

## Déterminants de l'épargne bancaire en République Démocratique du Congo : une analyse économétrique par modèle à correction d'erreurs.

Auteur 1 : Frédéric Mulumba Ntambue Luboya,

Frédéric Mulumba Ntambue Luboya, Professeur à l'Institut Supérieur de Commerce de Kisangani, RDC

**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 :** Frédéric Mulumba Ntambue Luboya (2026) « Déterminants de l'épargne bancaire en République Démocratique du Congo : une analyse économétrique par modèle à correction d'erreurs », African Scientific Journal « Volume 03, Num 36 » pp: 0669 – 0697.



DOI : 10.5281/zenodo.20510511  
Copyright © 2026 – ASJ



## Résumé

Approche méthodologique : cette recherche adopte un positionnement positiviste et une démarche hypothético-déductive. Elle mobilise une analyse économétrique de séries temporelles fondée sur les tests de stationnarité de Dickey-Fuller augmenté, la cointégration de Johansen, un modèle VAR(1) et un modèle à correction d'erreurs estimé selon l'approche de Hendry. Échantillon : l'étude exploite 47 observations annuelles relatives à la République Démocratique du Congo, couvrant la période 1970-2016, à partir des données de la Banque Centrale du Congo, de la Banque mondiale et du Fonds monétaire international. Principale conclusion : à long terme, le développement financier, l'investissement, la fiscalité et la libéralisation financière stimulent les dépôts bancaires, tandis que le crédit intérieur exerce un effet négatif ; le coefficient de correction d'erreur (-1,17) confirme un ajustement rapide vers l'équilibre.

**Mots-clés** : épargne bancaire ; modèle à correction d'erreurs ; développement financier ; libéralisation financière.

**The determinants of bank savings in the Democratic Republic of Congo: an econometric analysis using an error-correction model (1970-2016)**

## Abstract

Methodological approach: this study adopts a positivist epistemological stance and a hypothetico-deductive reasoning process. It relies on time-series econometrics, including the Augmented Dickey-Fuller test, Johansen cointegration, a VAR(1) model and a one-step Hendry error-correction model. Sample: the analysis uses 47 annual observations for the Democratic Republic of the Congo over 1970-2016, drawn from the Central Bank of Congo, the World Bank and the International Monetary Fund. Main finding: in the long run, financial development, investment, taxation and financial liberalization increase bank deposits, whereas domestic credit has a negative effect; the error-correction coefficient (-1.17) confirms a rapid adjustment toward long-run equilibrium.

**Keywords**: bank savings; error-correction model; financial development; financial liberalization; cointegration.

## 1. Introduction

Le financement du développement économique des pays à faible revenu demeure, depuis plus d'un demi-siècle, au cœur des débats de politique économique. Les analyses traditionnelles du lien entre finance et développement reconnaissent l'épargne comme la précondition de l'investissement productif et de la croissance (Gurley et Shaw, 1955 ; Goldsmith, 1965). Implicitement ou explicitement, ces travaux fondateurs postulent qu'un système financier efficient active la dynamique productive en collectant et en orientant l'épargne vers les emplois les plus rentables. La théorie des étapes de croissance de Chenery et Strout (1966) avait déjà souligné que l'insuffisance de ressources financières constitue un sérieux goulot d'étranglement qui retarde la croissance, en entraînant la sous-exploitation des autres facteurs de production. Cette fonction spécifique de la finance — permettre à l'économie d'atteindre son potentiel productif — justifie l'attention soutenue accordée au rôle du système bancaire dans les stratégies de développement en Afrique subsaharienne (Banque mondiale, 2000).

Or, le continent africain se distingue précisément par une faiblesse structurelle de la mobilisation de l'épargne intérieure. En 2005, l'épargne intérieure brute en Afrique subsaharienne représentait 17,6 % du PIB, contre 26 % en Asie du Sud, 24 % en Amérique latine et près de 42 % dans les pays d'Asie de l'Est et du Pacifique (Banque mondiale, 2007). Depuis 1980, alors que les taux d'épargne bondissaient en Asie de l'Est, ils stagnaient en Amérique latine et chutaient en Afrique (Hussein et Thirlwall, 1999). Au-delà du niveau, l'instabilité des sources de revenu, plus marquée en Afrique que dans les autres régions en développement, compromet la régularité des flux d'épargne et, partant, la rationalité des décisions d'investissement.

