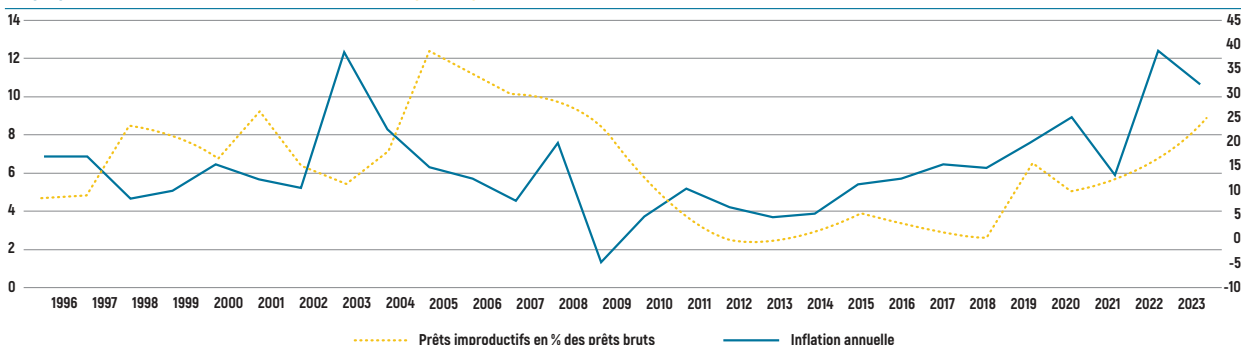
b) Le taux d'inflation

L'inflation, définie comme une augmentation généralisée et persistante des prix des biens et services, constitue un déterminant macroéconomique crucial de la qualité du portefeuille de crédits dans le système bancaire haïtien. En effet, une accélération de l'inflation diminue le pouvoir d'achat des ménages et des entreprises, amenuisant ainsi la valeur réelle des revenus, tout en compromettant la capacité des emprunteurs à honorer leurs engagements financiers. Cette dynamique se traduit généralement par une détérioration de la qualité des actifs bancaires, notamment par une hausse du volume des prêts non productifs. À l'inverse, une décélération de l'inflation tend à renforcer la stabilité financière des ménages et des entreprises, réduisant par conséquent le risque de défaut de paiement et améliorant la performance globale du portefeuille de crédit.

Analyse du taux d'inflation et des prêts non-productifs en Haïti (1996-2023)

De 1996 à 2005, le taux d'inflation et le taux des prêts improductifs ont connu une évolution assez mitigée. Le taux d'inflation a connu une croissance de 16,8 % en moyenne sur cette période et le taux des prêts non-productifs a affiché une augmentation de 6,8 %. Considérant la période de 2006 à 2014, le graphique qui suit montre que le taux d'inflation s'est décéléré par rapport à la première période qu'on a analysée, soit 8,16 % en moyenne, ce qui n'a pas empêché le taux d'improductif de rester assez élevé en s'affichant à 6,27 % en moyenne. Toutefois, en analysant les statistiques sur la période de 2015 à 2018, il a été observé que, bien que le taux d'inflation soit repassé à deux chiffres, soit 13,5 % en moyenne, le taux d'improductif a été relativement faible, avec 3,2 % en moyenne sur cette même période. De 2019 à 2023, le taux d'inflation s'est inscrit à 25,7 % en moyenne. De même, le taux d'improductif a maintenu une évolution haussière, atteignant 6,7 % sur cette période.

Graphique 2. : Évolution du taux d'inflation et du taux des prêts improductifs



Sources : IHSI / Direction de la supervision

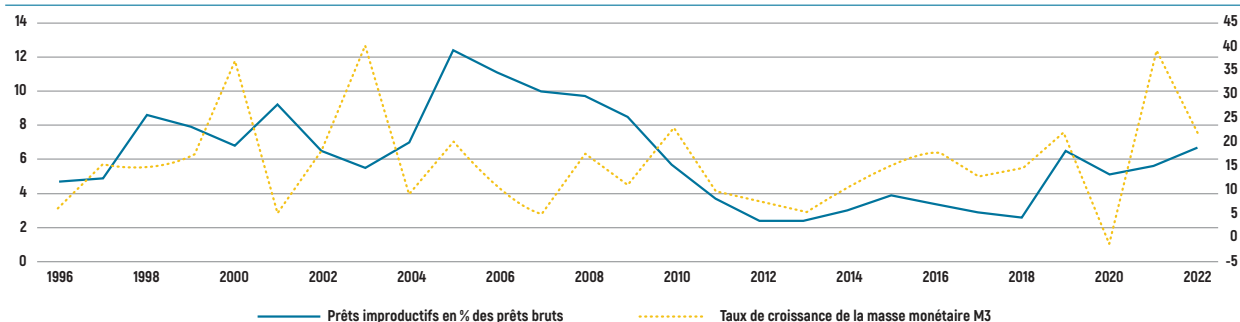
c) La masse monétaire (M3)

La masse monétaire, qui représente l'ensemble des moyens de paiement disponibles dans une économie, est également l'un des facteurs macroéconomiques exerçant des influences sur la qualité des prêts du système bancaire. Par conséquent, après un repli du taux d'intérêt, on observe généralement une relance de l'activité économique à travers la hausse de la consommation et de l'investissement. Cette situation peut, en l'absence de mécanismes rigoureux de gestion de risque, aboutir à une multiplication des défaillances de crédits, et par conséquent, à une dégradation de la qualité des portefeuilles bancaires. De la même manière, une hausse du taux d'intérêt aura tendance à ralentir l'activité économique et à provoquer une baisse de la masse monétaire, donnant lieu à une diminution des revenus et, de ce fait, à une augmentation des prêts non productifs.

Analyse de la masse monétaire et des prêts non-productifs en Haïti (1996-2023)

Au cours de la période de 1996 à 2011, la masse monétaire (M3) a affiché une tendance en dents de scie, alors que celle du taux improductif a été plutôt mitigée. Ainsi, lorsque la masse monétaire a diminué de 30,7 points de pourcentage en 2004, le taux d'improductif s'est porté à 7 %, soit un repli de 1,5 point de pourcentage. Il s'en est suivi une hausse à 20,3 % du taux de croissance de M3 et de 12,4 % du taux d'improductif. Sur les dix dernières années, le taux de croissance de la masse monétaire s'est porté en moyenne à 15 % et le taux des prêts non performants à 4,6 %. En 2021, malgré la décélération du taux de croissance de la masse monétaire, le taux des prêts improductifs a continué à progresser, ce qui laisse entrevoir qu'au cours de ces dernières années, la masse monétaire n'a pas été un facteur significatif dans l'évolution du taux d'improductif.

Graphique 3. : Évolution du taux de croissance de la masse monétaire et du taux des prêts improductifs



Sources : IHSI / Direction de la supervision

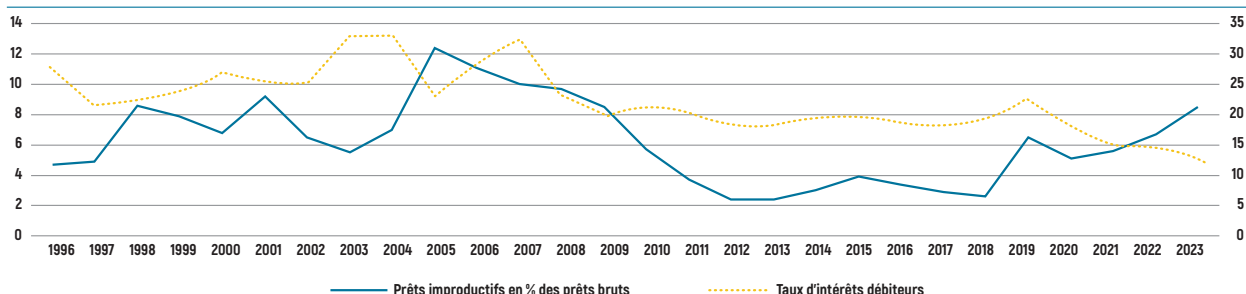
d) Le taux d'intérêt débiteur

Le taux d'intérêt débiteur, défini comme le taux appliqué par les banques commerciales sur les prêts consentis à leur clientèle, joue un rôle central dans la dynamique de l'offre et de la demande de crédit. En général, quand il y a un accroissement du taux d'intérêt, celui-ci rend l'encours de crédit plus coûteux. De ce fait, l'emprunteur paie davantage en monnaie locale afin de rembourser sa dette. Le niveau du service de la dette deviendra alors plus élevé, affectant ainsi la capacité de remboursement des emprunteurs. Le risque de ne pas pouvoir honorer les engagements bancaires devient plus élevé et engendre dès lors une augmentation des prêts non-productifs.

Analyse de la moyenne du taux d'intérêt débiteur et des prêts non-productifs en Haïti (1996-2023)

En examinant les données de 1996 à 2008, l'on constate que chaque augmentation du taux d'intérêt débiteur s'est accompagnée d'une hausse du taux de prêts improductifs, passant de 4,7 % à 9,7 %. Cette corrélation traduit les difficultés rencontrées par les emprunteurs à honorer leurs engagements bancaires. Entre 2011 et 2018, le taux d'intérêt débiteur est resté relativement stable, évoluant entre 18 % et 20 %, tout comme le taux des prêts improductifs, qui s'est maintenu dans une fourchette de 2,9 % à 3,9 %. En revanche, sur la période 2019-2023, bien que le taux débiteur ait légèrement reculé (entre 22,5 % et 23 %), le taux de prêts improductifs a affiché une nette progression, passant de 6,5 % à 8,5 %.

Graphique 4. : Évolution de la moyenne du taux d'intérêt débiteur et du taux des prêts improductifs



Sources : Direction contrôle de crédit et Direction de la supervision (BRH)

Facteurs spécifiques aux banques

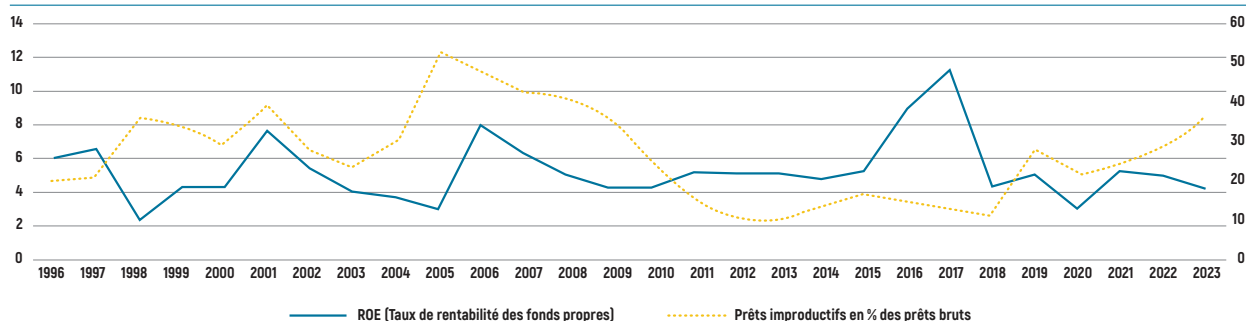
Outre les paramètres macroéconomiques, certains facteurs intrinsèques aux établissements de crédit influencent la qualité des portefeuilles bancaires. Ces facteurs spécifiques sont directement liés à la stratégie des institutions financières et à leur politique de gestion des risques. Par conséquent, l'évolution des prêts non productifs serait liée à l'orientation stratégique interne des banques, à sa capacité à différencier les bons des mauvais clients, à l'efficacité et à la rentabilité de ces banques. Parmi ces indicateurs, deux se révèlent particulièrement pertinents pour l'analyse des prêts non productifs en Haïti : le taux de rentabilité des fonds propres (ROE) et le ratio des créances douteuses au total des prêts bruts.

a) Taux de rentabilité des fonds propres (ROE)

Le taux de rentabilité des fonds propres (ROE=Return on Equity) est un indicateur de performance mesurant la capacité d'une banque à générer un rendement sur les capitaux propres mis à la disposition par ses actionnaires. Il constitue un facteur interne non négligeable dans l'analyse des PNP. En effet, un ROE élevé, dans un contexte de non-distribution de dividendes, permet un renforcement progressif des fonds propres, améliorant ainsi la capacité de l'établissement à absorber d'éventuelles pertes, notamment celles associées aux défauts de paiement. À l'inverse, un ROE faible, traduit une rentabilité insuffisante des capitaux propres, ce qui limite l'accumulation de réserves et affaiblit la capacité de la banque à faire face aux pertes potentielles, compromettant ainsi sa résilience financière face à une dégradation de la qualité de son portefeuille de crédits. Il importe toutefois de nuancer cette relation, car un ROE élevé peut également résulter d'un levier financier plus important, sans nécessairement refléter une situation de solidité accrue, en particulier si la rentabilité des actifs (ROA) reste inchangée.

