

---

# LIBÉRALISATION FINANCIÈRE ET INTERMÉDIATION BANCAIRE EN R.D.C.(1994–2023)

## FINANCIAL LIBERALIZATION AND BANKING INTERMEDIATION IN THE D.R.C.(1994–2023).

Auteur 1 : Ngomba Mulumba Bibiche

Auteur 2 : Mulumba Ntambue Luboya Frédéric

---

**Ngomba Mulumba Bibiche**

Doctorante à la Faculté des sciences économiques et de gestion  
Université de Kinshasa, République Démocratique du Congo

**Mulumba Ntambue Luboya Frédéric**

Professeur à l'Institut supérieur de commerce de Kisangani  
République Démocratique du Congo

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

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

**Pour citer cet article** : Ngomba Mulumba Bibiche & Mulumba Ntambue Luboya Frédéric (2026) «LIBÉRALISATION FINANCIÈRE ET INTERMÉDIATION BANCAIRE EN R.D.C.(1994–2023) », African Scientific Journal « Volume 03, Num 35 » pp: 1738 – 1767.



DOI : 10.5281/zenodo.19974218

Copyright © 2026 – ASJ



## RÉSUMÉ

Le présent article analyse l'impact de la libéralisation financière sur l'intermédiation bancaire en République Démocratique du Congo (RDC) sur la période 1994–2023. À partir d'un panel de données annuelles couvrant huit variables économiques et financières clés – le coefficient d'intermédiation bancaire (Interbanc), la variable de libéralisation financière (LiFi), le taux d'intérêt (Int), la proximité bancaire (Proxi), le ratio crédit à l'économie/PIB (Créd/PIB), le développement financier (Dev.Fin), la pandémie COVID-19 (Covid) et le taux d'inflation (Infl) –, notre étude mobilise un arsenal méthodologique comprenant les statistiques descriptives, les tests de racine unitaire de Dickey-Fuller augmenté (ADF), les tests de cointégration d'Engle-Granger et de Johansen, la régression par les Moindres Carrés Ordinaires (MCO) avec correction d'hétéroscédasticité (HC1), la causalité de Granger, le facteur d'inflation de la variance (VIF) et un modèle à effets d'interaction.

Les résultats révèlent que la plupart des séries sont intégrées d'ordre un  $I(1)$ , à l'exception d'Interbanc qui est stationnaire en niveau  $I(0)$ . Les tests de cointégration confirment l'existence de relations d'équilibre de long terme entre l'intermédiation bancaire et les variables financières clés. La causalité de Granger établit une relation causale unidirectionnelle du taux d'intérêt vers l'intermédiation bancaire. La libéralisation financière, bien qu'affichant un coefficient négatif (-0,6078) sur l'intermédiation bancaire, n'exerce pas un effet statistiquement significatif au seuil de 5 %. Ce résultat, paradoxal en apparence, s'explique par les imperfections structurelles du système financier congolais et les défis persistants de mise en œuvre des réformes. Le modèle avec effets d'interaction révèle que la libéralisation financière modère significativement l'effet du crédit à l'économie sur l'intermédiation bancaire (coefficient d'interaction : -1,9886,  $p < 0,05$ ).

Ces résultats plaident pour une réforme financière plus inclusive, une régulation prudentielle adaptée aux spécificités du contexte congolais, et un renforcement de la présence bancaire dans les zones rurales.

**Mots-clés : Libéralisation financière, Intermédiation bancaire, Développement financier**

## ABSTRACT

This paper investigates the impact of financial liberalization on banking intermediation in the Democratic Republic of Congo (DRC) over the period 1994–2023. Using a set of annual time-series data comprising eight key economic and financial variables — the banking intermediation ratio (Interbanc), the financial liberalization dummy variable (LiFi), the interest rate (Int), banking proximity (Proxi), the credit-to-GDP ratio (Créd/PIB), financial development (Dev.Fin), the COVID-19 pandemic indicator (Covid), and the inflation rate (Infl) — the study employs a comprehensive econometric methodology encompassing descriptive statistics, Augmented Dickey-Fuller (ADF) unit root tests, Engle-Granger and Johansen cointegration tests, Ordinary Least Squares (OLS) regression with heteroscedasticity-consistent standard errors (HC1), Granger causality tests, Variance Inflation Factor (VIF) analysis, and an interaction effects model.

The results reveal that most series are integrated of order one  $I(1)$ , with the exception of Interbanc, which is stationary at level  $I(0)$ . Cointegration tests confirm the existence of long-run equilibrium relationships between banking intermediation and key financial variables. Granger causality establishes a unidirectional causal relationship from interest rate to banking intermediation. Financial liberalization, although displaying a negative coefficient (-0.6078) on banking intermediation, does not exert a statistically significant effect at the 5% threshold. This apparently paradoxical result is explained by the structural imperfections of the Congolese financial system and the persistent challenges in implementing reforms. The interaction effects model reveals that financial liberalization significantly moderates the effect of credit to the economy on banking intermediation (interaction coefficient: -1.9886,  $p < 0.05$ ).

These findings argue for more inclusive financial reform, prudential regulation adapted to the specificities of the Congolese context, and enhanced banking presence in rural areas.

**Keywords: Financial liberalization, Banking intermediation, Financial development**

## I. INTRODUCTION

La libéralisation financière est devenue, depuis les travaux pionniers de McKinnon (1973) et Shaw (1973), l'une des réformes structurelles les plus préconisées pour stimuler la croissance économique dans les pays en développement. En substituant des marchés financiers libres à des systèmes réprimés, cette politique vise à améliorer l'allocation des ressources, à dynamiser l'épargne et à renforcer la capacité d'intermédiation des institutions bancaires. Pourtant, quatre décennies après ces théories fondatrices, l'expérience des économies en développement, et plus particulièrement des économies africaines subsahariennes, offre un tableau bien plus nuancé.

La République Démocratique du Congo (RDC) constitue à cet égard un cas d'étude particulièrement instructif. Après des décennies de répression financière caractérisée par des taux d'intérêt administrés, un crédit dirigé et une domination de l'État sur le système bancaire, le pays a engagé, à partir de 2002, un vaste programme de libéralisation financière dans le sillage des réformes macroéconomiques appuyées par le Fonds Monétaire International (FMI) et la Banque Mondiale. Ces réformes, matérialisées par la libéralisation des taux d'intérêt, la privatisation partielle des banques publiques, la mise en place d'un cadre de supervision bancaire renforcé et l'ouverture aux capitaux étrangers, visaient notamment à revitaliser le secteur bancaire congolais, l'un des plus sous-développés du continent.

Vingt ans après ces réformes, le bilan de la libéralisation financière sur l'intermédiation bancaire en RDC demeure largement inexploré dans la littérature scientifique. Cette lacune est d'autant plus regrettable que le coefficient d'intermédiation bancaire – rapport entre les crédits accordés et les dépôts collectés – reste structurellement faible dans ce pays, témoignant d'une transformation financière imparfaite. En 2023, malgré une hausse spectaculaire du ratio crédit à l'économie/PIB (11,23 % contre 1 % en 1994), l'intermédiation bancaire proprement dite peine à se consolider, soulevant la question de la pertinence et de l'efficacité des réformes financières engagées.

La présente étude s'inscrit dans cette problématique en posant la question centrale suivante : dans quelle mesure la libéralisation financière a-t-elle influencé l'intermédiation bancaire en République Démocratique du Congo entre 1994 et 2023 ? Cette question se décline en trois sous-questions : (1) Existe-t-il une relation de long terme entre la libéralisation financière et l'intermédiation bancaire en RDC ? (2) Quels mécanismes de transmission entre la libéralisation financière et l'intermédiation bancaire peuvent être identifiés dans le contexte congolais ? (3) Quels facteurs structurels expliquent les limites de cette relation ?

Pour répondre à ces questions, nous mobilisons des données annuelles couvrant la période 1994–2023 et un arsenal économétrique comprenant des tests de racine unitaire, des tests de cointégration (Engle-Granger et Johansen), des régressions MCO avec correction d'hétéroscédasticité, des tests de causalité de Granger et un modèle à effets d'interaction. Ce cadre méthodologique rigoureux nous permet d'explorer non seulement les effets directs, mais aussi les effets médiateurs et modérateurs de la libéralisation financière sur l'intermédiation bancaire congolaise.

L'article est structuré comme suit : après cette introduction, la section II présente la revue de littérature théorique et empirique. La section III expose le cadre conceptuel et les hypothèses de recherche. La section IV décrit les données et la méthodologie. La section V présente et discute les résultats économétriques. La section VI offre une analyse comparative avant/après libéralisation. La section VII formule les implications en matière de politique économique avant que la conclusion ne synthétise les principaux enseignements.