La République Démocratique du Congo (RDC) illustre, dans sa forme la plus aiguë, ce syndrome africain de l'épargne déficiente. Sur la période 1960-2007, le taux d'épargne national a oscillé autour de 10 % du PIB, avec un minimum de 1,8 % en 1991 et un pic atypique de 27,6 % en 1996 (Mansesa, 2010). Comparée à celle des pays émergents, la performance congolaise apparaît particulièrement modeste : 9,66 % de moyenne annuelle contre 41,94 % pour Singapour, 38,23 % pour la Chine, 30,23 % pour la Corée du Sud et 22,22 % pour l'Inde sur la période 1970-2009 (Mansesa, 2013). Le taux d'épargne détermine pourtant la vitesse de croissance du stock de capital productif (Krugman et Obstfeld, 2006) ; sa faiblesse renvoie, en RDC, à une incapacité structurelle du système financier à mobiliser les ressources domestiques nécessaires au financement de l'investissement.

Cette faiblesse trouve en partie son origine dans l'histoire bancaire du pays. Les banques y sont issues du processus de colonisation, leur activité historiquement concentrée sur les opérations d'import-export et sur une clientèle restreinte de colons et de hauts cadres indigènes. Après l'indépendance, les établissements hérités de la période coloniale sont restés, pour l'essentiel, sur leur modèle d'attentisme : ils n'avaient pas appris à mobiliser l'épargne interne. La Caisse d'Épargne (CADECO), supposée drainer la petite épargne populaire, n'a jamais rempli pleinement sa mission. Les coopératives d'épargne et de crédit apparues dans les années 1970 ont été emportées, comme la plupart des institutions financières formelles, par la grave crise politique, sociale et économique des années 1990. La Banque Centrale du Congo (BCC) recensait, dans son rapport 2014, 24 institutions de microfinance, 2 coopératives centrales et 101 coopératives primaires d'épargne et de crédit, pour l'essentiel concentrées dans les centres urbains et couvrant irrégulièrement le territoire national.

Dans ce contexte, identifier les déterminants significatifs de l'épargne bancaire congolaise revêt une importance cruciale, à la fois théorique et pratique. Au cours des dernières décennies, les travaux empiriques sur les déterminants de l'épargne se sont multipliés, tant pour les pays développés que pour les économies en développement (Athukorala et Sen, 2004). Ce regain d'intérêt est motivé par la chute croissante des taux d'épargne dans la plupart des pays de l'OCDE et par l'écart grandissant entre épargne et investissement dans les pays en développement. Pourtant, les études consacrées aux déterminants de l'épargne en RDC font défaut. Depuis les travaux de Bezy (1957) sur la structure bancaire congolaise — dont les statistiques s'arrêtaient en 1955 — et l'analyse pionnière de Mabi (1983), aucune recherche d'envergure n'a entrepris de modéliser, sur une longue période et avec les outils économétriques modernes, le comportement d'épargne bancaire dans le contexte congolais.

### **Problématique et objectifs**

Cet article cherche à combler cette lacune en répondant à la question centrale suivante : quels sont les facteurs qui induisent de façon significative l'épargne bancaire en RDC ? Autrement dit, sur quels leviers les décideurs publics et les responsables bancaires peuvent-ils agir pour promouvoir la mobilisation de l'épargne formelle ? De façon spécifique, la recherche interroge l'impact respectif des facteurs de politique économique (inflation, croissance, taux d'intérêt, revenu, consommation, crédit, fiscalité, investissement), des facteurs sociopolitiques (développement financier, libéralisation, sécurité, proximité bancaire), des facteurs démographiques (structure d'âge, urbanisation) et de l'inertie (dépôts retardés). L'objectif

principal est de déterminer les facteurs explicatifs significatifs des dépôts bancaires en RDC, sur la période 1970-2016, à travers une modélisation économétrique rigoureuse.