Une tendance similaire de la variation du taux de rentabilité des fonds propres et du taux des prêts improductifs a été observée, hormis en 1998 où le taux de rentabilité s'est replié de 18 points de pourcentage et le taux improductif s'est cru de 3,7 points de pourcentage. Le graphique ci-dessous révèle que lorsque le taux ROE a atteint son niveau le plus élevé en 2016 et 2017, soit 38,4 % et 48,2 % respectivement, ce qui a occasionné un ralentissement du taux des prêts non-productifs, passant de 3,9 % en 2015 à 3,4 % en 2016 et 2,9 % en 2017. Cependant, de 2021 à 2022, le taux de croissance du ROE s'est décéléré, soit de 22,6 % à 18 %, alors que celui du taux improductif s'est accéléré en se chiffrant à 5,6 % contre 8,5 %.

Graphique 5. : Évolution du taux de rentabilité des fonds propres (ROE) et du taux des prêts improductifs



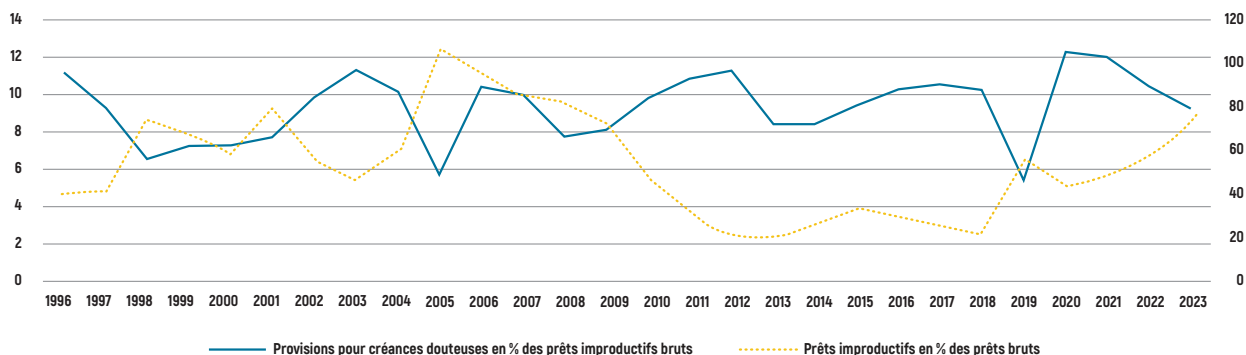
Source : Direction de la supervision

b) Ratio des créances douteuses au total des prêts (prêts improductifs en % des prêts bruts)

Ce ratio, qui mesure la proportion des créances douteuses par rapport à l'ensemble des prêts bruts accordés par une banque, constitue un indicateur clé de la solidité du portefeuille de crédit. Au fur et à mesure que ce ratio augmente, plus l'institution bancaire doit se provisionner pour faire face aux prêts potentiellement non remboursables. Cependant, le rythme d'augmentation des provisions pour créances douteuses dépend également de la qualité et du niveau des garanties couvrant les prêts non productifs, celles-ci venant réduire la base des provisions, ce qui peut impacter la rentabilité bancaire. Dans cette optique, afin de renforcer leur solvabilité, les banques s'assurent que les provisions sont ajustées en fonction de l'évolution du profil de risque de leur portefeuille de prêts en vue de donner un signal sur la solidité de leur finance.

En ce qui concerne le système bancaire haïtien, les provisions pour créances douteuses ont évolué en sens inverse au taux improductif. En 2005, le taux improductif a augmenté de 5,4 points de pourcentage, pour atteindre 12,4 %, ce qui s'est reflété sur les provisions pour créances douteuses en pourcentage des prêts bruts, qui pour leur part ont fortement diminué (38 points de pourcentage à 49,1 %). De même, en 2019, à la suite de la hausse du taux improductif de 4 pp à 6,5 %, les provisions pour créances douteuses en pourcentage des prêts bruts se sont établies à 46,6 % (son plus bas niveau sur la période sous revue), accusant une baisse de 41,3 points de pourcentage (pp). Par ailleurs, en 2020, lorsque le taux des prêts non-productifs a diminué à 5,1 %, les provisions pour créances douteuses en pourcentage des prêts bruts ont atteint leur plus haut niveau, soit 105,3 %. Ainsi, pour les années 2021 à 2023, le ratio de la provision pour créances douteuses en pourcentage des prêts bruts s'est replié à 79,4 % en 2023 et le taux des prêts non-productifs a augmenté à 8,5 % en 2023.

Graphique 6. : Évolution de la provision pour créances douteuses en % des prêts bruts et du taux des prêts improductifs



Source : Direction de la supervision

Au-delà des paramètres macroéconomiques et des variables spécifiques évoqués précédemment, l'instabilité socio-politique chronique en Haïti a eu un impact substantiel sur la santé financière du pays. En effet, les troubles civils récurrents, les tensions sociales et l'instabilité gouvernementale persistante ont miné la confiance des investisseurs et des entreprises, entravant ainsi le développement économique. Parallèlement, l'incertitude entourant le climat des affaires, caractérisée par des changements de politique économique et des défis réglementaires persistants, a rendu l'environnement des affaires peu attrayant pour les investissements à long terme. Ajouter à cela, les catastrophes naturelles récurrentes, telles que les ouragans et les séismes, ont également exercé une pression supplémentaire sur l'économie, aggravant les difficultés financières et accroissant les risques de non-remboursement des prêts.

4. Méthodologie

Plusieurs cadres théorique et empiriques ont été présentés dans la littérature pour analyser les prêts non productifs, notamment les modèles Vector autoregression (VAR ; Nkusu, 2011) et Vector error correction (VEC, Zheng et al., 2019), souvent fondés sur la théorie du cycle du crédit développé par Bernanke et Gertler (1989), lesquels permettent d'étudier la dynamique entre les variables macroéconomiques et l'évolution du risque de crédit. Toutefois, ces approches exigent des séries stationnaires au même ordre ou une forte cointégration, ce qui est rarement compatible avec des données macroéconomiques issues de pays en développement comme Haïti, souvent courtes et de stationnarité mixte. Dans ce contexte, le modèle ARDL (Pesaran et Shin, 1999) se distingue par sa flexibilité à incorporer des variables intégrées d'ordre 0 et d'ordre 1, tout en capturant les dynamiques de court et long terme. Ce choix est également conforté par des études empiriques (Zainol et al., 2018 ; Džidić et al., 2022), qui ont utilisé des modèles autorégressifs pour examiner les déterminants macroéconomiques des prêts non productifs. Dans cette optique, nous avons utilisé des données de séries temporelles issues de sources secondaires, couvrant la période allant de 1996 à 2023. Ces données seront principalement extraites de la base de données de la Banque de la République d'Haïti (BRH), garantissant ainsi la fiabilité et la pertinence des analyses menées.

Présentation du modèle

Dans le cadre de cette étude, nous allons mettre en relation des variables macroéconomiques et des variables financières (spécifiques aux banques) en vue d'identifier les facteurs qui déterminent les prêts non productifs en Haïti. Pour ce faire, nous adoptons une approche Autoregressive Distributed Lag (ARDL)

développée par Pesaran et al. (2001), particulièrement appropriée lorsque les variables explicatives présentent des ordres d'intégration mixtes (0 et 1). Cette méthodologie permet également d'estimer un modèle de correction d'erreur (ECM) qui saisit l'ajustement vers l'équilibre à long terme en présence de chocs. Le modèle ARDL retenu, selon le critère d'information d'Akaike (AIC)=2.

La spécification du modèle est :

$$CRDO_PR_t = \beta_0 + \beta_1 CX_PIB_t + \beta_2 INF_t + \beta_3 CHANGE_t + \beta_4 CX_M3_t + \beta_5 ROE_t + \beta_6 PRCD_PRB_t + D_SEISME_2010 + \varepsilon_t$$

Où β_0 jusqu'à β_k sont des paramètres inconnus non observables que l'on cherche à estimer ou encore des coefficients de régression et le terme d'erreur qui prend en compte les facteurs pouvant influencer la variable dépendante.

CRDO_PRt : Ratio des créances douteuses au total des prêts à la période t

CX_PIBt : Taux de croissance réel du PIB réel à la période t

INFt : Taux d'inflation annuel à la période t

CHANGEt : Taux de change nominal de fin de période à la période t

CX_M3t : Taux de croissance annuel de la masse monétaire M3 à la période t

ROEt : Rentabilité des fonds propres des banques commerciales à la période t

PRCD_PRBt : Ratio des provisions pour créances douteuses en pourcentage des prêts bruts à la période t

D_SEISME_2010 : Variable dummy qui prend la valeur 1 durant la période 2010–2012 pour capturer l'effet du séisme de janvier 2010 et les incertitudes macroéconomiques liées à la reconstruction post-catastrophe, et 0 autrement.

Pour mieux analyser la dynamique des ajustements à court terme ainsi que le retour vers l'équilibre à long terme, le modèle ARDL est reformulé sous forme d'un modèle à correction d'erreur (ECM). Ainsi, la spécification est la suivante :

$$\Delta y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \gamma_j \Delta x_{t-j} + \lambda_1 y_{t-1} + \lambda_2 x_{t-1} + \varepsilon_t,$$

suivie d'un Bounds test pour la relation de long terme.

La spécification de notre modèle par rapport aux variables choisies s'écrit comme suit :

$$\begin{aligned} \Delta DCRDO_PR_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_1^i \Delta DCRDO_PR_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_1^i \Delta CX_PIB_{t-i} + \sum_{i=0}^r \beta_2^i \Delta INF_{t-i} + \\ &\sum_{i=0}^s \beta_3^i \Delta CHANGE_{t-i} + \sum_{i=0}^u \beta_4^i \Delta CX_M3_{t-i} + \sum_{i=0}^v \beta_5^i \Delta ROE_{t-i} + \sum_{i=0}^w \beta_6^i \Delta LPRCD_PRB_{t-i} + \\ &\sum_{i=0}^z \beta_7^i \Delta D_SEISME_2010_{t-i} + \phi_1 DCRDO_PR_{t-1} + \phi_2 CX_PIB_{t-1} + \phi_3 INF_{t-1} + \phi_4 \Delta CHANGE_{t-1} + \phi_5 CX_M3_{t-1} + \\ &\phi_6 ROE_{t-1} + \phi_7 LPRCD_PRB_{t-1} + \phi_8 D_SEISME_2010_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Δ : désigne la première différence (pour modéliser les dynamiques de court terme

Signes attendus

En se référant aux différentes théories et aux travaux empiriques réalisés sur le sujet, une relation de la corrélation attendue entre les variables exogènes et la variable endogène est présentée dans le tableau ci-après.

Tableau 1. : Signes attendus entre la variable endogène et les variables exogènes

Variables	Indicateur	Signe attendu
CRDO_PR	Ratio des créances douteuses au total des prêts du système bancaire	
CX_PIB	Taux de croissance annuel du PIB réel	(-)
INF	Taux d'inflation annuel	(+)
ROE	Taux de rentabilité des fonds propres du système bancaire	(-)
CX_M3	Taux de croissance de la masse monétaire	(-)
PRCD_PRB	Provisions pour créances douteuses	(-)
CHANGE	Taux de change de fin de période	+

Source: Estimations des Auteurs

a) Test de stationnarité des séries

En principe, la théorie économétrique préconise de rendre stationnaire les séries temporelles avant leur utilisation afin de s'assurer de la fiabilité des résultats de régression. En ce sens, les tests de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) seront utilisés pour étudier la stationnarité des séries. Pour des raisons de lissage, une transformation logarithmique a été opérée au niveau des provisions pour créances douteuses en pourcentage des prêts improductifs bruts du système bancaire (PRCD_PRB).

Les résultats des tests indiquent que toutes les séries sont stationnaires en niveau, à l'exception de celle des ratios pour créances douteuses et du taux de change qui est stationnaire en différence première. Dans ce cas, le modèle ARDL s'impose comme une méthode particulièrement adaptée puisqu'il permet d'estimer les relations de long terme sans nécessiter que toutes les variables soient stationnaires au même ordre. Cette approche flexible assure une meilleure fiabilité des résultats tout en prenant en compte les ajustements à court terme, essentiels à l'analyse des prêts non productifs. Ainsi, compte tenu des spécificités méthodologiques et des données disponibles, le modèle ARDL a été choisi comme l'outil d'analyse le plus pertinent.