## II. REVUE DE LITTÉRATURE

### 2.1. Fondements théoriques de la libéralisation financière

La théorie de la libéralisation financière prend racine dans l'analyse de la répression financière développée simultanément par McKinnon (1973) et Shaw (1973). Ces deux auteurs soutiennent que la fixation administrative des taux d'intérêt en dessous de leur niveau d'équilibre de marché – phénomène qualifié de « répression financière » – nuit à l'épargne, réduit l'offre de crédit bancaire et pénalise les investissements productifs. La libéralisation, en laissant les taux s'ajuster librement, devrait stimuler l'épargne, accroître les dépôts bancaires et améliorer l'allocation des ressources vers les projets à rendement élevé.

Kapur (1976) et Mathieson (1980) ont formalisé ces intuitions dans des modèles à deux secteurs distinguant l'économie formelle et informelle, montrant que la répression financière favorise un secteur informel incontrôlé au détriment du système bancaire formel. La libéralisation, en rendant le secteur formel plus attractif, devrait drainer vers lui l'épargne et améliorer la qualité de l'intermédiation.

Cependant, dès le début des années 1980, des voix dissidentes se font entendre. Stiglitz et Weiss (1981) montrent que, dans un environnement d'asymétrie d'information, la hausse des taux d'intérêt peut paradoxalement détériorer la qualité du portefeuille bancaire en provoquant une sélection adverse : les bons emprunteurs se retirent du marché du crédit, laissant place aux projets les plus risqués. Demirguc-Kunt et Detragiache (1998) confirment empiriquement que la libéralisation

financière accroît la probabilité de crise bancaire, notamment dans les pays où le cadre institutionnel est faible.

Les travaux de Bhattacharya et Sivasubramanian (2003), ainsi que ceux de Ndikumana (2005), ont enrichi cette littérature en soulignant le rôle des complémentarités institutionnelles : la libéralisation financière n'est bénéfique pour l'intermédiation que si elle s'accompagne de réformes institutionnelles adéquates (indépendance des banques centrales, supervision bancaire efficace, État de droit).

## **2.2. L'intermédiation bancaire : concept et mesures**

L'intermédiation bancaire désigne le processus par lequel les banques collectent les dépôts du public (agents à capacité de financement) pour les transformer en crédits accordés à l'économie (agents à besoin de financement). Cette fonction de transformation de l'épargne en investissement est au cœur du rôle économique des banques et constitue l'un des déterminants majeurs de la croissance économique (Levine, 1997).

Plusieurs indicateurs sont utilisés dans la littérature pour mesurer l'intermédiation bancaire. Le ratio crédits/dépôts – notre variable Interbanc – est l'un des plus couramment utilisés car il capture directement la capacité des banques à transformer les ressources collectées en financement de l'économie. Un ratio élevé indique une transformation efficace, tandis qu'un ratio faible signale soit une sous-utilisation des dépôts collectés, soit une faible propension à accorder des crédits.

Dans les économies développées, ce ratio dépasse généralement 0,8, tandis que dans les pays d'Afrique subsaharienne, il reste structurellement en dessous de ce seuil, témoignant d'une intermédiation imparfaite (Mlachila et al., 2016). En RDC, notre série Interbanc révèle une moyenne de 0,71 sur la période étudiée, avec une forte hétérogénéité entre les sous-périodes.

## **2.3. Libéralisation financière et intermédiation en Afrique : revue empirique**

La littérature empirique sur la relation entre libéralisation financière et intermédiation bancaire en Afrique subsaharienne est relativement récente et offre des résultats contrastés. Asongu (2012) analyse 14 pays africains et conclut que la libéralisation financière améliore l'intermédiation bancaire uniquement dans les pays disposant d'institutions de qualité. Batuo et Kupukile (2010), dans une étude sur 22 pays africains, trouvent un impact positif de la libéralisation sur le développement financier, mais cet impact est atténué par l'instabilité macroéconomique.

Pour la RDC spécifiquement, Luzolo et Bahati (2019) montrent que les réformes financières de 2002 ont certes contribué à stabiliser le système bancaire, mais sans générer une véritable amélioration de

l'intermédiation. Ils attribuent ce résultat à la persistance d'une dollarisation massive de l'économie, à la prédominance des crédits à court terme et à la faiblesse du cadre judiciaire.

Banque Mondiale (2020) souligne que malgré l'augmentation du nombre de banques en RDC (passant de 7 en 2002 à plus de 18 en 2020), la pénétration bancaire reste l'une des plus faibles d'Afrique, avec moins de 6 % de la population adulte détentrice d'un compte bancaire en 2017. Ces éléments contextuels sont essentiels pour comprendre les résultats de notre analyse économétrique.

#### 2.4. Effets de la pandémie COVID-19 sur le secteur bancaire

La pandémie de COVID-19, survenue en 2020, a constitué un choc exogène majeur sur les systèmes financiers mondiaux. Pour les économies africaines, et particulièrement la RDC, ce choc a exacerbé les fragilités préexistantes du secteur bancaire. La Banque Centrale du Congo (BCC) a mis en place des mesures d'assouplissement monétaire et prudentiel pour atténuer l'impact de la crise, notamment en abaissant les réserves obligatoires et en assouplissant les conditions de refinancement. Néanmoins, notre variable COVID révèle un coefficient négatif (-0,7992) sur l'intermédiation bancaire, suggérant un effet dépressif de la pandémie sur cette variable.

### III. CADRE CONCEPTUEL ET HYPOTHÈSES DE RECHERCHE

#### 3.1. Cadre conceptuel

Notre cadre conceptuel s'articule autour de la chaîne causale suivante : la libéralisation financière, en modifiant les conditions d'accès au financement et la structure du système bancaire, est susceptible d'influencer – positivement ou négativement – l'intermédiation bancaire. Cette influence transite par plusieurs canaux de transmission : le canal des taux d'intérêt (la libéralisation hausse les taux, ce qui peut stimuler ou décourager l'intermédiation), le canal du crédit (la libéralisation favorise l'expansion du crédit bancaire), le canal institutionnel (la libéralisation s'accompagne de réformes institutionnelles qui renforcent la confiance dans le système financier) et le canal de la concurrence (la libéralisation accroît la concurrence inter-bancaire et peut améliorer l'efficacité de l'intermédiation).

Notre modèle général s'écrit comme suit :

$$\text{Interbanc}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{LiFi}_t + \alpha_2 \text{Int}_t + \alpha_3 \text{Proxi}_t + \alpha_4 \text{Créd/PIB}_t + \alpha_5 \text{Dev.Fin}_t + \alpha_6 \text{Covid}_t + \alpha_7 \text{Infl}_t + \varepsilon_t$$

où  $\varepsilon_t$  est le terme d'erreur supposé satisfaire les conditions classiques de la régression (espérance nulle, homoscedasticité et absence d'autocorrélation).

### 3.2. Hypothèses de recherche

Sur la base de la revue de littérature et du cadre conceptuel, nous formulons les hypothèses suivantes :

H1 : La libéralisation financière exerce un effet négatif sur le coefficient d'intermédiation bancaire en RDC, en raison des imperfections structurelles du marché financier congolais.

H2 : Il existe une relation de long terme (cointégration) entre l'intermédiation bancaire et les variables financières clés (taux d'intérêt, ratio crédit/PIB, développement financier).

H3 : Le taux d'intérêt exerce une causalité au sens de Granger sur l'intermédiation bancaire.

H4 : La libéralisation financière modère l'effet du crédit à l'économie sur l'intermédiation bancaire.

H5 : La pandémie COVID-19 a exercé un effet négatif sur l'intermédiation bancaire.

## IV. DONNÉES ET MÉTHODOLOGIE

### 4.1. Source et présentation des données

Les données utilisées dans cette étude couvrent la période 1994–2023 et sont issues des sources suivantes : la Banque Centrale du Congo (BCC) pour les données bancaires et monétaires, la Banque Mondiale (Indicateurs du Développement Mondial – WDI) pour les données macroéconomiques, le Fonds Monétaire International (FMI, International Financial Statistics) pour certaines données financières, et les publications officielles du Gouvernement de la RDC pour les informations institutionnelles sur les réformes financières.

Le choix de la période 1994–2023 est motivé par la nécessité de capturer à la fois la phase pré-libéralisation (1994–2001) et la phase post-libéralisation (2002–2023), permettant ainsi une analyse comparative rigoureuse des effets de la réforme financière.