### **Contribution originale**

L'apport de ce travail à la littérature est triple. D'abord, il constitue — à notre connaissance — la première modélisation économétrique longue (47 années d'observations) de l'épargne bancaire en RDC, mobilisant simultanément dix-huit variables explicatives issues de la BCC, de la Banque mondiale et du Fonds Monétaire International (FMI). Ensuite, il articule méthodologiquement l'estimation d'un modèle vectoriel autorégressif (VAR) et celle d'un modèle à correction d'erreurs (MCE) selon l'approche en une étape de Hendry (1995), procédure robuste en présence de séries cointégrées. Enfin, il fait émerger des résultats paradoxaux — notamment sur le crédit intérieur, la formation brute de capital fixe et la fiscalité — qui interrogent la portée prescriptive des théories standards de l'épargne lorsqu'elles sont transposées à une économie marquée par l'instabilité institutionnelle, le dualisme formel/informel et la faiblesse de la bancarisation.

### **Plan de l'article**

La section 2 restitue les cadres théoriques mobilisés et l'état de la littérature empirique. La section 3 présente les données, l'opérationnalisation des variables et la stratégie économétrique. La section 4 expose les résultats de l'analyse descriptive, des tests préalables (multicolinéarité, stationnarité, cointégration) et des estimations VAR et MCE. La section 5 discute les résultats à la lumière de la littérature et en dégage les implications de politique économique. La section 6 conclut.

## **2. Revue de littérature et cadre théorique**

### **2.1. Cadres théoriques de la décision d'épargne**

La littérature économique mobilise plusieurs grilles théoriques pour expliquer la formation de l'épargne. Quatre traditions principales éclairent la recherche empirique contemporaine et fournissent le soubassement conceptuel de cette étude.

#### ***La théorie keynésienne du revenu absolu***

Dans sa formulation de la *Théorie générale* (1936), Keynes considère l'épargne comme le résidu du revenu courant après consommation. La propension marginale à consommer étant inférieure à l'unité, l'épargne croît avec le revenu, mais à un rythme moins que proportionnel. Cette intuition fonde l'hypothèse H15 de la présente étude : le revenu national disponible devrait influencer positivement les dépôts bancaires.

#### ***La théorie du revenu permanent***

Friedman (1957) rompt avec la fonction de consommation keynésienne en distinguant revenu transitoire et revenu permanent. La consommation est fonction du revenu permanent, défini comme l'espérance actualisée des revenus futurs. Par conséquent, les fluctuations transitoires du revenu affectent principalement l'épargne, qui joue un rôle d'amortisseur. Cette théorie fournit un soubassement important aux tests empiriques de l'hypothèse d'« objectif de lissage » de la consommation, dont Hall (1978) a tiré le modèle de marche aléatoire de la consommation.

### *L'hypothèse du cycle de vie (HCV)*

Développée par Modigliani et Brumberg (1954) puis étendue par Modigliani et Ando (1963), la HCV postule que l'agent représentatif maximise une utilité intertemporelle sur la durée de sa vie. L'épargne devient le résultat d'un comportement de lissage consommation sur l'ensemble du cycle de vie : l'individu désépargne en début et en fin de vie (jeunesse et retraite), accumule pendant la période d'activité. La fonction d'épargne dérivée s'écrit :

$$S_t = y_t - c_t = y_t - \alpha \cdot y_t^P - \beta \cdot a_{t-1}$$

où  $y_t^P$  est le revenu permanent et  $a_{t-1}$  le patrimoine en début de période. La HCV implique une trajectoire d'âge en forme de « bosse » de la détention de richesse, et prédit que la structure démographique (rapport entre inactifs et actifs) influence négativement l'épargne agrégée. Cette prédiction fonde l'hypothèse H31 de l'étude. La HCV constitue, dans le présent travail, le cadre analytique de référence, enrichi par les extensions récentes de la théorie de la consommation et par les spécificités de l'entreprise bancaire dans un pays en développement.

### *La libéralisation financière et la répression financière*

McKinnon (1973) et Shaw (1973) ont démontré que, dans les économies en développement, la répression financière — plafonnement des taux d'intérêt, encadrement du crédit, politiques monétaires accommodantes — décourage l'épargne formelle et favorise les placements non productifs. À l'inverse, la libéralisation financière, en élevant la rémunération réelle des dépôts et en diversifiant les instruments d'épargne, stimulerait la mobilisation de l'épargne et son allocation efficace vers l'investissement. Ce cadre théorique fonde directement les hypothèses H13 (taux d'intérêt réel), H21 (développement financier mesuré par M2/PIB) et H22 (libéralisation financière).