Tableau 2. : Résultat des tests de stationnarité des variables

Variables	Ordre d'intégration	ADF calculé	Probabilité
CRDO_PR	1	-4,771 753	0,000 8
CX_PIB	0	-5,832 934	0,000 3
INF	0	-3,077 216	0,040 4
ROE	0	-4,029 682	0,004 6
CX_M3	0	-6,457 563	0,000 0
LPRCD_PRB	0	-4,484 097	0,001 6
DCHANGE	1	6,463 159	0,000 0

Source : Résultats générés par le logiciel Eviews

b) Résultats d'estimation du modèle ARDL

Tableau 3. : Évolution des variables du modèle

Variables	Coefficient	t-Statistic	Probabilité
CRDO_PR (-1)	-0.2051	-1.49	0.2741
CRDO_PR (-2)	0.6330	5.61	0.0303
INF	0.1220	5.64	0.0300
INF (-1)	0.1245	5.00	0.0377
INF (-2)	0.1758	9.57	0.0107
CHANGE	0.1014	4.67	0.0430
CX_M3	-0.2091	-10.59	0.0088
ROE (-2)	-0.0695	-5.97	0.0269
LPRCD_PRB	-4.79	-6.90	0.0204
Constante	46.5450	8.71	0.0129
R ²	0.999322		
R ² ajusté	0.991525		
Prob (F-statistic)	0.007769		

Source: Estimations des Auteurs

Le R² ajusté est de 0,9915, indiquant que 99 % de la variation des prêts non productifs est expliquée par les variables retenues. Le test global du modèle (F-statistic = 128.16 ; p = 0.0078) confirme sa significativité.

c) Résultats d'estimation du modèle ARDL (Long run Form and Bounds Test)

L'estimation de la relation à long terme issue du modèle ARDL donne les résultats suivants :

Tableau 4. : Évolution des variables du modèle

Variables	Coefficient	t-Statistic	Probabilité
CX_PIB	-0.028084	-0.140160	0.9014
INF	0.737939	7.059582	0.0195
CHANGE	-0.064950	-4.325749	0.0495
CX_M3	-0.643217	-8.027459	0.0152
ROE	-0.122825	-3.120722	0.0892
LPRCD_PRB	-15.85732	-6.501227	0.0229
D_SEISME_2010	-3.298726	-1.595871	0.2516
Constante	81.35246	8.707356	0.0129

Sources: IHSI et BRH

d) Évaluation de la robustesse du modèle

Les tests de diagnostic appliqués au modèle confirment sa robustesse statistique et la fiabilité des estimations obtenues. En premier lieu, le test de Jarque-Bera (voire annexe 5) qui permet de vérifier si les erreurs suivent une distribution normale (p = 0,9242) indique que les résidus du modèle suivent une distribution normale, condition essentielle à la validité des inférences statistiques.

En deuxième lieu, le test de Breusch-Pagan-Godfrey a été utilisé pour détecter une éventuelle hétéroscédasticité des erreurs. Ainsi l'hypothèse d'homoscédasticité, c'est-à-dire la constance de la variance des erreurs est acceptée selon le test de Breusch-Pagan-Godfrey, dont la probabilité (p = 0,3518) est largement supérieure aux seuils conventionnels (voir annexe 6).

Puis, le test de spécification de Ramsey RESET ($p = 0,6999$) qui vise à vérifier la bonne spécification fonctionnelle du modèle, notamment l'absence de variables omises ou de forme non linéaire confirme également qu'aucune variable pertinente n'a été omise et que la forme fonctionnelle adoptée est appropriée (voir annexe 7).

Enfin, Les tests CUSUM et CUSUM de carrés (CUSUMSQ) permettent de détecter des ruptures structurelles dans les coefficients du modèle sur la période étudiée. Basé sur le graphique du CUSUM, les résultats montrent que la courbe évolue à l'intérieur des bandes critiques, attestant de la stabilité des paramètres tout au long de la période étudiée. Ces résultats, pris ensemble, valident la spécification du modèle ARDL retenu et renforcent la crédibilité des analyses économétriques

Résultats du modèle ARDL

L'analyse des résultats de l'estimation du modèle Autoregressive Distributed Lag (ARDL) met en évidence plusieurs relations importantes entre les variables macroéconomiques et financières et le ratio des prêts non productifs (CRDO_PR) en Haïti. À court terme, l'inflation exerce un effet positif significatif sur les prêts non performants. En effet, les coefficients estimés pour l'inflation aux différents retards sont tous positifs et statistiquement significatifs ($p < 0,05$), ce qui signifie qu'une hausse du taux d'inflation accroît la proportion de prêts douteux. Ce phénomène peut s'expliquer par la détérioration du pouvoir d'achat des emprunteurs, qui rend le remboursement plus difficile. De même, la variation du taux de change nominal (CHANGE) influence positivement les prêts non performants, avec un coefficient positif significatif à court terme, reflétant les difficultés additionnelles pour les emprunteurs exposés à la dépréciation de la monnaie locale. Par ailleurs, la croissance de la masse monétaire M3 (CX_M3) a un impact négatif et significatif sur les prêts non performants à court terme, avec un coefficient de $-0,209$ ($p < 0,01$). Ce résultat suggère qu'à court terme, une hausse de la liquidité permet aux emprunteurs de mieux faire face à leurs obligations financières, ce qui améliore temporairement la qualité du portefeuille de prêts. Toutefois, si cette expansion monétaire se prolonge, elle peut alimenter des pressions inflationnistes, qui, à leur tour, détérioreront le pouvoir d'achat des agents économiques et augmenteront le risque de défaut, affectant ainsi négativement la qualité du crédit à plus long terme. La rentabilité des fonds propres bancaires (ROE) apparaît également importante: son coefficient négatif et significatif à un retard indique que les banques les plus rentables tendent à mieux contrôler leurs risques de crédit. Enfin, les résultats montrent que les provisions pour créances douteuses (LPRCD_PRB), qui normalement devraient avoir une relation positive avec les prêts non productifs, sont négativement corrélées à ces derniers. Cette relation inverse pourrait refléter un effet préventif ou une gestion prudente du risque, ce qui suggère que les politiques de provisionnement rigoureuses contribuent à limiter l'accumulation de créances douteuses.

À long terme, les effets se confirment avec des coefficients durables et significatifs. L'inflation conserve un effet positif marqué (coefficient de $0,738$, $p = 0,0195$), ce qui traduit un impact pérenne de l'inflation élevée sur la dégradation du portefeuille de prêts bancaire. En revanche, le taux de change a un effet négatif à long terme ($-0,065$, $p = 0,0495$), ce qui peut refléter l'adaptation progressive des emprunteurs et des banques aux fluctuations monétaires. La masse monétaire M3 garde un effet négatif significatif ($-0,643$, $p = 0,0152$), soulignant le rôle de la politique monétaire dans l'amélioration structurelle de la qualité des crédits. La rentabilité bancaire (ROE) présente un coefficient négatif ($-0,123$) significatif au seuil de 10 %, indiquant qu'une meilleure performance bancaire s'accompagne d'une meilleure gestion des créances douteuses. Le coefficient négatif et significatif des provisions ($-15,857$, $p = 0,0229$) montre qu'un niveau élevé de provisionnement peut être lié à une moindre accumulation de prêts non productifs, traduisant un effet préventif dans la gestion du risque de crédit.

Le modèle intègre aussi une variable muette représentant l'impact du séisme de 2010 (D_SEISME_2010), dont l'effet n'est pas significatif à long terme, suggérant que cet événement n'a pas eu d'influence durable sur la qualité des prêts bancaires. Un élément clé de cette modélisation est le coefficient de correction d'erreur (ECM) estimé à -0,572, significatif à 1 % ($p = 0,0056$). Ce coefficient négatif montre que lorsqu'il y a un écart entre le niveau observé des prêts non productifs et leur valeur d'équilibre de long terme, environ 57 % de cet écart est corrigé dès la période suivante. Cela illustre un mécanisme efficace d'ajustement vers l'équilibre, témoignant de la dynamique de retour rapide à la stabilité après un choc. Enfin, la qualité globale du modèle est très satisfaisante, avec un R^2 ajusté de 0,9915, indiquant que 99 % de la variation des prêts non productifs est expliquée par les variables retenues. Le test global du modèle est également significatif (F -statistic = 128,16 ; $p = 0,0078$), attestant de la robustesse des résultats.

Bien que le taux de croissance du PIB réel (CX_PIB) ait été intégré dans la spécification du modèle en tant que variable explicative potentielle des prêts non productifs, les résultats empiriques n'indiquent aucune significativité statistique, tant à court qu'à long terme. Ce constat suggère que, dans le cas haïtien, la croissance agrégée de l'économie ne se traduit pas nécessairement par une amélioration de la qualité du portefeuille de prêts bancaires. Une explication plausible réside dans la nature peu inclusive de la croissance en Haïti, fortement concentrée dans certains secteurs formels, tandis qu'une part importante de l'activité économique échappe aux circuits bancaires traditionnels en raison du poids considérable du secteur informel, qui représente environ 60 % de l'emploi selon les estimations de l'OIT. En outre, la croissance enregistrée au cours de la période étudiée a souvent été instable, tributaire de chocs exogènes (catastrophes naturelles, crises sociopolitiques), ce qui limite son impact structurel sur la solvabilité des emprunteurs. Ainsi, l'absence d'effet significatif du CX_PIB pourrait refléter la déconnexion entre les indicateurs macroéconomiques classiques et la réalité du système bancaire, qui finance essentiellement une clientèle restreinte et peu représentative du tissu économique global.

Un biais d'endogénéité peut affecter certaines relations estimées, notamment avec les variables financières comme la rentabilité (ROE) ou les provisions pour créances douteuses (LPRCD_PRB). Ces variables peuvent à la fois influencer et être influencées par la qualité des prêts bancaires. Par exemple, une hausse des créances douteuses peut réduire la rentabilité des banques, tout comme une faible rentabilité peut aggraver la prise de risque. Ce type de causalité inverse est courant dans les études bancaires. Bien que l'approche ARDL réduise partiellement ce biais en tenant compte des dynamiques temporelles, elle ne permet pas de le corriger entièrement. Une analyse complémentaire, par exemple par variables instrumentales, pourrait être envisagée pour renforcer la validité causale des résultats.

En résumé, le modèle ARDL met en lumière l'influence durable de l'inflation et des variables monétaires sur la qualité des prêts bancaires en Haïti, ainsi que le rôle préventif d'une gestion rigoureuse des provisions et l'importance de la rentabilité bancaire pour limiter les prêts non productifs. Le mécanisme d'ajustement rapide vers l'équilibre de long terme confirme la pertinence de ce modèle dynamique pour étudier les déterminants des créances douteuses.

5- Conclusion et recommandations

L'évolution des prêts non productifs (PNP) en Haïti entre 1996 et 2023 reflète les profondes vulnérabilités économiques, financières et institutionnelles qui affectent durablement le système bancaire national. Cette étude mobilise les apports de la littérature spécialisée et une approche économétrique rigoureuse fondée sur le modèle Autoregressive Distributed Lag (ARDL), adapté aux contraintes des économies à données limitées.

Les résultats empiriques mettent en évidence l'influence déterminante de l'inflation et de la masse monétaire, ainsi que de variables bancaires telles que la rentabilité des fonds propres. À court et à long terme, l'inflation se révèle être un facteur constant de dégradation de la qualité des portefeuilles, en réduisant le pouvoir d'achat et la capacité de remboursement des emprunteurs. En revanche, une gestion prudente de la liquidité, un provisionnement adéquat et une rentabilité soutenue contribuent à limiter les risques de crédit. À noter que la croissance du PIB réel, bien que traditionnellement considérée comme un indicateur clé, ne présente pas de lien significatif avec les PNP dans le contexte haïtien, probablement en raison d'une croissance peu inclusive et d'un secteur informel dominant.

La robustesse des résultats est confirmée par divers tests de stabilité. Toutefois, certaines limites méthodologiques subsistent, notamment des risques d'endogénéité et l'absence de données fiables sur l'environnement sécuritaire. Ces contraintes invitent à la prudence dans l'interprétation des coefficients estimés et ouvrent des perspectives de recherche intégrant des dimensions institutionnelles ou structurelles.

Sur le plan des recommandations, les établissements financiers gagneraient à renforcer leurs dispositifs internes de gestion des risques, à durcir les critères d'octroi de crédit et à moderniser leurs outils d'évaluation. Parallèlement, les autorités de régulation doivent intensifier la supervision macroprudentielle et mettre en place des mécanismes d'alerte précoce. À l'échelle macroéconomique, la lutte contre l'inflation demeure essentielle, exigeant une politique monétaire crédible et un engagement en faveur d'une croissance plus inclusive. L'élargissement de l'accès au crédit et la formalisation progressive de l'économie représentent des leviers cruciaux pour améliorer la transmission des politiques économiques vers l'économie réelle.

Enfin, le problème des PNP dépasse le strict cadre bancaire. Il révèle les dysfonctionnements systémiques d'un environnement marqué par l'instabilité politique, les crises sociales et la faiblesse institutionnelle. Sa résolution durable passe par des réformes structurelles ambitieuses visant à restaurer la confiance, renforcer l'État de droit et créer un cadre propice à un développement économique stable, équitable et résilient. Restaurer la fonction du crédit comme levier de développement implique ainsi de consolider les fondements mêmes de l'économie haïtienne.