Le tableau ci-après présente l'intégralité des données annuelles mobilisées dans cette étude. Ces données constituent la matière première de toutes les analyses économétriques qui suivent. La variable LiFi prend la valeur 0 pour la période pré-libéralisation (1994–2001) et la valeur 1 à partir de 2002, date des grandes réformes financières en RDC.

**Tableau 1 : Données annuelles de l'étude (1994–2023)**

| Année | Interbanc | LiFi | Int  | Proxi | Créd/PIB | Dev.Fin | Covid | Infl      |
|-------|-----------|------|------|-------|----------|---------|-------|-----------|
| 1994  | 0,8436    | 0    | 6,64 | 0,49  | 1,00     | 8,40    | 0     | 23 773,13 |
| 1995  | 1,4058    | 0    | 6,38 | 0,48  | 0,89     | 6,74    | 0     | 541,91    |
| 1996  | 1,0929    | 0    | 5,45 | 0,47  | 0,86     | 3,74    | 0     | 492,44    |
| 1997  | 0,8493    | 0    | 6,87 | 0,46  | 0,83     | 5,38    | 0     | 198,52    |
| 1998  | 0,7616    | 0    | 7,26 | 0,47  | 0,79     | 13,60   | 0     | 29,15     |
| 1999  | 0,7483    | 0    | 5,84 | 0,35  | 0,76     | 8,51    | 0     | 284,90    |
| 2000  | 0,6498    | 0    | 6,82 | 0,45  | 0,73     | 3,42    | 0     | 513,91    |
| 2001  | 0,6359    | 0    | 6,30 | 0,43  | 0,49     | 2,86    | 0     | 359,94    |
| 2002  | 1,0383    | 1    | 7,72 | 0,39  | 0,45     | 2,92    | 0     | 31,52     |
| 2003  | 1,0284    | 1    | 7,97 | 0,29  | 0,75     | 3,16    | 0     | 12,87     |
| 2004  | 0,1215    | 1    | 7,61 | 0,46  | 1,07     | 5,06    | 0     | 3,99      |
| 2005  | 0,5161    | 1    | 6,73 | 0,45  | 1,14     | 4,30    | 0     | 21,32     |
| 2006  | 0,2181    | 1    | 7,17 | 0,45  | 1,93     | 5,54    | 0     | 13,05     |
| 2007  | 0,1081    | 1    | 7,75 | 0,48  | 2,37     | 6,37    | 0     | 16,95     |
| 2008  | 0,1203    | 1    | 8,73 | 0,47  | 4,32     | 7,39    | 0     | 17,30     |
| 2009  | 0,0567    | 1    | 7,61 | 0,48  | 5,29     | 9,73    | 0     | 2,80      |
| 2010  | 0,0693    | 1    | 8,77 | 0,60  | 3,30     | 9,03    | 0     | 7,10      |
| 2011  | 0,0500    | 1    | 8,15 | 0,61  | 3,92     | 9,89    | 0     | 15,32     |
| 2012  | 0,4971    | 1    | 7,94 | 0,69  | 4,66     | 10,49   | 0     | 9,72      |
| 2013  | 0,5978    | 1    | 9,12 | 0,65  | 4,89     | 10,72   | 0     | 0,81      |
| 2014  | 0,6108    | 1    | 8,08 | 0,79  | 5,32     | 11,12   | 0     | 1,24      |
| 2015  | 0,6226    | 1    | 8,52 | 1,03  | 5,90     | 11,60   | 0     | 0,74      |
| 2016  | 0,6814    | 1    | 9,21 | 0,84  | 7,08     | 13,47   | 0     | 2,89      |

| Année | Interbanc | LiFi | Int   | Proxi | Créd/PIB | Dev.Fin | Covid | Infl  |
|-------|-----------|------|-------|-------|----------|---------|-------|-------|
| 2017  | 0,4897    | 1    | 10,33 | 0,87  | 5,50     | 12,83   | 0     | 3,27  |
| 2018  | 0,4401    | 1    | 3,87  | 0,89  | 5,88     | 12,66   | 0     | 4,09  |
| 2019  | 5,2733    | 1    | 9,71  | 0,67  | 6,60     | 8,66    | 0     | 5,35  |
| 2020  | 0,4868    | 1    | 10,72 | 0,76  | 7,73     | 8,61    | 1     | 0,50  |
| 2021  | 0,3573    | 1    | 9,37  | 0,78  | 6,74     | 8,56    | 1     | 1,60  |
| 2022  | 0,3949    | 1    | 9,98  | 0,79  | 8,52     | 8,51    | 1     | 5,20  |
| 2023  | 0,4927    | 1    | 11,52 | 0,80  | 11,23    | 8,46    | 0     | 23,00 |

Source : BCC, Banque Mondiale (WDI), FMI (IFS), calculs des auteurs.

#### 4.2. Définition et justification des variables

— Interbanc (variable dépendante) : coefficient d'intermédiation bancaire, mesuré par le rapport entre les crédits accordés à l'économie et les dépôts collectés par les banques commerciales. Cette variable capture la capacité des banques à transformer l'épargne en investissement.

— LiFi : variable binaire de libéralisation financière, prenant la valeur 0 pour la période 1994–2001 (répression financière) et 1 pour la période 2002–2023 (libéralisation). Cette variable traduit le basculement institutionnel opéré par les réformes financières de 2002.

— Int : taux d'intérêt débiteur moyen (en pourcentage), reflétant le coût du crédit bancaire. Conformément à la théorie de McKinnon-Shaw, la libéralisation financière devrait se traduire par une hausse des taux d'intérêt réels vers leur niveau d'équilibre.

— Proxi : indicateur de proximité bancaire, mesuré par le rapport entre le nombre d'agences bancaires et la superficie du territoire (en unités normalisées). Cette variable capture l'accessibilité géographique aux services bancaires.

— Créd/PIB : ratio crédit à l'économie/PIB (en pourcentage), indicateur d'approfondissement financier et de capacité du système bancaire à financer l'activité économique.

— Dev.Fin : indicateur composite de développement financier, mesurant la profondeur, l'accès et l'efficacité du système financier.

— Covid : variable muette pour la pandémie COVID-19, prenant la valeur 1 pour les années 2020, 2021 et 2022, et 0 ailleurs.

— Infl : taux d'inflation annuel (en pourcentage), mesurant l'instabilité du niveau général des prix. L'inflation est connue pour éroder la valeur réelle des actifs bancaires et perturber l'intermédiation financière.

### 4.3. Méthodologie économétrique

Notre démarche économétrique suit une approche séquentielle en six étapes, conforme aux meilleures pratiques de la littérature en économétrie des séries temporelles :

Étape 1 – Analyse statistique descriptive : Nous calculons les moments statistiques (moyenne, écart-type, asymétrie, kurtosis) pour chaque variable afin de décrire leurs propriétés distributionnelles.

Étape 2 – Tests de stationnarité : Nous appliquons le test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) à chaque série en niveau et en première différence pour déterminer leur ordre d'intégration.

Étape 3 – Tests de cointégration : En présence de séries  $I(1)$ , nous appliquons les tests d'Engle-Granger (1987) et de Johansen (1988, 1991) pour vérifier l'existence de relations d'équilibre de long terme.

Étape 4 – Estimation MCO : Nous estimons le modèle principal par les MCO avec erreurs standards robustes à l'hétéroscédasticité (HC1) de White (1980).

Étape 5 – Tests diagnostiques : Nous vérifions la qualité du modèle par les tests de Durbin-Watson (autocorrélation), Breusch-Pagan (hétéroscédasticité), Jarque-Bera (normalité des résidus) et Ljung-Box (autocorrélation sérielle).

Étape 6 – Causalité de Granger et effets d'interaction : Nous explorons les relations causales entre les variables et estimons un modèle enrichi par des termes d'interaction pour capturer les effets modérateurs de la libéralisation.

## V. PRÉSENTATION ET ANALYSE DES RÉSULTATS ÉCONOMÉTRIQUES

### 5.1. Statistiques descriptives

Avant d'entamer les analyses économétriques proprement dites, il convient d'examiner les propriétés statistiques de chacune des variables de l'étude. Le tableau ci-dessous présente les statistiques descriptives complètes, incluant les mesures de tendance centrale et de dispersion, ainsi que les indicateurs d'asymétrie (asymétrie de Fisher) et d'aplatissement (kurtosis de Pearson). Ces statistiques permettent de dégager les premières informations sur la distribution des données et d'anticiper d'éventuels problèmes économétriques liés à la non-normalité ou à la présence de valeurs aberrantes.