## **2.2. Les déterminants empiriques de l'épargne : un panorama**

La littérature empirique sur les déterminants de l'épargne dans les pays en développement est considérable. Elle peut être regroupée autour de quatre grands ensembles de variables.

### ***Les facteurs macroéconomiques***

Le niveau et la croissance du revenu sont, sans surprise, les déterminants les plus fréquemment documentés. Loayza, Schmidt-Hebbel et Servén (2000), dans une étude panel couvrant 150 pays, montrent que le revenu par tête et sa croissance exercent un effet positif robuste sur le taux d'épargne privée. L'inflation entretient avec l'épargne une relation théoriquement ambiguë : d'un côté, elle incite à la constitution d'une encaisse de précaution (effet positif) ; de l'autre, elle érode la valeur réelle des dépôts et décourage les détentions monétaires (effet négatif). Les études empiriques (Masson, Bayoumi et Samiei, 1998) concluent majoritairement à une relation positive, conforme à l'hypothèse de précaution. Le taux d'intérêt réel exerce un effet théorique ambivalent combinant effet revenu et effet substitution ; les tests empiriques (Giovannini, 1983; Ogaki, Ostry et Reinhart, 1996) fournissent des résultats peu concluants dans les pays en développement.

### ***Les facteurs de politique budgétaire***

La fiscalité sur le revenu et sur les revenus du capital constitue un levier classique. Le principe d'équivalence ricardienne (Barro, 1974) suggère que les dépenses publiques financées par endettement sont partiellement compensées par une hausse de l'épargne privée. Toutefois, les preuves empiriques de l'équivalence ricardienne dans les pays en développement sont fragiles (Haque et Montiel, 1989). La formation brute de capital fixe (FBCF) entretient avec l'épargne une relation complexe : ex ante, l'investissement absorbe des ressources financières potentiellement dirigeables vers l'épargne ; ex post, il génère des revenus futurs qui peuvent alimenter une nouvelle épargne.

### ***Les facteurs financiers et institutionnels***

Le développement financier — mesuré classiquement par le ratio M2/PIB (Levine, 1997) ou par le crédit au secteur privé — améliore la capacité d'une économie à mobiliser et allouer l'épargne (Levine, Loayza et Beck, 2000). La disponibilité croissante d'instruments financiers sophistiqués, l'amélioration des mécanismes de gestion du risque et la réduction des coûts de transaction constituent autant de canaux par lesquels l'approfondissement financier stimule la mobilisation de l'épargne formelle. Les études d'Athukorala et Sen (2004) sur l'Inde, de Koko Morou (2007) sur l'UEMOA et d'Edwards (1996) sur l'Amérique latine confirment cette relation positive. La libéralisation financière, au sens de McKinnon-Shaw, a fait l'objet d'évaluations contrastées : si Fry (1979) et Giovannini (1983) concluent à un effet positif sur l'épargne, Bandiera et al. (2000) insistent sur les conditions institutionnelles préalables à son succès.

### ***Les facteurs démographiques et socioculturels***

Dans la lignée de la HCV, le ratio de dépendance démographique est supposé influencer négativement l'épargne agrégée. L'urbanisation, en facilitant l'accès physique aux institutions financières et en modifiant les structures familiales, exercerait un effet positif. La proximité géographique des succursales bancaires, la sécurité politique et l'existence d'un secteur informel d'envergure constituent enfin des variables contextuelles cruciales pour les économies en développement (Aryeetey et Udry, 2000).

### **2.3. Spécificités africaines et état des lieux sur la RDC**

Les études portant spécifiquement sur l'Afrique subsaharienne (Elbadawi et Mweya, 2000 ; Aron et Muellbauer, 2000 ; Ruranga, 2007) mettent en évidence plusieurs particularités : (i) la faiblesse structurelle des taux d'épargne, rendant les effets des variables classiques difficiles à isoler (Naji, 1987) ; (ii) le poids considérable du secteur informel, qui capte une part importante de l'épargne domestique non mesurée ; (iii) la sensibilité élevée des flux d'épargne à l'instabilité politique et aux chocs externes ; (iv) le rôle critique des institutions (qualité de la gouvernance, protection des déposants, régulation bancaire). Rohmah (2006) applique un modèle VAR aux banques islamiques indonésiennes et établit une relation de cointégration entre dépôts et taux créditeurs. Sarantis et Stewart (2001) mobilisent les techniques de cointégration pour 20 pays de l'OCDE et confirment l'effet à long terme du revenu et du développement financier sur le taux d'épargne.