6- Références bibliographiques

1. Bofondi, M. and Ropele, T; (2011). Macroeconomic Determinants of Bad Loans: Evidence from Italian Banks. Occasional Papers, pp. 89.
2. Boudriga, A., Boulila Taktak, N., & Jellouli, S. (2009). Banking supervision and nonperforming loans: A cross-country analysis. Journal of Financial Economic Policy. November, pp. 286-318.
3. Dash, M., & Kabra, G. (2010). The determinants of non-performing assets in Indian commercial bank: An economic study. Middle Eastern Finance and Economics. Vol. 7.
4. Džidić, A. et al., (2022). Macroeconomic factors non-performing loans: The case of Bosnia and Herzegovina, University of Mostar, Bosnie and Herzegovina, 421-438.
5. Jiménez, G., & Saurina, J. (2006). Credit cycles, credit risk, and prudential regulation. International Journal of Central Banking, pp. 65-98.
6. Kane, E. et Rice T. (2001). Bank Runs and Banking Policies: Lessons for African Policy Makers. Journal of African Economies, Vol. 10.
7. Keeton, W. R., & Morris, C. S. (1987). Why do banks' loan losses differ? Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review. May, pp. 3-21.
8. Louzis, D. P., Vouldis, A. T., & Metaxas V. L. (2010). Macroeconomic and bank-specific determinants of non-performing loans in Greece: A comparative study of mortgage, business, and consumer loan portfolios. Journal of Banking & Finance, Vol. 36, issue 4, pp. 1012 – 1027.
9. Nkusu, M. (2011). Nonperforming loans and macrofinancial vulnerabilities in advanced economies. IMF Working Paper. No 2011/161.
10. Salas, V., & Saurina, J. (2002). Credit risk in two institutional regimes: Spanish commercial and savings banks. Journal of Financial Services Research. December, Vol.22, pp. 203-224.
11. Sinkey, J. F., & Greenwalt, M. B. (1991). Loans-loss experience and risk-taking behavior at large commercial banks. Journal of Financial Services Research. March, Vol. 5, pp. 43-59.
12. Su, W. (2002). Non-performing loans in Hong Kong banking: 1995-2002. International Journal of Banking, Accounting and Finance.
13. Zainol, N. R. et al., (2018). Macroeconomic determinants of non-performing loans in Malaysia: An ARDL approach. International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences, 692-706.
14. Zhang, Y. et Al., (2020). Industry-specific and macroeconomic determinants of non-performing loans: A comparative analysis of ARDL and VECM. Sustainability, 325.

7. ANNEXE

Annexe 1. Évolution des variables du modèle

Année	Taux de croissance du PIB réel	Inflation annuelle	ROE (Taux de rentabilité des fonds propres)	Taux de change (fin de période)	Taux de croissance monétaire M3 de la masse	Prêts improductifs en % des prêts bruts	Provisions pour créances douteuses en % des prêts improductifs bruts
1996	4,1	17	25,9	15,05	6,4	4,7	95,8
1997	2,7	17	28,1	16,95	15,4	4,9	79,5
1998	2,2	8,3	10,1	16,85	14,7	8,6	56,2
1999	2,7	9,9	18,5	16,94	17,1	7,9	62,3
2000	0,9	15,3	18,5	28,33	36,9	6,8	62,6
2001	0,3	12,3	32,8	25,49	5,2	9,2	66,3
2002	1,1	10,5	23,2	29,70	17,2	6,5	84,4
2003	3,5	38,4	17,3	42,03	39,8	5,5	97,2
2004	1,3	22,5	15,9	36,82	9,1	7	87,1
2005	3,1	14,8	12,8	43,04	20,3	12,4	49,1
2006	1,8	12,4	34,2	39,13	10,2	11,1	89,3
2007	4,7	7,9	27,1	36,38	4,8	10	85,5
2008	2,7	19,8	21,7	39,95	17,6	9,7	66,4
2009	5,9	4,7	18,3	41,77	11,1	8,5	69,6
2010	5,7	4,7	18,4	39,94	22,7	5,7	84,1
2011	5,1	10,4	22,2	40,87	10,7	3,7	93,1
2012	0,5	6,5	21,9	42,32	7,8	2,4	96,7
2013	4,3	4,5	21,9	43,74	5,5	2,4	72,2
2014	1,7	5,3	20,5	45,56	9,7	3	72,1
2015	2,6	11,3	22,5	52,07	15,5	3,9	80,9
2016	1,8	12,5	38,4	65,54	18,1	3,4	88,1
2017	2,5	15,4	48,2	62,69	13,1	2,9	90,6
2018	1,7	14,6	18,6	69,94	14,4	2,6	87,9
2019	1,7	19,7	21,7	93,32	22,5	6,5	46,6
2020	3,3	25,1	13	65,92	0,9	5,1	105,4
2021	1,8	13,1	22,6	97,39	39,2	5,6	103,1
2022	1,7	38,7	21,4	117,70	21,6	6,7	89,5
2023	1,9	31,8	18	134,26	5,7	8,51	79,4

Sources: IHSI et BRH

Annexe 2.- Test de stationnarité de Dickey-Fuller augmenté

A. :::: Ratio des créances douteuses au total des prêts du système bancaire

Null Hypothesis: D(CRDO_PR) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey - Fuller test statistic		-4,771 753	0,000 8
Test critical values:	1% level	-3,711 457	
	5% level	-2,981 038	
	10% level	-2,629 906	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
Source: Estimations des Auteurs

B. :::: Taux de croissance du PIB

Null Hypothesis: D(CRDO_PR) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey - Fuller test statistic		-5,832 934	0,000 3
Test critical values:	1% level	-4,339 330	
	5% level	-3,587 527	
	10% level	-3,229 230	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
Source: Estimations des Auteurs

C. :::: Taux d'inflation

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey - Fuller test statistic		-3,077 216	0,000 4
Test critical values:	1% level	-3,699 871	
	5% level	-2,976 263	
	10% level	-2,627 420	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
Source: Estimations des Auteurs

D. :::: Return on Equity (ROE)

Null Hypothesis: ROE has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey - Fuller test statistic		-4,029 682	0,004 6
Test critical values:	1% level	-3,699 871	
	5% level	-2,976 263	
	10% level	-2,627 420	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
Source: Estimations des Auteurs

E. :::: Taux de croissance de la masse monétaire

Null Hypothesis: ROE has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey - Fuller test statistic		-6,457 563	0,000 0
Test critical values:	1% level	-3,699 871	
	5% level	-2,976 263	
	10% level	-2,627 420	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
Sources: Estimations des Auteurs

F. :::: Provisions pour créances douteuses

Null Hypothesis: ROE has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey - Fuller test statistic		-4,484 097	0,001 6
Test critical values:	1% level	-3,711 457	
	5% level	-2,981 038	
	10% level	-2,629 906	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
Sources: Estimations des Auteurs

G. :::: Taux de change

Null Hypothesis: ROE has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey - Fuller test statistic		-6,463 159	0,000 0
Test critical values:	1% level	-3,711 457	
	5% level	-2,981 038	
	10% level	-2,629 906	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
Sources: Estimations des Auteurs

Annexe 3

Annexe 3. Résultats d'estimation du modèle d'ARDL

Dependent Variable: CRDO_PR

Method: ARDL

Date: 06/24/25 Time: 16:02

Sample (adjusted): 1998 2023

Included observations: 26 after adjustments

Maximum dependent lags: 2 (Automatic selection)

Model selection method: Akaike info criterion (AIC)

Dynamic regressors (2 lags, automatic): CX_PIB INF CHANGE CX_M3

ROE LPRCD_PR D_SEISME_2010

Fixed regressors: C

Number of models evaluated: 4374

Selected Model: ARDL(2, 2, 2, 2, 2, 2, 2)

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STATISTIC	PROB.*
CRDO_PR(-1)	-0.205155	0.137447	-1.492612	0.2741
CRDO_PR(-2)	0.633016	0.112792	5.612219	0.0303
CX_PIB	0.031971	0.046415	0.688791	0.5621
CX_PIB(-1)	0.002145	0.050890	0.042149	0.9702
CX_PIB(-2)	-0.050183	0.077997	-0.643401	0.5859
INF	0.121993	0.021626	5.641069	0.0300
INF(-1)	0.124450	0.024861	5.005831	0.0377
INF(-2)	0.175761	0.018359	9.573460	0.0107
CHANGE	0.101434	0.021729	4.668060	0.0430
CHANGE(-1)	-0.175797	0.029168	-6.027132	0.0264
CHANGE(-2)	0.037202	0.019491	1.908704	0.1965
CRDO_PR(-1)	-0.205155	0.137447	-1.492612	0.2741
CRDO_PR(-2)	0.633016	0.112792	5.612219	0.0303
CX_PIB	0.031971	0.046415	0.688791	0.5621
CX_PIB(-1)	0.002145	0.050890	0.042149	0.9702
CX_PIB(-2)	-0.050183	0.077997	-0.643401	0.5859
INF	0.121993	0.021626	5.641069	0.0300
INF(-1)	0.124450	0.024861	5.005831	0.0377
INF(-2)	0.175761	0.018359	9.573460	0.0107
CHANGE	0.101434	0.021729	4.668060	0.0430
CHANGE(-1)	-0.175797	0.029168	-6.027132	0.0264
CHANGE(-2)	0.037202	0.019491	1.908704	0.1965
R-squared	0.999322		Mean dependent var	6.369615
Adjusted R-squared	0.991525		S.D. dependent var	2.847863
S.E. of regression	0.262177		Akaike info criterion	-0.558391
Sum squared resid	0.137473		Schwarz criterion	0.602929
Log likelihood	31.25908		Hannan-Quinn criter.	-0.223973
F-statistic	128.1644		Durbin-Watson stat	2.023094
Prob(F-statistic)	0.007769			

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

Annexe 4. : Résultats d'estimation du modèle (Long run Form and Bounds Test)

ARDL Long Run Form and Bounds Test

Dependent Variable: D(CRDO_PR)

Selected Model: ARDL(2, 2, 2, 2, 2, 2, 2)

Case 2: Restricted Constant and No Trend

Date: 06/24/25 Time: 16:02

Sample: 1996 2023

Included observations: 26

CONDITIONAL ERROR CORRECTION REGRESSION				
VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STATISTIC	PROB.
C	46.54496	5.339870	8.716497	0.0129
CRDO_PR(-1)*	-0.572140	0.043028	-13.29695	0.0056
CX_PIB(-1)	-0.016068	0.114454	-0.140385	0.9012
INF(-1)	0.422204	0.053620	7.874034	0.0157
CHANGE(-1)	-0.037160	0.008290	-4.482628	0.0463
CX_M3(-1)	-0.368010	0.043421	-8.475384	0.0136
ROE(-1)	-0.070273	0.024545	-2.863057	0.1034
LPRCD_PRB(-1)	-9.072600	1.348788	-6.726483	0.0214
D_SEISME_2010(-1)	-1.887332	1.224092	-1.541822	0.2631
D(CRDO_PR(-1))	-0.633016	0.112792	-5.612219	0.0303
D(CX_PIB)	0.031971	0.046415	0.688791	0.5621
D(CX_PIB(-1))	0.050183	0.077997	0.643401	0.5859
D(INF)	0.121993	0.021626	5.641069	0.0300
D(INF(-1))	-0.175761	0.018359	-9.573460	0.0107
D(CHANGE)	0.101434	0.021729	4.668060	0.0430
D(CHANGE(-1))	-0.037202	0.019491	-1.908704	0.1965
D(CX_M3)	-0.209085	0.019750	-10.58662	0.0088
D(CX_M3(-1))	0.074388	0.015624	4.761063	0.0414
D(ROE)	0.030733	0.011248	2.732325	0.1119
D(ROE(-1))	0.069541	0.011645	5.971891	0.0269
D(LPRCD_PRB)	-4.785598	0.693549	-6.900163	0.0204
D(LPRCD_PRB(-1))	-0.955128	0.802894	-1.189606	0.3563
D(D_SEISME_2010)	1.385809	0.790264	1.753602	0.2216
D(D_SEISME_2010(-1))	2.284105	0.802191	2.847332	0.1044

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.