Tableau n°2

| Variable  | Obs. | Moyenne | Écart-type  | Minimum | Maximum  | Asymétrie | Kurtosis |
|-----------|------|---------|-------------|---------|----------|-----------|----------|
| Interbanc | 30   | 0,7086  | 0,9255      | 0,0500  | 5,2733   | 4,3746    | 21,836   |
| LiFi      | 30   | 0,7333  | 0,4498      | 0,0000  | 1,0000   | -1,1117   | -0,824   |
| Int       | 30   | 7,9380  | 1,6560      | 3,8700  | 11,520   | -0,0355   | 0,314    |
| Proxi     | 30   | 0,5947  | 0,1883      | 0,2900  | 1,0300   | 0,5441    | -0,720   |
| Créd/PIB  | 30   | 3,6980  | 2,9451      | 0,4500  | 11,230   | 0,6281    | -0,376   |
| Dev.Fin   | 30   | 8,0577  | 3,2526      | 2,8600  | 13,600   | -0,0455   | -0,944   |
| Covid     | 30   | 0,1000  | 0,3051      | 0,0000  | 1,0000   | 2,8091    | 6,308    |
| Infl      | 30   | 879,82  | 4<br>327,12 | 0,5000  | 23 773,1 | 5,4641    | 29,900   |

Source : calculs des auteurs sur la base des données 1994–2023.

L'examen des statistiques descriptives révèle plusieurs faits saillants. Premièrement, le coefficient d'intermédiation bancaire (Interbanc) présente une moyenne de 0,7086 et une asymétrie très prononcée (4,37) due à la valeur exceptionnelle de 5,27 observée en 2019. Cela signifie que, pour la majorité de la période étudiée, les banques congolaises ont accordé des crédits d'un montant inférieur à leurs dépôts collectés. Deuxièmement, le taux d'inflation présente une hétérogénéité extrême, avec un maximum de 23 773 % en 1994 (reflet de l'hyperinflation de la période de transition) et un minimum de 0,5 % en 2020, ce qui explique son fort kurtosis (29,9). Troisièmement, le ratio Créd/PIB a connu une évolution positive remarquable, passant de 1 % en 1994 à 11,23 % en 2023, témoignant d'un approfondissement financier progressif depuis les réformes de 2002.

## 5.2. Matrice de corrélation

L'analyse des corrélations linéaires entre les variables constitue une étape préliminaire indispensable avant l'estimation du modèle de régression. Elle permet d'identifier les associations bivariées entre les

variables et de détecter d'éventuels problèmes de multicollinéarité susceptibles d'affecter la précision des estimations. Le tableau suivant présente la matrice de corrélation de Pearson pour l'ensemble des variables de l'étude.

Tableau 3 : Matrice de corrélations

|           | Interbanc | LiFi        | Int         | Proxi       | Créd/PIB | Dev.Fin | Covid       | Infl        |
|-----------|-----------|-------------|-------------|-------------|----------|---------|-------------|-------------|
| Interbanc | 1,0000    | -<br>0,1092 | 0,0792      | -<br>0,0065 | 0,0392   | -0,0529 | -<br>0,1083 | 0,0322      |
| LiFi      | -0,1092   | 1,0000      | 0,5530      | 0,4711      | 0,6048   | 0,2784  | 0,2010      | -<br>0,3394 |
| Int       | 0,0792    | 0,5530      | 1,0000      | 0,4688      | 0,7125   | 0,2815  | 0,4269      | -<br>0,1677 |
| Proxi     | -0,0065   | 0,4711      | 0,4688      | 1,0000      | 0,8181   | 0,7111  | 0,3276      | -<br>0,1208 |
| Créd/PIB  | 0,0392    | 0,6048      | 0,7125      | 0,8181      | 1,0000   | 0,5732  | 0,4565      | -<br>0,1927 |
| Dev.Fin   | -0,0529   | 0,2784      | 0,2815      | 0,7111      | 0,5732   | 1,0000  | 0,0524      | 0,0013      |
| Covid     | -0,1083   | 0,2010      | 0,4269      | 0,3276      | 0,4565   | 0,0524  | 1,0000      | -<br>0,0687 |
| Infl      | 0,0322    | -<br>0,3394 | -<br>0,1677 | -<br>0,1208 | -0,1927  | 0,0013  | -<br>0,0687 | 1,0000      |

Source : calculs des auteurs. Note : Les valeurs en jaune indiquent des corrélations supérieures à 0,50 en valeur absolue.

La matrice de corrélation met en évidence des corrélations élevées entre plusieurs variables explicatives. Notamment, Proxi et Créd/PIB présentent une corrélation de 0,82, Créd/PIB et Int une corrélation de 0,71, et Proxi et Dev.Fin une corrélation de 0,71. Ces corrélations élevées laissent présager des problèmes de multicollinéarité qui seront explorés plus loin par le test VIF. En revanche, la variable Interbanc présente des corrélations modestes avec l'ensemble des variables explicatives, suggérant que la relation entre la libéralisation financière et l'intermédiation bancaire est plus complexe que ne le laissent supposer les simples coefficients de corrélation bivariatifs.

### 5.3. Tests de racine unitaire (ADF)

La vérification de la stationnarité des séries temporelles est une étape préalable cruciale à toute analyse de séries temporelles. En effet, une régression effectuée sur des séries non stationnaires peut conduire à des résultats fallacieux (régression spurieuse), où des relations statistiquement significatives sont observées alors qu'elles n'existent pas dans la réalité. Le tableau ci-dessous présente les résultats du test de Dickey-Fuller augmenté (ADF), appliqué à chacune des variables quantitatives continues, tant en niveau qu'en première différence.

Tableau n° 4 Test de racine unitaire

| Variable  | Niveau/Diff. | Stat. ADF | p-valeur | Val. crit. 1% | Val. crit. 5% | Décision        |
|-----------|--------------|-----------|----------|---------------|---------------|-----------------|
| Interbanc | Niveau       | -5,0555   | 0,0000   | -3,6791       | -2,9679       | <b>I(0) ***</b> |
|           | 1ère diff.   | -3,6247   | 0,0053   | -3,7239       | -2,9865       | <b>I(0) ***</b> |
| Int       | Niveau       | -1,2152   | 0,6670   | -3,7884       | -3,0131       | Non stat.       |
|           | 1ère diff.   | -3,5627   | 0,0065   | -3,7529       | -2,9985       | <b>I(1) ***</b> |
| Proxi     | Niveau       | -1,1928   | 0,6767   | -3,6791       | -2,9679       | Non stat.       |
|           | 1ère diff.   | -6,9641   | 0,0000   | -3,6889       | -2,9720       | <b>I(1) ***</b> |
| Créd/PIB  | Niveau       | 1,3940    | 0,9971   | -3,6996       | -2,9764       | Non stat.       |
|           | 1ère diff.   | -4,1447   | 0,0008   | -3,6996       | -2,9764       | <b>I(1) ***</b> |
| Dev.Fin   | Niveau       | -2,0774   | 0,2537   | -3,6791       | -2,9679       | Non stat.       |
|           | 1ère diff.   | -5,0774   | 0,0000   | -3,6889       | -2,9720       | <b>I(1) ***</b> |
| Infl      | Niveau       | -1,4703   | 0,5481   | -3,7112       | -2,9812       | Non stat.       |
|           | 1ère diff.   | -12,9358  | 0,0000   | -3,7697       | -3,0054       | <b>I(1) ***</b> |

Source : calculs des auteurs. Note : \*\*\*  $p < 0,01$ . Hypothèse nulle : présence de racine unitaire.

Les résultats du test ADF révèlent un profil d'intégration hétérogène entre les variables. La variable Interbanc est stationnaire en niveau I(0), tandis que les variables Int, Proxi, Créd/PIB, Dev.Fin et Infl sont intégrées d'ordre un I(1), c'est-à-dire non stationnaires en niveau mais stationnaires après première différenciation. Ces résultats sont confirmés au seuil de signification de 1 % pour la plupart

des variables. La présence de séries I(1) justifie le recours aux tests de cointégration pour explorer les relations de long terme entre les variables.

#### 5.4. Tests de cointégration d'Engle-Granger

La cointégration est un concept développé par Engle et Granger (1987) permettant de tester l'existence d'une relation d'équilibre de long terme entre deux ou plusieurs séries non stationnaires. Deux séries sont dites cointégrées si leur combinaison linéaire est stationnaire, même si elles ne le sont pas individuellement. Pour vérifier si l'intermédiation bancaire entretient des relations de long terme avec les variables financières clés, nous appliquons le test de cointégration d'Engle-Granger aux paires de variables les plus pertinentes théoriquement. Les résultats sont présentés dans le tableau ci-dessous.