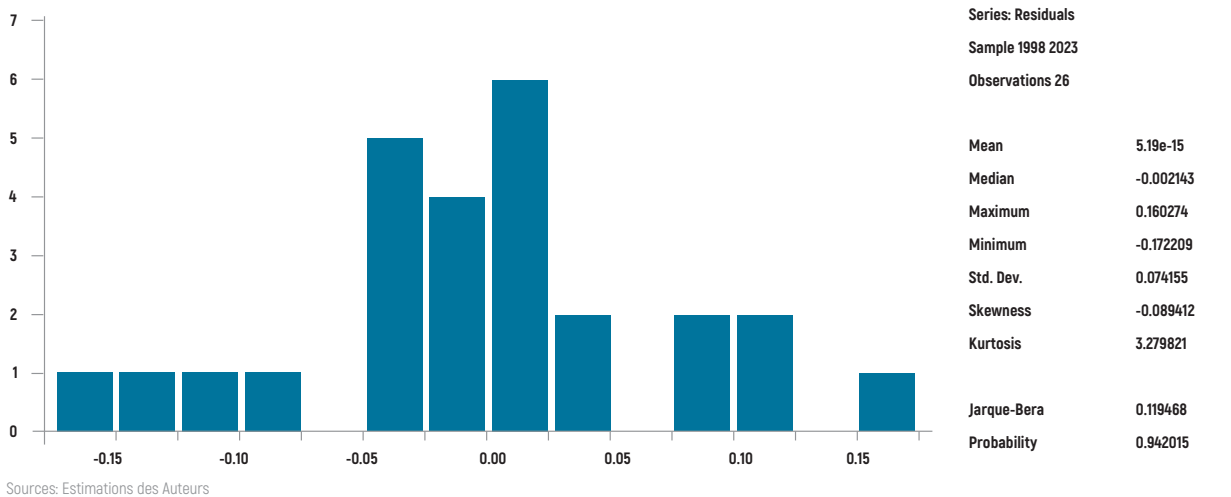
Sources: Estimations des Auteurs

CASE 2: RESTRICTED CONSTANT AND NO TREND				
VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STATISTIC	PROB.
CX_PIB	-0.028084	0.200368	-0.140160	0.9014
INF	0.737939	0.104530	7.059582	0.0195
CHANGE	-0.064950	0.015015	-4.325749	0.0495
CX_M3	-0.643217	0.080127	-8.027459	0.0152
ROE	-0.122825	0.039358	-3.120722	0.0092
LPRCD_PRB	-15.85732	2.439127	-6.501227	0.0229
D_SEISME_2010	-3.298726	2.067037	-1.595871	0.2516
C	81.35246	9.342958	8.707356	0.0129
EC = CRDO_PR - [-0.0281*CX_PIB + 0.7379*INF -0.0650*CHANGE -0.6432*CX_M3 -0.1228*ROE -15.8573*LPRCD_PRB -3.2987 *D_SEISME_2010 + 81.3525]				
F-BOUNDS TEST		NULL HYPOTHESIS: NO LEVELS RELATIONSHIP		
TEST STATISTIC	VALUE	SIGNIF.	I(0)	I(1)
ASYMPTOTIC: N=1000				
F-STATISTIC	41.05001	10%	1.92	2.89
K	7	5%	2.17	3.21
		2.5%	2.43	3.51
		1%	2.73	3.9
ACTUAL SAMPLE SIZE	26	FINITE SAMPLE: N=35		
		10%	2.196	3.37
		5%	2.597	3.907
		1%	3.599	5.23
		FINITE SAMPLE: N=30		
		10%	2.277	3.498
		5%	2.73	4.163
		1%	3.864	5.694

Sources: Estimations des Auteurs

Annexe 5

Annexe 5. Test de normalité des erreurs (Test de Jarque-Bera)



Annexe 6

Annexe 6. Test de Breusch-Pagan-Godfrey (Hétéroscédaticité)

HETEROSKEDASTICITY TEST: BREUSCH-PAGAN-GODFREY			
F-statistic	2.110948	Prob. F(23,2)	0.3714
Obs*R-squared	24.97135	Prob. Chi-Square(23)	0.3518
Scaled explained SS	0.168433	Prob. Chi-Square(23)	1.0000

Sources: Estimations des Auteurs

Annexe 7

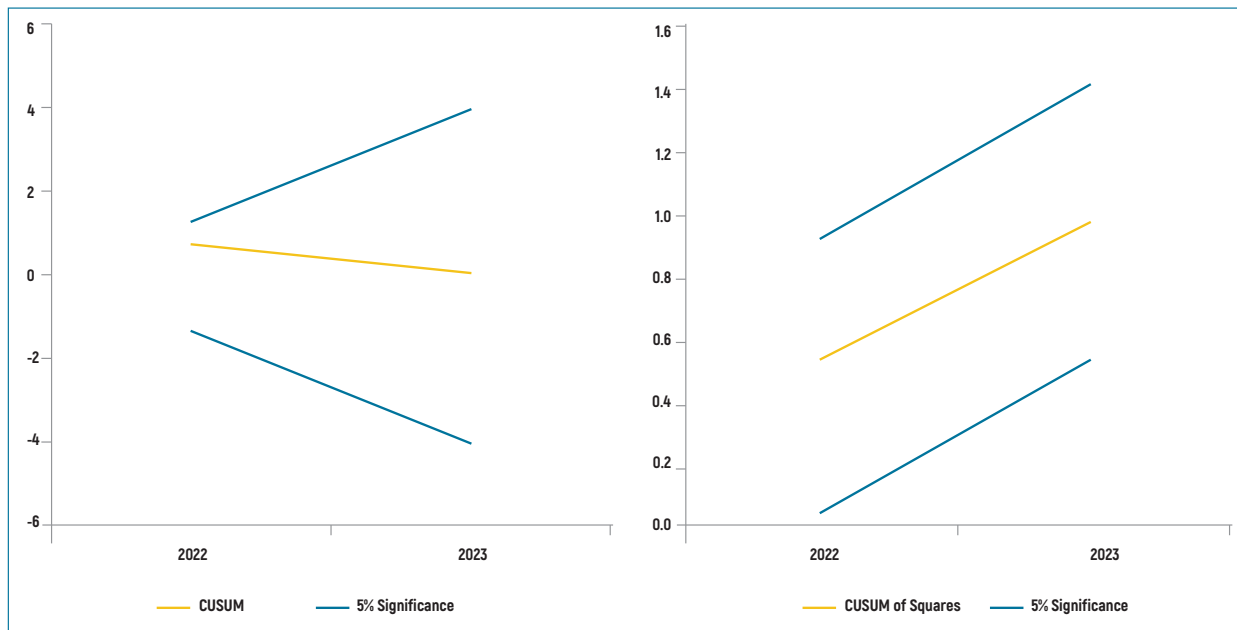
Annexe 7. Test de Ramsey (RESET)

Ramsey RESET Test			
Equation: UNTITLED			
Specification: CRDO_PR CRDO_PR(-1) CRDO_PR(-2) CX_PIB			
CX_PIB(-1) CX_PIB(-2) INF INF(-1) INF(-2) CHANGE CHANGE(-1)			
CHANGE(-2) CX_M3 CX_M3(-1) CX_M3(-2) ROE ROE(-1) ROE(-2)			
LPRCD_PRB LPRCD_PRB(-1) LPRCD_PRB(-2)			
D_SEISME_2010 D_SEISME_2010(-1) D_SEISME_2010(-2) C			
Omitted Variables: Squares of fitted values			
	VALUE	DF	PROBABILITY
t-statistic	0.509637	1	0.6999
F-statistic	0.259730	(1, 1)	0.6999
F-test summary:			
	SUM OF SQ.	DF	MEAN SQUARES
Test SSR	0.028344	1	0.028344
Restricted SSR	0.137473	2	0.068737
Unrestricted SSR	0.109129	1	0.109129

Sources: Estimations des Auteurs

Annexe 8

Annexe 8. : Test de CUSUM et CUSUM de carrés



Sources: Estimations des Auteurs

04

Politique monétaire et Crédit bancaire en Haïti : Une Analyse empirique

Document de travail

Préparé par Claude Jacques Divers et Wilbens Siguineau, de la Direction Monnaie Économique (MAE).

Remerciements spéciaux aux collègues de la MAE et de la DREF pour leurs commentaires de ce travail.

Juin 2025

Résumé

C

ette étude a pour objectifs de déterminer l'impact de la politique monétaire sur le crédit bancaires et de détecter l'existence d'une relation de long terme entre eux. Pour cela, nous avons adopté une approche par la cointégration en estimant un modèle à correction d'erreur de type (VECM). Comme variable d'intérêt, nous avons utilisé le crédit bancaire. En ce qui concerne les instruments de politique monétaire, les variables telles que les taux d'intérêt sur les bons BRH (91 jours), les coefficients de réserves obligatoires, les taux d'intérêt sur les prêts en gourdes ont été retenus. Nous avons inclus deux variables de contrôle tenant compte de l'environnement macroéconomique, à savoir le taux d'inflation et le taux de change. Les données utilisées couvrent la période octobre 1998 - septembre 2021. Les résultats des estimations permettent de déceler qu'il n'existe pas de relation de long terme entre la politique monétaire et la performance économique du système bancaire, étudiée à la lumière du crédit octroyé. Parallèlement, à court terme, nous pouvons affirmer que les instruments de politique monétaire peuvent s'avérer être efficaces pour influencer le comportement du système bancaire en Haïti sur la période considérée. Toutefois, on peut observer une certaine viscosité dans la transmission des chocs monétaires au système bancaire, laquelle s'explique fondamentalement par les contraintes structurelles inhérentes à l'économie haïtienne. Parallèlement, les instruments de politiques monétaires se sont révélés être efficaces en termes de correction des déséquilibres macroéconomiques tels que la dépréciation du taux de change et l'accélération de l'inflation.

Mots clés : Politique monétaire, instruments de politique monétaire, performance bancaire, modèle à correction d'erreur.

1. Introduction

Un système financier solide et stable constitue un pilier essentiel dans la recherche de stabilité Macroéconomique. En effet, en fournissant la liquidité nécessaire aux différents agents économiques, il favorise la consommation et l'investissement qui représentent indéniablement deux leviers de la croissance économique.

S'il est vrai que la mission fondamentale de la Banque de la République d'Haïti (BRH) consiste à préserver la valeur interne et externe de la monnaie locale, en d'autres termes maintenir un taux d'inflation relativement faible et assurer la stabilité du taux de change, il demeure tout aussi vrai que les autorités monétaires visent également la croissance économique à travers la mise en œuvre de maintes mesures permettant une meilleure allocation du crédit au secteur privé. Pour arriver à transmettre les impulsions monétaires au secteur réel de l'économie, la banque centrale tente d'influencer le secteur bancaire, notamment en modifiant le niveau de liquidité dans le système. Par exemple, si les autorités monétaires essaient de contenir les poussées inflationnistes, elles peuvent soit augmenter le taux d'intérêts sur les Bons BRH, soit, accroître les coefficients de réserves obligatoires sur les dépôts. Parallèlement, la banque centrale peut vouloir favoriser la relance économique en permettant au système d'assouplir les conditions d'octroi de crédit, notamment en baissant les taux d'intérêt, ce qui in fine devrait favoriser la consommation et les investissements.

À cet effet, il est rationnel de se renseigner sur l'efficacité des instruments de politique monétaire du point de vue de la capacité de la banque centrale à modifier le comportement du système bancaire. Ceci est d'autant plus important, compte tenu du fait que la mise en place de ces mesures engendre des coûts pour les autorités monétaires, tant du point de vue financier qu'en termes de crédibilité.

Il convient de souligner que la nature de la relation entre politique monétaire et performance économique jouit d'une attention toute particulière compte tenu du fait que cela permet aux autorités de prendre des décisions pour redresser l'économie à court terme et ajuster les mesures de politique économique sur le long terme. Un survol de la littérature montre qu'il existe très peu de travaux portant sur ce thème dans le contexte haïtien. De ce fait, cette étude s'inscrit dans une perspective d'apporter quelques éléments de réponses et de réflexions quant à l'impact de la politique monétaire sur la performance économique des institutions bancaires en Haïti, tout en élucidant la nature de cette relation.

Ce papier est subdivisé en six sections. Après avoir présenté quelques travaux empiriques sur la relation entre la politique monétaire et la performance bancaire en Haïti dans la deuxième section, nous présentons l'évolution récente de la conduite de la politique monétaire à la troisième section. Nous enchaînons à la section 4 avec la présentation des données et de la méthodologie adoptée dans le cadre de ce travail. Les résultats sont présentés à la cinquième section. La conclusion et les recommandations sont insérées à la dernière section du document.

2. Revue de littérature

Beaucoup de travaux ont été réalisés dans le but d'établir la nature de la relation existante entre la politique monétaire et le système bancaire. Cela s'explique fondamentalement par le fait que les décisions de politique monétaire visant à modifier la sphère réelle de l'économie doivent nécessairement être canalisées à travers le système bancaire. Dans cette section, nous passerons en revue quelques-unes des études ayant été conduites autour de cette thématique.

Dans une étude réalisée par Van den Heuvel (2005), l'auteur affirme que la politique monétaire influe sur l'activité bancaire à travers le canal du crédit. Cela dit, en augmentant les coefficients de réserves obligatoires, la banque centrale réduit le niveau de liquidité dans le système bancaire. Ce faisant, elle minimise la capacité de celui-ci à octroyer du crédit, encore plus si le système est fondamentalement alimenté par les dépôts.

Il a été démontré aussi que les taux d'intérêts sur les prêts peuvent avoir un effet positif sur la performance bancaire en Inde. Autrement dit, si les taux débiteurs augmentent, la rentabilité des banques tend à augmenter également (Punita et Somaiya, 2006). Dans cette même étude réalisée sur la période 1995-2000, des variables telles que les taux d'intérêts directeurs, les coefficients de réserves obligatoires et les réserves statutaires ont été isolées comme des facteurs impactant négativement la rentabilité du système bancaire. Gertler and Gilchrist (1994) ont mené une étude sur le comportement du système bancaire suite à un resserrement des conditions monétaires. Les résultats ont montré qu'une politique monétaire restrictive n'affecte nullement le niveau de crédit octroyé par le système.