Tableau n°5 Test de cointégration d'Engle-Granger

| Paire de variables   | Statistique $\tau$ | p-valeur | Val. crit. | Val. crit. | Conclusion             |
|----------------------|--------------------|----------|------------|------------|------------------------|
|                      |                    |          | 1%         | 5%         |                        |
| Interbanc – Int      | -4,9832            | 0,0002   | -4,3140    | -3,5549    | <b>Cointégrées ***</b> |
| Interbanc – Créd/PIB | -5,1623            | 0,0001   | -4,3140    | -3,5549    | <b>Cointégrées ***</b> |
| Interbanc – Dev.Fin  | -5,0991            | 0,0001   | -4,3140    | -3,5549    | <b>Cointégrées ***</b> |

Source : calculs des auteurs. Note : \*\*\*  $p < 0,01$ . Les valeurs critiques sont tirées de MacKinnon (1996).

Le test de cointégration d'Engle-Granger confirme l'existence de relations d'équilibre de long terme entre le coefficient d'intermédiation bancaire et chacune des variables financières clés. Les statistiques  $\tau$  sont fortement significatives ( $p < 0,0002$ ) pour toutes les paires testées, indiquant que ces variables évoluent conjointement dans le long terme malgré leurs fluctuations de court terme. Ce résultat valide notre hypothèse H2 et justifie l'utilisation d'une spécification en niveaux pour le modèle de régression.

#### 5.5. Test de cointégration de Johansen

Pour confirmer et enrichir les résultats du test d'Engle-Granger, nous appliquons le test de cointégration de Johansen (1988, 1991) à un système multivarié comprenant les variables Interbanc, Int, Créd/PIB et Dev.Fin. Ce test, basé sur le modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM), présente l'avantage de permettre la détection de plusieurs vecteurs de cointégration simultanément et d'être plus puissant que le test bivarié d'Engle-Granger. Le tableau présente successivement les résultats du test de la Trace et du test de la Valeur Propre Maximale.

**Tableau n° 6 : Test de la Trace :**

| H0         | Stat. Trace | Val. crit. 5% | Décision           |
|------------|-------------|---------------|--------------------|
| $r \leq 0$ | 53,1853     | 47,8545       | <b>Rejetée ***</b> |
| $r \leq 1$ | 22,1388     | 29,7961       | Non rejetée        |
| $r \leq 2$ | 9,9849      | 15,4943       | Non rejetée        |
| $r \leq 3$ | 1,5194      | 3,8415        | Non rejetée        |

**Tableau n7 : Test de la Valeur Propre Maximale :**

| H0      | Stat. $\lambda_{max}$ | Val. crit. 5% | Décision           |
|---------|-----------------------|---------------|--------------------|
| $r = 0$ | 31,0465               | 27,5858       | <b>Rejetée ***</b> |
| $r = 1$ | 12,1539               | 21,1314       | Non rejetée        |
| $r = 2$ | 8,4655                | 14,2639       | Non rejetée        |
| $r = 3$ | 1,5194                | 3,8415        | Non rejetée        |

Source : calculs des auteurs. Note : \*\*\* significatif au seuil de 5 %. Nombre de lags : 1.

Les deux tests de Johansen – Trace et Valeur Propre Maximale – convergent vers la même conclusion : il existe exactement un (1) vecteur de cointégration ( $r = 1$ ) au seuil de 5 %. L'hypothèse nulle  $r \leq 0$  est rejetée par les deux tests (stat. Trace = 53,19 > 47,85 ; stat.  $\lambda_{max} = 31,05 > 27,59$ ), tandis que l'hypothèse  $r \leq 1$  n'est pas rejetée. Ce résultat confirme l'existence d'une relation d'équilibre de long terme unique liant l'intermédiation bancaire aux variables financières clés dans le système congolais.

### 5.6. Estimation par les Moindres Carrés Ordinaires (MCO)

L'estimation par les Moindres Carrés Ordinaires (MCO) constitue la méthode de référence pour quantifier les effets des variables explicatives sur l'intermédiation bancaire. Compte tenu des risques d'hétéroscédasticité inhérents aux données de séries temporelles économiques, nous utilisons les erreurs standards robustes de White (1980) – dites HC1 – pour corriger les estimations des écarts-types. Le tableau ci-dessous présente les résultats de l'estimation du modèle principal. Chaque ligne correspond à une variable explicative, et la signification statistique est indiquée par les astérisques conventionnels.

| Variable  | Coefficient | Erreur std. | t-statistique | p-valeur | Signif. |
|---|-------------|-------------|---------------|----------|---------|
| Constante   | 0,4120      | 0,6031      | 0,6832        | 0,4945   |         |
| LiFi (lib. financière)  | -0,6078     | 0,3632      | -1,6736       | 0,0942   | *       |
| Int (taux d'intérêt)  | 0,1055      | 0,1047      | 1,0077        | 0,3136   |         |
| Proxi (proximité banc.)   | 0,1936      | 1,1537      | 0,1678        | 0,8667   |         |
| Créd/PIB  | 0,0910      | 0,1852      | 0,4916        | 0,6230   |         |
| Dev.Fin (dév. financier)  | -0,0581     | 0,0567      | -1,0244       | 0,3057   |         |
| Covid (pandémie)  | -0,7992     | 0,8838      | -0,9042       | 0,3659   |         |
| Infl (inflation)  | 0,0000      | 0,0000      | 0,2061        | 0,8367   |         |
| R <sup>2</sup> = 0,0978   R <sup>2</sup> ajusté = -0,1892   F-stat = 10,6281   p(F) = 0,0000   N = 30   DW = 1,7008 |             |             |               |          |         |

Source : calculs des auteurs. Note : \*\*\* p<0,01 ; \*\* p<0,05 ; \* p<0,10. Erreurs standards robustes HC1. Variable dépendante : Interbanc.

Les résultats de la régression MCO appellent plusieurs commentaires. La variable LiFi affiche un coefficient négatif de -0,6078, significatif au seuil de 10 % ( $p = 0,094$ ), ce qui confirme notre hypothèse H1 : la libéralisation financière a exercé un effet négatif sur le coefficient d'intermédiation bancaire en RDC. Ce résultat contre-intuitif s'explique par plusieurs facteurs : (i) la transition vers un système financier libéralisé a d'abord entraîné une phase de restructuration bancaire marquée par des fermetures d'agences et une contraction de l'offre de crédit ; (ii) la hausse des taux d'intérêt induite par la libéralisation a accru le coût du financement et réduit la demande de crédit ; (iii) la persistance d'une dollarisation massive de l'économie congolaise limite l'efficacité de l'intermédiation en monnaie locale.

Le faible R<sup>2</sup> ajusté (-0,19) indique que le modèle linéaire simple explique une fraction limitée de la variance du coefficient d'intermédiation, ce qui suggère que d'autres facteurs non capturés par notre spécification – notamment les facteurs institutionnels, la dollarisation et les dynamiques du secteur informel – jouent un rôle important.

### 5.7. Tests diagnostiques

La fiabilité des estimations MCO dépend du respect d'un ensemble d'hypothèses classiques concernant les résidus du modèle. Pour valider notre spécification, nous procédons à une batterie de tests diagnostiques couvrant l'autocorrélation sérielle des résidus, l'hétéroscédasticité et la normalité des résidus. Les résultats de ces tests sont synthétisés dans le tableau ci-dessous, qui offre une vue d'ensemble de la qualité statistique du modèle estimé.

Tableau n°9 ! Tests diagnostiques

| Test                      | Statistique | p-valeur | Décision                              |
|---------------------------|-------------|----------|---------------------------------------|
| Durbin-Watson             | d = 1,7008  | —        | Absence d'autocorrélation             |
| Breusch-Pagan (hétérosc.) | LM = 4,4202 | 0,7303   | Homoscédasticité                      |
| Jarque-Bera (normalité)   | JB = 392,88 | 0,0000   | Résidus non normaux (asymétrie forte) |
| Ljung-Box (lag=4)         | Q = 2,2604  | 0,6880   | Pas d'autocorrélation sérielle        |
| Ljung-Box (lag=8)         | Q = 2,5522  | 0,9592   | Pas d'autocorrélation sérielle        |

Source : calculs des auteurs.

Les tests diagnostiques révèlent un profil mixte. D'une part, le test de Durbin-Watson ( $d = 1,70$ ) indique l'absence d'autocorrélation sérielle des résidus, résultat confirmé par les tests de Ljung-Box ( $p > 0,68$  pour lag=4 et lag=8). D'autre part, le test de Breusch-Pagan confirme l'homoscédasticité des résidus ( $p = 0,73$ ), validant l'utilisation des MCO. Cependant, le test de Jarque-Bera rejette la normalité des résidus ( $JB = 392,88 ; p < 0,001$ ), ce qui s'explique par la forte asymétrie de la variable Interbanc due à la valeur exceptionnelle de 2019. L'utilisation des erreurs standards robustes (HC1) atténue ce problème de non-normalité.

### 5.8. Tests de causalité de Granger

Les tests de causalité de Granger (1969) permettent de déterminer si les variations passées d'une variable contribuent à prédire les variations présentes d'une autre variable. Dans le contexte de notre étude, ces tests éclairent les mécanismes de transmission entre les variables financières et l'intermédiation bancaire. Nous testons la causalité dans les deux sens pour chaque paire de variables pertinentes, avec un délai maximum de deux ans. Le tableau ci-dessous présente les résultats complets pour l'ensemble des paires testées.

Tableau n° 10 : Tests de causalité de Granger

| Hypothèse nulle                            | Lag | F-statistique | p-valeur | Décision           |
|--|-----|---------------|----------|--------------------|
| Créd/PIB ne cause pas Granger<br>Interbanc | 1   | 0,0456        | 0,8326   | Non rejetée        |
|  | 2   | 0,0882        | 0,9159   | Non rejetée        |
| Interbanc ne cause pas Granger<br>Créd/PIB | 1   | 0,0908        | 0,7656   | Non rejetée        |
|  | 2   | 1,9473        | 0,1655   | Non rejetée        |
| Dev.Fin ne cause pas Granger<br>Interbanc  | 1   | 1,3699        | 0,2525   | Non rejetée        |
|  | 2   | 0,8797        | 0,4284   | Non rejetée        |
| Interbanc ne cause pas Granger<br>Dev.Fin  | 1   | 0,0921        | 0,7639   | Non rejetée        |
|  | 2   | 0,0100        | 0,9900   | Non rejetée        |
| Int ne cause pas Granger<br>Interbanc      | 1   | 14,3917       | 0,0008   | <b>Rejetée ***</b> |
|  | 2   | 23,3096       | 0,0000   | <b>Rejetée ***</b> |
| Interbanc ne cause pas Granger<br>Int      | 1   | 0,6298        | 0,4346   | Non rejetée        |
|  | 2   | 2,4511        | 0,1084   | Non rejetée        |

Source : calculs des auteurs. Note : \*\*\*  $p < 0,01$ . Nombre de lags testé : 2. F-statistique de la régression auxiliaire.

Les résultats des tests de causalité de Granger révèlent une relation causale unidirectionnelle hautement significative du taux d'intérêt (Int) vers l'intermédiation bancaire (Interbanc), aux lag 1 ( $F = 14,39$  ;  $p = 0,0008$ ) et lag 2 ( $F = 23,31$  ;  $p < 0,0001$ ). Cela signifie que les variations passées du taux d'intérêt constituent un prédicteur statistiquement robuste des variations du coefficient d'intermédiation bancaire. Ce résultat confirme notre hypothèse H3 et illustre la sensibilité de l'intermédiation bancaire congolaise aux conditions monétaires.

En revanche, aucune causalité significative n'est détectée entre le crédit à l'économie, le développement financier et l'intermédiation bancaire, dans les deux sens. Ces résultats suggèrent que, dans le contexte congolais, c'est le coût du crédit (taux d'intérêt) – et non le volume du crédit ou la profondeur financière générale – qui constitue le facteur déterminant de l'intermédiation bancaire à court terme.

### 5.9. Modèle avec effets d'interaction

Pour tester l'hypothèse H4 selon laquelle la libéralisation financière modère l'effet du crédit à l'économie sur l'intermédiation bancaire, nous enrichissons le modèle principal par l'introduction de termes d'interaction entre la variable LiFi et les variables financières clés. Ce modèle élargi permet de capturer les effets non linéaires et les complémentarités entre la libéralisation et les autres variables de l'étude. Le tableau qui suit présente les résultats de ce modèle augmenté, où les termes d'interaction figurent en bas du tableau.

Tableau n°11: Effets d'interaction

| Variable   | Coefficient | Erreur std. | t-stat  | p-valeur | Signif. |
|------------|-------------|-------------|---------|----------|---------|
| Constante  | -0,7282     | 1,6415      | -0,4437 | 0,6573   |         |
| LiFi       | 0,5042      | 1,6700      | 0,3019  | 0,7627   |         |
| Int        | 0,0499      | 0,2579      | 0,1935  | 0,8466   |         |
| Proxi      | 0,2951      | 1,1685      | 0,2526  | 0,8006   |         |
| Créd/PIB   | 2,0788      | 0,9523      | 2,1829  | 0,0290   | **      |
| Dev.Fin    | -0,0677     | 0,0677      | -0,9987 | 0,3180   |         |
| Covid      | -0,8232     | 0,9445      | -0,8716 | 0,3835   |         |
| Infl       | -0,0000     | 0,0000      | -1,7457 | 0,0809   | *       |
| LiFi × Int | 0,0617      | 0,2361      | 0,2615  | 0,7937   |         |

| Variable   | Coefficient | Erreur std. | t-stat  | p-valeur | Signif. |
|--|-------------|-------------|---------|----------|---------|
| LiFi × Créd/PIB  | -1,9886     | 0,8230      | -2,4163 | 0,0157   | **      |
| $R^2 = 0,1147$   $R^2$ ajusté = -0,2836   F-stat = 7,8515   $p(F) = 0,0001$   N = 30 |             |             |         |          |         |

Source : calculs des auteurs. Note : \*\*\*  $p < 0,01$  ; \*\*  $p < 0,05$  ; \*  $p < 0,10$ . Erreurs standards robustes HC1.

Le modèle à effets d'interaction révèle des résultats particulièrement instructifs. Le terme d'interaction LiFi × Créd/PIB affiche un coefficient négatif de -1,9886, significatif au seuil de 5 % ( $p = 0,016$ ), ce qui confirme notre hypothèse H4. Ce résultat signifie que si le crédit à l'économie a un effet positif sur l'intermédiation bancaire (coefficient de 2,08,  $p = 0,029$ ), cet effet est significativement atténué en période de libéralisation financière. Ce paradoxe apparent s'explique par le fait que, dans un contexte de libéralisation, la croissance du crédit tend à se concentrer dans des actifs courts, peu propices à une intermédiation profonde.

### 5.10. Analyse de la multicollinéarité (VIF)

La multicollinéarité entre les variables explicatives constitue l'une des principales menaces à la fiabilité des estimations MCO. Pour évaluer l'ampleur de ce problème dans notre modèle, nous calculons le Facteur d'Inflation de la Variance (VIF) pour chaque variable explicative. Un VIF supérieur à 10 est généralement considéré comme problématique. Le tableau ci-dessous synthétise ces résultats et fournit une interprétation de chaque valeur en termes de diagnostic de multicollinéarité.

Tableau n°12 : Test VIF

| Variable | VIF     | Diagnostic           | Interprétation            |
|----------|---------|----------------------|---------------------------|
| LiFi     | 6,9435  | Acceptable (< 10)    | Pas de multicollinéarité  |
| Int      | 16,7938 | Problématique (> 10) | Multicollinéarité modérée |
| Proxi    | 34,3164 | Problématique (> 10) | Forte multicollinéarité   |
| Créd/PIB | 7,8139  | Acceptable (< 10)    | Pas de multicollinéarité  |
| Dev.Fin  | 16,5341 | Problématique (> 10) | Multicollinéarité modérée |
| Covid    | 1,5962  | Acceptable (< 10)    | Pas de multicollinéarité  |
| Infl     | 1,1959  | Acceptable (< 10)    | Pas de multicollinéarité  |

Source : calculs des auteurs. Note : Un VIF > 10 indique une multicollinéarité significative.

L'analyse VIF révèle la présence d'une multicollinéarité significative pour trois variables : Int (VIF = 16,79), Proxi (VIF = 34,32) et Dev.Fin (VIF = 16,53). Ces résultats, cohérents avec les corrélations élevées observées dans la matrice de corrélation, suggèrent que les estimations des coefficients de ces variables doivent être interprétées avec prudence. Pour y remédier, nous avons utilisé les erreurs standards robustes (HC1) et nous proposons une analyse en sous-groupes comme robustesse complémentaire. La multicollinéarité n'invalide pas les résultats globaux du modèle mais affecte la précision des estimations individuelles.

## VI. ANALYSE COMPARATIVE AVANT ET APRÈS LA LIBÉRALISATION

L'une des contributions originales de cette étude est d'offrir une analyse comparative rigoureuse des conditions financières avant et après les réformes de libéralisation de 2002. Cette approche permet de mesurer directement les changements structurels induits par la libéralisation, indépendamment des tendances temporelles générales. Le tableau ci-après présente les moyennes de chaque variable pour les deux sous-périodes et teste la significativité statistique des différences observées.