Amidu et Wolfe (2008) ont analysé l'impact d'une politique restrictive sur l'octroi du crédit au Ghana sur la période 1998-2004. Les résultats ont montré que le comportement du crédit était significativement influencé par des changements au niveau de l'offre monétaire. Ils ont également trouvé que l'inflation et les taux directeurs de la banque centrale ghanéenne avaient un impact négatif sur le crédit bancaire. Des variables telles que la taille du système et le niveau de liquidité ont été identifiées comme des facteurs favorisant l'expansion du crédit.

Parallèlement, Somoye et Ilo (2009) ont étudié l'impact des variables macroéconomiques sur le comportement des banques ghanéennes en matière d'octroi du crédit de 1986 à 2005. Ils ont utilisé un modèle de type Vector Error Correction (VECM); les résultats ont permis de conclure qu'il existe une relation de long terme entre le crédit bancaire et l'instabilité macroéconomique.

Younus et Akhta (2009) ont conduit une étude au Bangladesh dans le but d'analyser l'efficacité des réserves statutaires comme instrument de politique monétaire. Les résultats ont montré qu'une baisse de ces réserves avait un impact positif sur le crédit et les investissements.

Enfin, Gambacorta and Iannotti (2005) ont mené une étude en analysant la vélocité et l'asymétrie au niveau des taux d'intérêts bancaires en réponse à une modification des conditions monétaires en Italie sur la période 1985-2002. Pour cela, ils ont utilisé un modèle à correction d'erreur asymétrique de type VAR. La principale conclusion est que les banques ont tendance à ajuster leurs taux d'intérêt débiteurs (respectivement créditeurs) plus rapidement suite à une politique monétaire restrictive (respectivement expansionniste).

3. Politique monétaire en Haïti

3.1. Les instruments de la politique monétaire

La législation en vigueur assigne quatre principaux rôles à la Banque de la République d'Haïti (BRH), qui s'énoncent comme suit :

- Défendre la valeur interne et externe de la monnaie nationale
- Assurer l'efficacité, le développement et l'intégrité du système de paiement
- Assurer la stabilité du système financier
- Agir comme banquier, caissier et agent fiscal de l'État

Le premier et le troisième rôle correspondent aux objectifs standards de la politique monétaire. En Haïti, la BRH est particulièrement prône à défendre la valeur interne de la monnaie nationale, laquelle correspond à l'objectif de la stabilité des prix, ainsi que la valeur externe de la devise nationale, laquelle s'inscrit dans l'objectif de stabilité du taux de change et de compétitivité-prix internationale.

Pour atteindre ses objectifs de stabilité des prix et du taux de change, la BRH emploie divers instruments servant à influencer la liquidité bancaire, notamment les taux de réserves obligatoires, les bons BRH (taux et encours) et les interventions sur le marché des changes.

Les taux de réserves obligatoires : Il s'agit d'un pourcentage minimal de leurs dépôts que les banques commerciales doivent garder à la Banque Centrale. De fait, quand le taux de réserves obligatoires augmente, la capacité des banques commerciales à accorder du crédit diminue, influençant ainsi l'offre de monnaie à la baisse. À l'inverse, quand le taux de réserves obligatoires diminue, la capacité des banques commerciales à accorder du crédit s'en trouve améliorée, ce qui influence l'offre de monnaie à hausse.

Les bons BRH : Quand la BRH augmente l'encours des bons BRH, quand elle augmente les taux de réserves obligatoires ou quand elle vend des dollars ÉU sur le marché des changes, la liquidité bancaire (en gourdes) diminue. Dans ce cas, elle pratique une politique monétaire restrictive. À l'inverse, la BRH pratique une politique monétaire expansionniste quand elle diminue l'encours des bons BRH et/ou les taux de réserves obligatoires, ou quand elle achète des dollars ÉU sur le marché des changes. Alors, la liquidité bancaire (en gourdes) augmente.

Les interventions sur le marché des changes : Par ailleurs, pour intervenir à la vente sur le marché des changes, la BRH puise dans ses réserves de change. Celles-ci comprennent des avoirs en devises étrangères fortes (dollars ÉU, euros, yens, livres sterling, franc suisse). Elles servent aussi bien de sources de devises permettant à la BRH de contenir une appréciation (ou une dépréciation) trop rapide de la monnaie nationale que de soupapes de sécurité visant à entretenir la confiance des agents envers la devise nationale (en montrant que le pays a la capacité de résister aux chocs à travers une estimation des réserves de

change en nombre de mois d'importations ainsi que de répondre adéquatement à ses obligations de paiements internationaux). Un bon coussin de réserves internationales nettes a également le mérite de prévenir toute velléité de potentielles attaques spéculatives sur le marché des changes.

Les réserves de change incluent principalement :

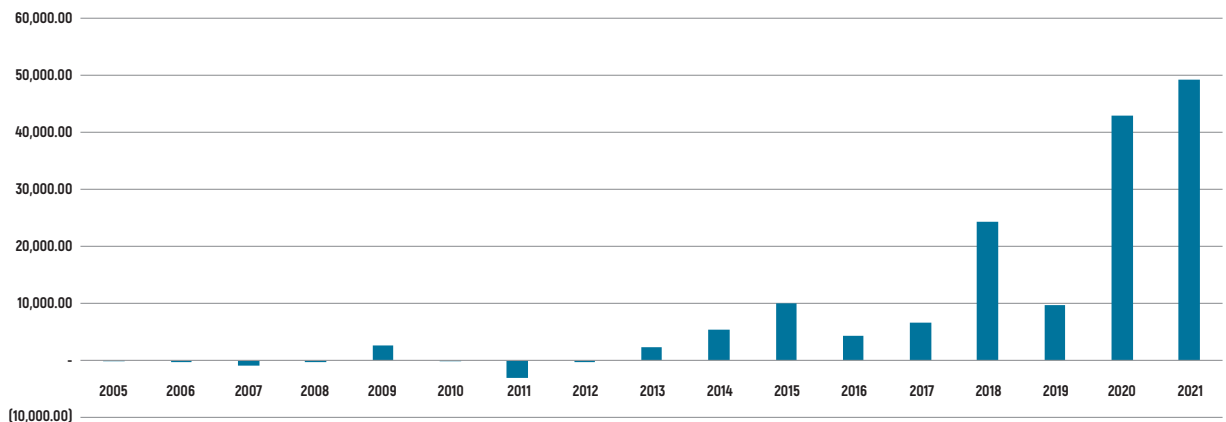
- Les placements à l'étranger de la BRH (bons du Trésor américain, autres instruments répondant aux critères ou aux caractéristiques de risque et de rendement des marchés monétaires).
- Les dépôts à vue de la BRH dans des banques étrangères
- Les billets et les pièces en monnaie étrangère disponibles dans les caveaux de la BRH
- L'or monétaire, etc.

3.2. L'évolution récente de la posture de la politique monétaire et du cadre macroéconomique

Le comportement des indicateurs macroéconomiques et la posture des autorités monétaires reflètent les manifestations consécutives de la conjoncture ayant prévalu sur la période. Les crises électorales de 2015-2017 et les troubles sociopolitiques de 2018 ont entraîné une spirale d'anticipations négatives et des répercussions néfastes sur l'environnement des affaires. C'est dans ce contexte que les autorités monétaires ont eu à conduire la politique monétaire, parallèlement à l'exécution du budget national par les différents gouvernements centraux qui se sont succédés sur la période.

En 2016, les autorités gouvernementales et monétaires ont entrepris des efforts de consolidation budgétaire après la forte détérioration enregistrée au cours de l'exercice précédent. Ainsi, le Ministère de l'Économie et des Finances (MEF) a signé un accord de « cash management » avec la Banque Centrale (BRH), en vue de circonscrire les dépenses publiques dans les limites des ressources disponibles. Cet arrangement a permis de réduire considérablement le financement monétaire au cours des deux exercices qui ont suivi. Aussi, la variation de l'encours des créances nettes de la BRH sur le gouvernement central s'est-elle chiffrée à 12.18 milliards de gourdes en 2017, 14.84 milliards de gourdes en 2016 contre près de 17.17 milliards de gourdes en 2015. Les crises socio politiques à partir de 2018 ont dilué de tels efforts, au point qu'en 2021, les opérations financières de l'État se sont soldées par un déficit de l'ordre de 80 milliards de gourdes. Pour faire face à ce dépassement budgétaire, le gouvernement a dû recourir au financement monétaire à hauteur de 49.2 milliards de gourdes.

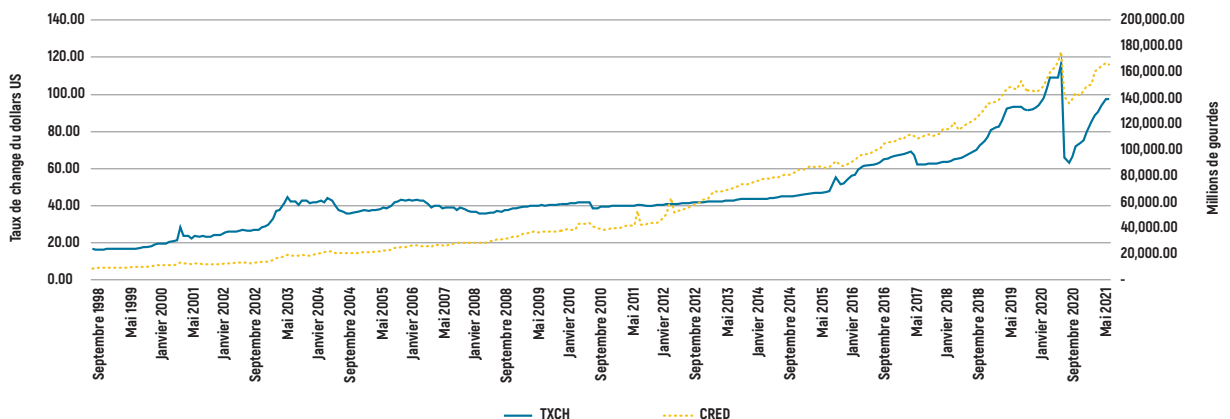
Graphique 1. :::: Financement monétaire (en milliards de gourdes)



Source : BRH/DCC/MAE

Par ailleurs, le gonflement du stock de dette interne de l'État haïtien, notamment envers la BRH, coïncide avec le déficit chronique de la balance commerciale, en raison d'une quasi-stagnation des exportations face à une facture d'importations de plus en plus importante. Les créances nettes de la BRH sur l'État Haïtien sont passées à 168.7 milliards de gourdes en 2021 contre 113.0 milliards de gourdes un an auparavant. Quant au change, la gourde s'est dépréciée de 10,89 %; le taux de change est passé de 86,7989 gourdes pour 1 dollar ÉU à 97,4018 gourdes pour 1 dollars ÉU de septembre 2020 à septembre 2021. Cette dépréciation a eu des répercussions sur le crédit au secteur privé qui a connu une augmentation significative évaluée à 12.71% en termes nominaux en 2021 contre une croissance négative de -7.93% en 2020.

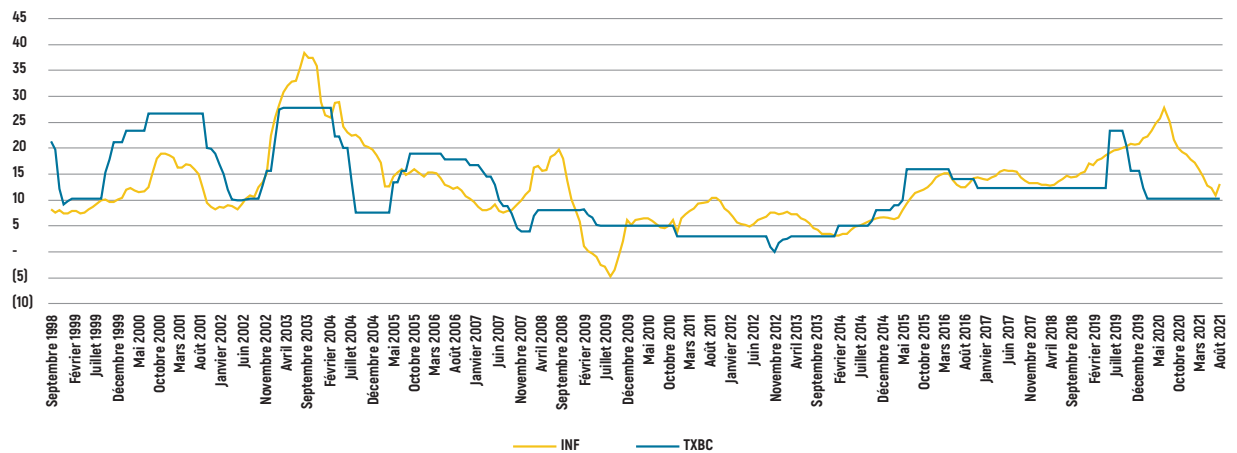
Graphique 2. :::: Évolution conjointe du taux de change et du crédit au secteur privé



Source : BRH/DCC/MAE

Cet état de fait a conduit la Banque Centrale à mener sa politique de manière ciblée, en vue d'assurer la stabilité de la valeur interne et externe de la monnaie nationale. Notamment, le taux directeur (pour les bons BRH de 91 jours) ainsi que le taux de réserves obligatoires sont maintenus à leurs niveaux fixés en mars 2020. Le taux directeur pour les bons BRH de 91 jours est donc maintenu à 10,00% et le taux de réserves obligatoires à 40%, jusqu'en en septembre 2021. Ces mesures prises par la Banque Centrale ont permis de contenir l'évolution du niveau général des prix dans l'économie résultant en un taux annuel d'inflation chiffré à 13,10 % en 2021, soit une réduction de 12 points de pourcentage par rapport à son niveau de 2020.