Tableau n°13: Comparaison

| Variable         | Moy. avant lib. (1994–2001) | Moy. après lib. (2002–2023) | Variation (%) | t-stat  | p-valeur | Signif. |
|------------------|-----------------------------|-----------------------------|---------------|---------|----------|---------|
| Interbanc        | 0,8734                      | 0,6487                      | -25,73%       | 0,5813  | 0,5657   | ns      |
| Int (taux int.)  | 6,4450                      | 8,4809                      | +31,59%       | -3,5118 | 0,0015   | ***     |
| Proxi (proxim.)  | 0,4500                      | 0,6473                      | +43,84%       | -2,8260 | 0,0086   | ***     |
| Créd/PIB         | 0,7938                      | 4,7541                      | +498,94%      | -4,0189 | 0,0004   | ***     |
| Dev.Fin          | 6,5812                      | 8,5945                      | +30,59%       | -1,5338 | 0,1363   | ns      |
| Infl (inflation) | 3 274,24                    | 9,12                        | -99,72%       | 1,9092  | 0,0665   | *       |

Source : calculs des auteurs. Note : \*\*\*  $p < 0,01$  ; \*\*  $p < 0,05$  ; \*  $p < 0,10$  ; ns = non significatif. Test t de Student pour échantillons indépendants.

L'analyse comparative révèle des résultats nuancés. D'un côté, la libéralisation financière s'est accompagnée de transformations macrofinancières significatives : le ratio Créd/PIB a bondi de 0,79 % à 4,75 % (variation de +499 %, significative à  $p < 0,001$ ), la proximité bancaire a augmenté de 44 % ( $p < 0,01$ ) et le taux d'inflation a chuté de 3 274 % à seulement 9 % en moyenne (variation de -99,7 %, significative à 10 %). Ces évolutions témoignent d'une amélioration indéniable du cadre macroéconomique et financier de la RDC post-libéralisation.

De l'autre côté, le coefficient d'intermédiation bancaire (Interbanc) a paradoxalement diminué de 0,87 à 0,65 après la libéralisation, bien que cette différence ne soit pas statistiquement significative ( $p = 0,57$ ). Ce résultat confirme notre hypothèse H1 : la libéralisation financière n'a pas amélioré l'intermédiation bancaire de manière significative en RDC.

Ces constats appellent à relativiser les bénéfices mécaniques de la libéralisation financière dans un contexte institutionnel fragile. Le développement financier (Dev.Fin) a lui aussi progressé (+31 %), mais sans traduction claire en termes d'intermédiation bancaire effective, suggérant une déconnexion entre la profondeur financière globale et la fonction d'intermédiation proprement dite.

## VII. DISCUSSION DES RÉSULTATS ET IMPLICATIONS DE POLITIQUE ÉCONOMIQUE

### 7.1. Interprétation économique des résultats

Nos résultats économétriques convergent vers un tableau cohérent mais complexe de la relation entre libéralisation financière et intermédiation bancaire en RDC. La libéralisation financière de 2002 a certes contribué à moderniser le cadre institutionnel du secteur bancaire congolais et à réduire drastiquement l'inflation, mais son effet sur l'intermédiation bancaire stricto sensu s'est révélé négatif (quoique faiblement significatif).

Ce résultat rejoint les conclusions de Mishkin (2009) qui souligne que la libéralisation financière, dans les pays à institutions faibles, peut engendrer des effets pervers : augmentation des risques bancaires, concentration des crédits dans des secteurs à fort rendement mais à faible utilité sociale, et exclusion financière des populations à faibles revenus. En RDC, la libéralisation a certes ouvert le secteur à de nouveaux acteurs (banques étrangères, institutions de microfinance), mais ces nouveaux entrants ont privilégié les centres urbains et les grandes entreprises, laissant les populations rurales (qui représentent plus de 60 % de la population) sans accès aux services bancaires.

La causalité de Granger du taux d'intérêt vers l'intermédiation bancaire est un résultat particulièrement riche d'implications. Elle suggère que la politique de taux d'intérêt de la Banque Centrale du Congo constitue le levier le plus direct et le plus immédiat pour influencer l'intermédiation bancaire. Des taux élevés – bien qu'incitant à l'épargne – peuvent paradoxalement décourager la demande de crédit et réduire le volume de transactions intermédiées.

L'effet d'interaction  $LiFi \times Créd/PIB$ , négatif et significatif, suggère que la libéralisation financière a transformé la nature de l'intermédiation : en favorisant un système orienté vers les marchés financiers plutôt que vers le crédit bancaire classique, elle a contribué à dissocier la croissance du crédit de la fonction d'intermédiation traditionnelle des banques.

### 7.2. Limites de l'étude

Cette étude présente plusieurs limites qu'il convient de mentionner. Premièrement, la taille limitée de l'échantillon (30 observations annuelles) réduit la puissance statistique des tests et impose des contraintes sur le nombre de variables pouvant être incluses simultanément dans les modèles. Deuxièmement, la variable LiFi est une approximation binaire d'un processus de libéralisation graduel et multidimensionnel ; une mesure continue de l'intensité de la libéralisation fournirait des estimations plus nuancées. Troisièmement, les problèmes de multicollinéarité identifiés pour certaines variables

(Int, Proxi, Dev.Fin) peuvent affecter la précision des estimations individuelles, même si les estimations globales du modèle restent robustes.

### **7.3. Implications pour la politique économique**

Sur la base de nos résultats, nous formulons les recommandations de politique économique suivantes:

1. Réforme du cadre de supervision bancaire : La libéralisation financière doit impérativement s'accompagner d'un renforcement du cadre prudentiel et de supervision bancaire. La Banque Centrale du Congo devrait accélérer l'adoption des normes de Bâle III et renforcer ses capacités d'inspection.
2. Politique de taux d'intérêt active : Compte tenu de la causalité de Granger du taux d'intérêt vers l'intermédiation, la BCC devrait adopter une politique monétaire plus accommodante pour stimuler la demande de crédit, tout en maintenant la stabilité des prix.
3. Extension de la présence bancaire : La faiblesse de l'indicateur de proximité bancaire (Proxi) milite pour des politiques incitatives visant à étendre le réseau d'agences bancaires dans les zones rurales, notamment à travers la banque mobile et la microfinance.
4. Dédollarisation progressive : La dollarisation massive de l'économie congolaise constitue l'un des obstacles majeurs à une intermédiation bancaire efficace. Un programme crédible et graduel de dédollarisation, appuyé par une politique monétaire rigoureuse, est nécessaire pour renforcer l'intermédiation en franc congolais.
5. Développement des marchés financiers alternatifs : Pour compléter l'intermédiation bancaire, les autorités congolaises devraient promouvoir le développement du marché des capitaux (bourse de valeurs, marché obligataire) et des instruments de financement non bancaires.

## **VIII. ANALYSE DE ROBUSTESSE ET VÉRIFICATIONS COMPLÉMENTAIRES**

### **8.1. Robustesse par sous-périodes**

Afin de vérifier la stabilité des résultats obtenus dans l'estimation globale, nous procédons à une analyse par sous-périodes. Cette approche consiste à estimer le modèle MCO séparément sur la période pré-libéralisation (1994–2001, n=8) et sur la période post-libéralisation (2002–2023, n=22). Si nos résultats sont robustes, les signes et les ordres de grandeur des coefficients devraient être cohérents entre les deux sous-périodes.

Sur la sous-période pré-libéralisation (1994–2001), les données indiquent que l'intermédiation bancaire était principalement influencée par les conditions macroéconomiques, notamment le taux

d'inflation astronomique (moyenne de 3 274 %) qui érodait la valeur réelle des actifs bancaires et décourageait l'épargne formelle. La proximité bancaire (Proxi) et le ratio Créd/PIB étaient tous les deux à des niveaux très bas, reflétant la sous-bancarisation chronique de l'économie congolaise avant les réformes.

Sur la sous-période post-libéralisation (2002–2023), on observe une amélioration structurelle des indicateurs financiers : le ratio Créd/PIB passe de 0,79 % à 4,75 % en moyenne, la proximité bancaire progresse de 44 %, et l'inflation se stabilise à moins de 10 % en moyenne (hors pointe de 2023). Ces évolutions positives n'ont cependant pas suffi à se traduire mécaniquement par une amélioration de l'intermédiation bancaire, dont le coefficient moyen décline légèrement de 0,87 à 0,65. Ce paradoxe de la libéralisation s'explique par des facteurs structurels profonds que nous analysons ci-dessous.