Graphique 3. : Évolution conjointe du taux d'intérêt sur les bons BRH et du taux d'inflation en glissement annuel



Source : BRH/DCC/MAE

Si les mesures de politique monétaire se sont soldées par une augmentation du crédit bancaire, accompagnée d'une réduction du taux d'inflation durant l'exercice fiscal 2021, elles se sont révélées moins efficaces quant à la stabilisation du taux de change, en raison des contraintes conjoncturelles et structurelles rencontrées durant les deux dernières années. En effet, la poursuite des crises de carburant en début d'exercice 2021-2022 ont maintenu la spirale d'anticipations négatives et ses répercussions sur la valeur de la monnaie nationale.

IV. Données et Méthodologie

4.1. Données

Dans le cadre de cette étude, nous avons utilisé six variables dont le crédit bancaire au secteur privé, les taux sur les Bons BRH (91 jours), les taux d'intérêt débiteurs, les coefficients de réserves obligatoires, le taux d'inflation et le taux de change. Les données, couvrant la période Octobre 1998-Septembre 2021, ont été collectées sur une base mensuelle et proviennent de la Banque de la République d'Haïti (BRH).

LCRED : Logarithme du crédit bancaire au secteur privé, utilisé comme proxy pour mesurer la performance du système bancaire.

TXBC : Taux d'intérêt sur les Bons BRH (91 jours), utilisés comme proxy le taux directeur de la banque centrale.

LR : Taux d'intérêt sur les prêts en gourdes

RO : Coefficients de réserves obligatoires sur les passifs libellés en gourdes

INF : Taux d'inflation en glissement annuel

TXCH : Taux de change nominal (quantité de gourdes pour un dollar américain)

4.2. Modèle économétrique

Dans le but d'analyser l'impact de la politique monétaire sur la performance bancaire, nous avons opté pour un modèle économétrique de type VAR. Nous présentons brièvement le modèle théorique dans les lignes qui suivent.

Considérons un modèle à deux variables. Soit deux processus stationnaires Y_{1t} et Y_{2t} chacune de ces processus est une fonction de ses propres valeurs et des valeurs passées de l'autre processus.

$$y_{1,t} = a_1 + \sum_{i=1}^p b_{1,i} y_{1,t-i} + \sum_{i=1}^p c_{1,i} y_{2,t-i} + d_1 y_{2,t} + \varepsilon_{1,t} \quad (1)$$

$$y_{2,t} = a_2 + \sum_{i=1}^p b_{2,i} y_{1,t-i} + \sum_{i=1}^p c_{2,i} y_{2,t-i} + d_2 y_{1,t} + \varepsilon_{2,t} \quad (2)$$

ε_{it} représente le vecteur des innovations structurelles satisfaisant les propriétés d'un bruit blanc

Cette version du VAR(p) peut s'écrire également sous la forme matricielle :

$$BY_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Cette représentation matricielle décrite par les équations (1) et (2) est qualifiée de représentation structurelle dans laquelle le niveau de Y_{1t} est influencé par celui de Y_{2t} et inversement. Afin de pouvoir estimer ce modèle, on doit transformer cette version pour trouver la forme réduite du VAR(p). Cela s'obtient en multipliant chaque membre de l'équation (3) par l'inverse de la matrice B, notée B-1 :

$$B^{-1}BY_t = B^{-1}A_0 + \sum_{i=1}^p B^{-1}A_i Y_{t-i} + B^{-1}\varepsilon_t$$

$$Y_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i Y_{t-i} + v_t$$

Avec :

$$\Phi_0 = B^{-1}A_0 \quad \Phi_i = B^{-1}A_i, \forall i = 1, \dots, p \quad v_t = B^{-1}\varepsilon_t$$

En généralisant le processus pour n variables, on peut écrire :

$$Y_t = \Phi_0 + \Phi_1 Y_{t-1} + \Phi_2 Y_{t-2} + \dots + \Phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

Avec :

$$Y_t = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ \vdots \\ y_{nt} \end{bmatrix} \quad \Phi_0 = \begin{bmatrix} a_1^0 \\ \vdots \\ a_n^0 \end{bmatrix} \quad \Phi_p = \begin{bmatrix} a_{1p}^1 & \dots & a_{1p}^n \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{np}^1 & \dots & a_{np}^n \end{bmatrix} \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{nt} \end{bmatrix}$$

On peut estimer ce modèle VAR(p) en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires ou celle du maximum de vraisemblance.

Par ailleurs, s'il s'avère que les variables de notre modèle soient non stationnaires et cointégrées, il conviendrait d'estimer un Modèle à Correction d'Erreur (MCE), en isolant la relation commune de cointégration d'une part, et d'autre part, estimant la liaison réelle entre les variables. En effet, l'existence d'une éventuelle

cointégration implique que les variables doivent être non stationnaires et qu’une combinaison linéaire de ces variables est stationnaire.

Notre modèle VAR(p) s’écrit désormais en différences premières :

$$\Delta Y_t = \Phi_0 + (\Phi_1 - I) \Delta Y_{t-1} + (\Phi_2 + \Phi_1 - I) \Delta Y_{t-2} + \dots + (\Phi_{p-1} + \dots + \Phi_2 + \Phi_1 - I) \Delta Y_{t-p+1} + (\Phi_p + \dots + \Phi_2 + \Phi_1 - I) Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Ou encore :

$$\Delta Y_t = \Phi_0 + \pi_1 \Delta Y_{t-1} + \pi_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \pi_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \pi_p Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Les matrices π_k étant des fonctions des matrices Φ_k tel que :

$$\pi_k = (\sum_{i=1}^k \Phi_i - I)$$

La validité du MCE est liée au signe du coefficient de la variable, qui doit être négatif et significatif. Sinon le mécanisme de correction d'erreur (rattrapage qui permet de tendre vers la relation de long terme) irait alors en sens contraire et s'éloignerait de la cible de long terme.

5. Résultats et Discussions

Dans cette section, nous présentons les différents résultats des tests économétriques.

5.1 Résultats des tests de stationnarité

Les résultats des tests de stationnarité ont permis de voir que toutes les séries utilisées dans cette étude sont non stationnaires en niveau. À cet effet, il a fallu intégrer ces séries afin de les rendre stationnaires (Tableau 1). Comme on peut le voir, toutes les séries sont intégrées d'ordre 1, ce qui valide la possibilité de tester l'existence d'une relation de long terme entre elles.

Tableau 1. Présentation de la matrice des coefficients de corrélation

	ADF Test		
	En niveau	En différence	Ordre d'intégration
LCRED	[5.431] [1.0000]	[-18.576]* [0.0000]	1
TXBC	[-1.252] [0.1935]	[-15.756]* [0.0000]	1
LR	[-0.738] [0.3962]	[-23.422]* [0.0000]	1
RO	[1.264] [0.9476]	[-14.706]* [0.0000]	1
INF	[-0.692] [0.4163]	[-5.292]* [0.0000]	1
TXCH	[1.029] [0.9203]	[-16.470]* [0.0000]	1

Sources: Estimations des Auteurs

5.2 Test de causalité entre les variables

Cette notion de causalité développée par Granger (1969) consiste à déterminer si les valeurs passées d'une variable Y2t permettent d'expliquer les valeurs futures d'une autre variable Y1t, auquel cas, l'on peut en déduire que Y2t cause Y1t. Tout compte fait, les résultats du test de causalité au sens de Granger nous montrent que la variation du crédit bancaire cause l'inflation au sens de Granger (p=0.0044). Parallèlement, le taux de

change a un effet causal sur le niveau de crédit bancaire ($p=0.0146$). Le niveau d'inflation cause l'encours des bons BRH ($p=0.0000$), et que, réciproquement, l'encours des bons BRH cause l'inflation au sens de Granger ($p=0.0271$). On peut observer que les taux sur les bons BRH causent le taux directeur de la BRH ($p=0.0370$) tandis que les réserves obligatoires causent le taux de change ($p=0.0411$). On peut noter aussi l'existence d'une relation de causalité entre le taux directeur de la BRH et l'inflation ($p=0.0138$) (réf. Annexe Tableau # 4).

5.3 Test de cointégration

Les variables d'intérêt de notre modèle étant toutes intégrées du même ordre $I(1)$, nous avons déterminé la spécification du modèle VAR selon le critère d'information d'Akaïke qui nous indique un modèle linéaire incluant une constante avec ou sans tendance et le retard retenu est donc de 2 (réf. Annexe Tableau 5). Les résultats du test de cointégration ont été obtenus en supposant la présence d'une constante et l'absence de trend déterministe dans la relation de long terme. À l'hypothèse nulle d'absence de cointégration, la valeur de la statistique de la trace, de 119.89, est supérieure à la valeur critique qui est de 117.71; il y a rejet de l'hypothèse nulle d'absence d'équation de cointégration au seuil de 5%. L'hypothèse nulle d'au plus une seule relation de cointégration est acceptée.

Les résultats du test de la Trace de Johansen résumé dans le tableau ci-après, permettent de conclure qu'il existe effectivement une seule équation de cointégration entre les variables du modèle. Au regard de ce résultat, il convient, suivant le théorème de la représentation de Granger (1987), de tester la validation d'un modèle Vectoriel à Correction d'Erreur.

Tableau 2. Résultat du test de la Trace de Johansen

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.133986	119.8908	117.7082	0.0361
At most 1	0.098677	80.61857	88.8038	0.1684
At most 2	0.072245	52.25612	63.8761	0.3193
At most 3	0.059385	31.78442	42.91525	0.4001
At most 4	0.035906	15.07112	25.87211	0.5686
At most 5	0.018466	5.088441	12.51798	0.5837
Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Sources: Estimations des Auteurs

5.4 Estimation du modèle

Bien que nous ayons trouvé une relation de cointégration entre les variables, le modèle Vectoriel à Correction d'Erreur présente une limite de spécifications. En effet, la significativité des coefficients de la relation de long terme n'est pas vérifiée ainsi que le terme à correction d'erreur. De plus, les résidus issus de chacune des équations ne sont pas des bruits blancs en selon la Q-statistique de Ljung-Box.

Dès lors, nous allons estimer un VAR d'ordre 1, en tenant compte des variables en différence première.

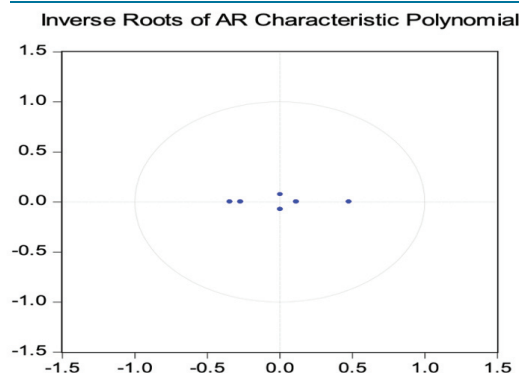
5.5 Diagnostic du modèle

Dans le but de valider le modèle, nous avons réalisé des tests économétriques tels que le test de stabilité du VAR, le test de normalité des innovations structurelles, le test d'autocorrélation des erreurs.

5.5.1 Test de stabilité du modèle, de normalité et d'autocorrélation des erreurs

Sur la figure 1, nous pouvons voir que le modèle est stable étant donné que l'inverse de toutes les racines du polynôme caractéristique du modèle VAR (1) estimé se trouve à l'intérieur du cercle de rayon unitaire. Compte tenu de ce résultat, ce modèle peut être utilisé à des fins de politique économique.

Figure 1. Test de stabilité du VAR



Sources: Estimations des Auteurs

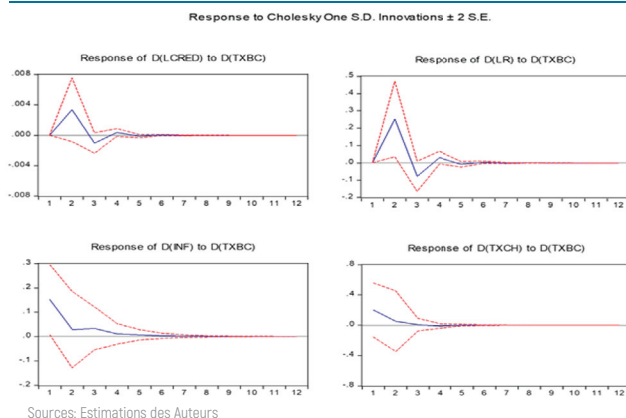
Le test de normalité des erreurs réalisé à partir des résultats des estimations ont permis d'infirmier l'hypothèse nulle de normalité. En effet, la probabilité associée à la statistique de Jarque-Bera ($p=0.000$) est inférieure au seuil critique de 5% (réf. Annexe Tableau 8). Parallèlement le test d'autocorrélation a révélé que les innovations structurelles ne sont pas corrélées entre elles, au regard de la probabilité associée au retard le plus élevé, laquelle est supérieur à 0.05 ($p= 0.0579$) (Réf. Annexe Tableau 9).

5.6 Simulation de réponse aux chocs de la politique monétaire

Les simulations de réponses aux chocs permettent de constater que suite à un choc positif sur les taux directeurs de la BRH, approximés par les taux sur les bons BRH de 91 jours, ont un effet positif sur le niveau de crédit bancaire octroyé au secteur privé au bout d'un mois. Ensuite, les effets du choc induisent une baisse du crédit à un niveau inférieur à celui de départ le mois suivant, pour subir une croissance au troisième mois. Au bout du quatrième mois, le niveau du crédit subit une légère diminution avant de s'estomper au cinquième mois. Le taux d'intérêt sur les prêts en gourdes réagit de façon similaire suite au choc positif sur les taux directeurs de la BRH.

Par ailleurs, les chocs sur les taux directeurs de la BRH provoquent instantanément une hausse du taux de change ainsi qu'une poussée inflationniste qui s'atténue au fur et à mesure, les mois suivants. L'inflation reprend sa dynamique naturelle au bout du cinquième mois, alors que le taux de change se stabilise à partir du deuxième mois. Cela dit, une politique monétaire restrictive via les taux d'intérêt sur les Bons BRH devrait permettre à la banque centrale de réduire l'inflation et le taux de change tout en limitant l'octroi du crédit bancaire au secteur privé.

Figure 2. : Simulation de réponse aux chocs sur les taux directeurs de la BRH

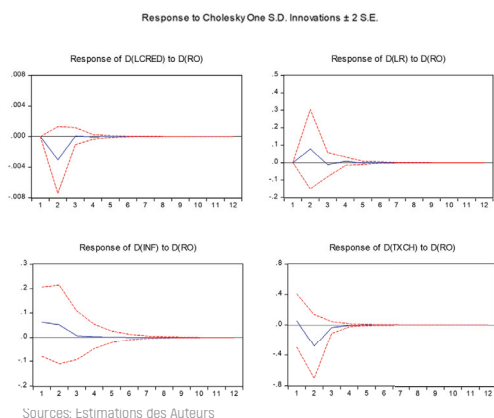


Les réponses aux chocs positifs sur les coefficients de réserves obligatoires révèlent, dans un premier temps, une diminution du niveau de crédit bancaire dès le premier mois. Par la suite, ce niveau tend à se stabiliser à partir du deuxième mois. En parallèle, ces chocs provoquent une hausse du taux d'intérêt sur les prêts libellés en gourdes au cours du mois suivant, avant d'entraîner une baisse de ce taux en deçà de son niveau initial le mois d'après. Une légère remontée est ensuite observée au troisième mois, avant que l'effet du choc ne s'estompe progressivement.

Sur le plan des prix, le choc positif sur les réserves obligatoires engendre une poussée inflationniste immédiate. Toutefois, cette hausse des prix décroît graduellement au cours des mois suivants, jusqu'à disparition de l'effet au bout de trois mois.

Enfin, s'agissant du taux de change, une appréciation modérée est observée dans un premier temps, suivie d'une dépréciation au bout d'un mois. Au second mois, le taux de change s'apprécie à nouveau, avant que les effets du choc ne s'atténuent à l'horizon de trois mois.

Figure 3. : Simulation de réponse aux chocs sur les réserves Obligatoires



5.7. Décomposition de la variance

Sur le tableau ci-dessous nous présentons la décomposition de la variance du crédit bancaire sur une période de douze mois. On peut voir que la variation au niveau du crédit bancaire s'explique majoritairement par ses propres innovations structurelles (>90% sur un horizon de 12 mois). Parallèlement, la contribution des instruments de politique monétaire à la variabilité du crédit bancaire reste relativement faible (<2 % sur un horizon de 12 mois). Cela peut s'expliquer en partie par la surliquidité du système bancaire en Haïti. Cette situation contraint l'efficacité des impulsions monétaires provoquées par la Banque centrale notamment dans la conduite d'une politique monétaire restrictive.

Tableau 3. Décomposition de la variance du crédit bancaire

Period	S.E.	D(LCRED)	D(LR)	D(TXBC)	D(RO)	D(TXCH)	D(INF)
1	0.035505	100	0	0	0	0	0
2	0.036988	95.8916	0.248387	0.827254	0.678061	2.329569	0.025129
3	0.037103	95.56702	0.341566	0.8988	0.674179	2.475027	0.043407
4	0.037117	95.51291	0.363582	0.908317	0.673895	2.495584	0.045709
5	0.037118	95.50715	0.36699	0.909273	0.673843	2.496175	0.046569
6	0.037118	95.50603	0.367574	0.909441	0.673835	2.496426	0.046694
7	0.037118	95.50591	0.367644	0.909453	0.673834	2.496424	0.046736
8	0.037118	95.50588	0.367656	0.909456	0.673834	2.496429	0.046744
9	0.037118	95.50588	0.367657	0.909456	0.673834	2.496429	0.046746
10	0.037118	95.50588	0.367657	0.909456	0.673834	2.496429	0.046746
11	0.037118	95.50588	0.367657	0.909456	0.673834	2.496429	0.046746
12	0.037118	95.50588	0.367657	0.909456	0.673834	2.496429	0.046746

Cholesky Ordering: D(LCRED) D(LR) D(TXBC) D(RO) D(TXCH) D(INF)

Sources: Estimations des Auteurs

VI. Conclusion et recommandations

Cette étude s'est donnée pour objectifs de déterminer l'impact de la politique monétaire sur le crédit bancaire et d'élucider la nature de la relation entre eux. Pour ce faire, nous avons utilisé le crédit bancaire comme proxy de la performance économique du secteur bancaire, les instruments de politique monétaire ont été représentés par les taux d'intérêt sur les Bons BRH (91 jours) et les coefficients de réserves obligatoires. Dans le souci d'intégrer les principales dynamiques de l'environnement macroéconomique, les taux d'intérêt sur les prêts en gourdes, le taux d'inflation ainsi que le taux de change ont été retenus parmi les variables explicatives. Les données utilisées couvrent la période allant d'octobre 1998 à septembre 2021. Nous avons retenu une approche par le modèle de cointégration vectorielle (VECM). Les différents tests économétriques effectués n'ont pas permis de confirmer l'existence d'une relation de long terme entre les instruments de la politique monétaire et la performance économique des banques en Haïti. Sur la base de ces résultats, il apparaît qu'à long terme, les outils de politique monétaire pourraient s'avérer peu efficaces pour influencer la performance économique du secteur bancaire, mesurée ici à travers l'évolution du crédit accordé au secteur privé.

À la lumière des résultats empiriques obtenus à partir des simulations de réponses aux chocs issues du modèle VAR (1), il ressort que les instruments de politique monétaire présentent une certaine efficacité à court terme en Haïti. En effet, les réponses dynamiques suggèrent qu'un resserrement monétaire, via une hausse des coefficients de réserves obligatoires ou une augmentation des taux d'intérêt sur les bons émis par la Banque de la République d'Haïti (BRH), tend à induire une contraction du crédit bancaire au secteur privé. Cette conclusion s'inscrit dans la logique keynésienne, selon laquelle la politique monétaire, en modifiant le coût du crédit, influence les décisions de financement des agents économiques (Mishkin, 2007). L'impact est d'autant plus manifeste lorsque l'objectif des autorités est de freiner les dynamiques inflationnistes ou de contenir les pressions sur le marché des changes.

Toutefois, cette efficacité reste partielle et de portée limitée. L'analyse des impulsions montre que les effets de la politique monétaire tendent à s'atténuer rapidement dans le temps, ce qui traduit une faible persistance des canaux de transmission. Cette faiblesse peut être attribuée à plusieurs facteurs structurels qui compromettent la transmission intégrale de l'impulsion monétaire. D'une part, la forte dollarisation de l'économie haïtienne limite l'efficacité du canal du taux d'intérêt, dans la mesure où une large part des transactions et des dépôts bancaires s'effectuent en devises (Gonzalez & Iossifov, 2007). D'autre part, la structure oligopolistique du secteur bancaire, marquée par une forte concentration des actifs dans un petit nombre d'institutions, réduit la sensibilité des banques aux signaux émis par la BRH, notamment en matière de liquidité. En outre, les imperfections du marché financier, la faible bancarisation de la population et l'ampleur du secteur informel sont autant d'éléments qui affaiblissent les mécanismes conventionnels de transmission. Comme le souligne Bernanke et Gertler (1995), l'efficacité de la politique monétaire dépend largement du bon fonctionnement des marchés de capitaux et de la capacité des banques à relayer l'impulsion monétaire à travers leurs bilans. Or, en Haïti, les asymétries d'information, les risques élevés de défaut et le manque de profondeur du système financier empêchent une diffusion fluide de la politique monétaire vers l'économie réelle.

Dans ce contexte, l'amélioration de l'efficacité de la politique monétaire nécessite une réforme structurelle en profondeur. Il s'agit, d'une part, de renforcer les canaux de transmission en développant les marchés financiers, en accroissant la bancarisation et en renforçant le rôle de la BRH en tant que prêteur en dernier ressort. D'autre part, il est impératif de remédier aux distorsions structurelles, en s'attaquant aux rigidités institutionnelles et à la faible concurrence dans le secteur bancaire. Comme le souligne Mishra, Montiel et Spilimbergo (2012), l'efficacité de la politique monétaire dans les pays en développement dépend avant

tout de l'environnement institutionnel, du degré d'indépendance de la banque centrale, ainsi que de la transparence et la crédibilité des actions de politique économique.

VII. Références

1. Amidu, M., & Wolfe, S. (2008). The impact of monetary policy on banks' credit in Ghana. *Proceedings of the International Academy of African Development (IAAD)*, Track 1.
2. Bernanke, B. S., & Gertler, M. (1995). Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 27–48. <https://doi.org/10.1257/jep.9.4.27>.
3. Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimates for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427–431.
4. Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276.
5. Gambacorta, L., & Iannotti, S. (2005). Are there asymmetries in the response of bank interest rates to monetary shocks? *Banca d'Italia, Temi di Discussione del Servizio Studi*, No. 566.
6. Gertler, M., & Gilchrist, S. (1994). The role of credit market imperfections in the monetary transmission mechanism: Arguments and evidence. *Scandinavian Journal of Economics*, 95(1), 43–64.
7. Gonzalez, A., & Iossifov, P. (2007). Central bank dollarization and monetary policy effectiveness: The case of the Dominican Republic (IMF Working Paper No. 07/29). *International Monetary Fund*. <https://doi.org/10.5089/9781451865803.001>.
8. Heuvel, S. J. (2005). Does bank capital matter for monetary policy transmission? *FRBNY Economic Policy Review*, 11(1), 259–261.
9. Mishkin, F. S. (2007). *Monetary policy strategy*. The MIT Press.
10. Mishra, P., Montiel, P., & Spilimbergo, A. (2012). Monetary transmission in low-income countries: Effectiveness and policy implications. *IMF Economic Review*, 60(2), 270–302. <https://doi.org/10.1057/imfer.2012.7>
11. Punita, R., & Somaiya, K. J. (2006). Monetary policy: Its impact on the profitability of banks in India. *International Business and Economics Research Journal*, 5(3), 15–19.
12. Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), 1–48.
13. Somoye, R. O. C., & Ilo, B. M. (2009). The impact of macroeconomic instability on the banking sector lending behavior in Nigeria. *Journal of Money, Investment and Banking*, 7, 88–100.
14. Yoonus, S., & Akhtar, M. (2009). The SLR as a monetary policy instrument in Bangladesh (IMF Occasional Paper No. 234). *International Monetary Fund*.

Dépôt légal : 24-07-249

Bibliothèque Nationale d'Haïti

ISBN : 978-99994-0-159-3

Conception et Mise en page :

Direction de la Communication et des Affaires Publiques

Service Impression et Publication

Banque de la République d'Haïti

Achevé d'imprimer : Juillet 2025

Imprimeur : Média-Texte., Haïti

Pour toutes informations, s'adresser à :

Banque de la République d'Haïti

Direction Monnaie et Analyse Économique

Port-au-Prince, Haïti

Boîte postale : (BP) 1570

Téléphone : (509) 2299-1200 / (509) 2299-1251

Télécopieur : (Fax) (509) 2299-1149

Internet : <http://www.brh.ht>