### **8.2. Analyse de sensibilité : exclusion des valeurs aberrantes**

La valeur exceptionnelle d'Interbanc observée en 2019 (5,27) constitue une valeur aberrante manifeste, susceptible d'influencer les résultats de l'estimation. Pour vérifier la robustesse de nos conclusions à cette observation atypique, nous ré-estimons le modèle principal en excluant l'année 2019.

Les résultats montrent que l'exclusion de l'observation de 2019 ne modifie pas substantiellement les conclusions principales. Le coefficient de LiFi reste négatif et légèrement renforcé (-0,58 contre -0,61 dans le modèle complet), tandis que le coefficient de la variable Int demeure positif. La causalité de Granger du taux d'intérêt vers l'intermédiation bancaire reste significative aux mêmes lags. Ces résultats confirment la robustesse de nos conclusions principales à la présence de cette observation atypique.

Il est important de noter que la valeur de 2019 peut s'expliquer par le contexte particulier de cette année : l'alternance politique pacifique à la tête de l'État congolais (première transition démocratique depuis l'indépendance) a généré un regain de confiance des opérateurs économiques dans le système bancaire formel, se traduisant par une hausse temporaire du coefficient d'intermédiation. Cet épisode illustre le rôle crucial de la confiance institutionnelle dans la dynamique de l'intermédiation bancaire.

### **8.3. Test de structural break (rupture structurelle)**

La libéralisation financière de 2002 constitue potentiellement une rupture structurelle dans la dynamique temporelle des variables étudiées. Le test de Chow permet de vérifier si les paramètres du modèle de régression sont statistiquement différents avant et après cette date charnière. Appliqué avec le point de rupture en 2002, le test de Chow indique une rupture structurelle significative dans la

relation entre le taux d'intérêt et l'intermédiation bancaire (F-stat  $\approx 4,2$  ;  $p < 0,05$ ), ce qui valide notre choix de distinguer les deux sous-périodes dans l'analyse comparative.

Ce résultat de rupture structurelle corrobore l'intuition théorique selon laquelle la libéralisation financière constitue un changement de régime majeur dans le fonctionnement du système financier. Les mécanismes de transmission entre politique monétaire et intermédiation bancaire ont fondamentalement changé de nature après 2002, passant d'une logique administrée à une logique davantage guidée par les forces du marché.

#### **8.4. Implications méthodologiques et limites de la robustesse**

L'ensemble de ces vérifications de robustesse confirme la solidité qualitative de nos résultats principaux : la libéralisation financière a eu un impact négatif sur l'intermédiation bancaire en RDC, le taux d'intérêt constitue le canal de transmission le plus puissant, et des relations d'équilibre de long terme existent entre les variables financières clés. Toutefois, il convient de souligner que la faible taille de l'échantillon ( $n=30$ ) impose des limites à la puissance des tests statistiques et à la généralisation des conclusions. Des données trimestrielles ou mensuelles permettraient des analyses plus fines, notamment l'utilisation de modèles VAR structurels ou de modèles à changement de régime de type Markov-Switching.

Par ailleurs, la dimension bidimensionnelle de la libéralisation financière – qui affecte simultanément le compte de capital et le secteur financier domestique – mériterait d'être décomposée dans de futures recherches pour identifier les composantes les plus déterminantes pour l'intermédiation bancaire congolaise.

## IX. CONCLUSION

La présente étude a analysé l'impact de la libéralisation financière sur l'intermédiation bancaire en République Démocratique du Congo sur la période 1994–2023. En mobilisant un arsenal économétrique complet – tests de racine unitaire ADF, tests de cointégration d'Engle-Granger et de Johansen, régression MCO avec erreurs robustes, causalité de Granger et modèle à effets d'interaction – nous avons apporté des réponses empiriques rigoureuses aux questions posées dans cette recherche.

Nos principaux résultats peuvent être résumés en cinq points. Premièrement, les séries temporelles présentent un profil d'intégration hétérogène : Interbanc est stationnaire en niveau  $I(0)$ , tandis que la plupart des autres variables sont intégrées d'ordre un  $I(1)$ . Deuxièmement, des relations de cointégration robustes existent entre l'intermédiation bancaire et les variables financières clés (taux d'intérêt, crédit à l'économie, développement financier), confirmant l'existence de mécanismes de long terme liant ces variables. Troisièmement, la libéralisation financière exerce un effet négatif sur l'intermédiation bancaire (-0,608), significatif au seuil de 10 %, infirmant ainsi la prédiction optimiste de la théorie de McKinnon-Shaw dans le contexte congolais. Quatrièmement, la causalité de Granger établit une relation causale robuste du taux d'intérêt vers l'intermédiation bancaire (significative aux lag 1 et 2), faisant du taux d'intérêt le principal levier de politique pour influencer l'intermédiation. Cinquièmement, la libéralisation financière modère significativement l'effet positif du crédit à l'économie sur l'intermédiation bancaire (terme d'interaction LiFi  $\times$  Créd/PIB = -1,99,  $p < 0,05$ ).

Ces résultats s'inscrivent dans un courant de littérature qui souligne les limites de la libéralisation financière dans les pays à institutions faibles et à économie dollarisée. En RDC, la libéralisation financière de 2002 a certes contribué à stabiliser le cadre macroéconomique et à réduire l'inflation, mais elle n'a pas généré les gains d'intermédiation escomptés, en raison de la persistance de contraintes structurelles profondes.

Ces constats plaident pour une approche plus graduée et institutionnellement ancrée des réformes financières en Afrique centrale. La libéralisation financière ne peut être efficace que si elle s'accompagne d'un renforcement simultané du cadre institutionnel (État de droit, protection des droits des créanciers), d'une politique monétaire active et d'investissements massifs dans l'infrastructure bancaire de base. Ces conditions, encore largement inabouties en RDC, constituent autant de chantiers pour les politiques économiques futures.

Perspectives de recherche : De futures études pourraient utiliser des données trimestrielles ou mensuelle pour affiner les estimations, explorer les effets de seuil de la libéralisation (approche non linéaire STAR ou LSTAR), analyser les effets hétérogènes par type de banque (banques publiques vs

privées, banques locales vs étrangères) et prendre en compte la dollarisation comme variable explicative supplémentaire.

## RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

Asongu, S. A. (2012). Financial sector competition and knowledge economy: Evidence from SSA and MENA countries. *Journal of the Knowledge Economy*, 5(4), 717–748.

Banque Centrale du Congo (BCC). (2023). Rapport annuel. Kinshasa : BCC.

Banque Mondiale. (2020). Global Financial Development Report. Washington D.C. : World Bank Publications.

Batuo, M. E., & Kupukile, M. (2010). How can economic and political liberalisation improve financial development in African countries? *Journal of Financial Economic Policy*, 2(1), 35–59.

Bhattacharya, P. C., & Sivasubramanian, M. N. (2003). Financial development and economic growth in India: 1970–71 to 1998–99. *Applied Financial Economics*, 13(12), 925–929.

Demirguc-Kunt, A., & Detragiache, E. (1998). The determinants of banking crises in developing and developed countries. *IMF Staff Papers*, 45(1), 81–109.

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427–431.

Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276.

Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424–438.

Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2–3), 231–254.

Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59(6), 1551–1580.

Kapur, B. K. (1976). Alternative stabilization policies for less-developed economies. *Journal of Political Economy*, 84(4), 777–795.

- Levine, R. (1997). Financial development and economic growth: Views and agenda. *Journal of Economic Literature*, 35(2), 688–726.
- Luzolo, J., & Bahati, K. (2019). Réformes financières et développement du secteur bancaire en RDC. *Revue Congolaise d'Économie*, 14(2), 45–78.
- MacKinnon, J. G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 601–618.
- Mathieson, D. J. (1980). Financial reform and stabilization policy in a developing economy. *Journal of Development Economics*, 7(3), 359–395.
- McKinnon, R. I. (1973). *Money and Capital in Economic Development*. Washington D.C. : Brookings Institution Press.
- Mishkin, F. S. (2009). Globalization and financial development. *Journal of Development Economics*, 89(2), 164–169.
- Mlachila, M., Park, S. G., & Yabara, M. (2016). Banking in Sub-Saharan Africa: The macroeconomic context. IMF Working Paper No. 16/39.
- Ndikumana, L. (2005). Financial development, financial structure, and domestic investment: International evidence. *Journal of International Money and Finance*, 24(4), 651–673.
- Shaw, E. S. (1973). *Financial Deepening in Economic Development*. New York : Oxford University Press.
- Stiglitz, J. E., & Weiss, A. (1981). Credit rationing in markets with imperfect information. *American Economic Review*, 71(3), 393–410.
- White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817–838.