Sur la RDC spécifiquement, la littérature demeure fragmentaire. Mabi (1983) proposait une analyse institutionnelle du système bancaire congolais sans mobiliser d'outils économétriques. Mansesa (2010, 2013) documente l'évolution du taux d'épargne national et souligne sa faiblesse comparative. Mulumba (2017) teste, sur la période 1970-2012, l'effet de la libéralisation financière sur l'épargne bancaire et conclut à un impact positif significatif. Ces travaux éclairent des pans spécifiques du phénomène mais ne proposent pas de modélisation économétrique intégrée des déterminants de l'épargne bancaire sur longue période.

### **2.4. Hypothèses de recherche**

Sur la base de ce cadre théorique et de la littérature empirique, dix-sept hypothèses spécifiques ont été formulées, regroupées autour de quatre catégories de facteurs (Tableau 1).

**Tableau 1. Hypothèses spécifiques et signes attendus**

Catégorie	Hypothèse	Variable	Signe attendu
Facteurs économiques	H10	Inflation	Négatif
	H11	PIB	Positif
	H12	Taux de chômage	Négatif
	H13	Taux d'intérêt créditeur réel	Négatif (test McKinnon)
	H14	PIB par tête (niveau de vie)	Positif
	H15	Revenu national disponible	Positif
	H16	Crédit intérieur	Positif ("crédit crée dépôts")
	H17	Consommation finale	Négatif
	H18	Fiscalité (IR/revenu)	Négatif
Facteurs sociopolitiques	H19	FBCF (investissement)	Négatif
	H21	Développement financier (M2/PIB)	Positif
	H22	Libéralisation financière	Positif
	H23	État de guerre	Négatif
Facteurs démographiques	H24	Proximité bancaire	Positif
	H31	Taux de dépendance	Négatif
Inertie	H32	Taux d'urbanisation	Positif
	H41	Dépôts retardés (t-1)	Positif

Source : auteur, à partir du cadre théorique et de la littérature empirique mobilisée.

**Tableau 1 bis. Synthèse du dispositif de recherche**

Élément	Contenu retenu	Traitement dans l'article
Sujet	Déterminants de l'épargne bancaire en République Démocratique du Congo	Analyse centrée sur les dépôts bancaires comme proxy de l'épargne formelle
Objectif	Identifier les facteurs significatifs de mobilisation de l'épargne bancaire	Test économétrique des effets économiques, financiers, démographiques et institutionnels
Question directrice	Quels leviers expliquent durablement l'évolution des dépôts bancaires ?	Réponse empirique par séries temporelles et modèle à correction d'erreurs



américains pour neutraliser les effets des multiples changements monétaires survenus durant la période (zaïre, nouveau zaïre, franc congolais). La variable est notée *DEBA* (dépôts bancaires).

### *Variables indépendantes*

Dix-huit variables explicatives ont été recensées à partir de la littérature. Leur opérationnalisation est présentée dans le tableau 2.

**Tableau 2. Opérationnalisation des variables**

Variable	Acronyme	Indicateur	Nature
Dépôts bancaires	DEBA	Montant des dépôts (USD)	Quantitative
Revenu national disponible	REVND	RND (USD)	Quantitative
Revenu national brut par habitant	RNBH	RNBH (USD)	Quantitative
Consommation	CONS	Conso finale / PIB	Quantitative
Croissance économique	PIB	PIB courant (USD)	Quantitative
Niveau de vie	PIBT	PIB par tête (USD)	Quantitative
Instabilité macroéconomique	INFL	Indice des prix à la consommation	Quantitative
Rémunération des dépôts	INTEC	Taux d'intérêt créditeur	Quantitative
Fiscalité	FISC	IR / revenu brut ( $\times 100$ )	Quantitative
Structure démographique	STRUD	Taux de dépendance	Quantitative
Urbanisation	URB	Taux d'urbanisation	Quantitative
Proximité bancaire	PROXI	Agences / 100 000 habitants	Quantitative
Chômage	CHOM	Taux annuel de chômage	Quantitative
Crédit intérieur	CREDINT	Crédit intérieur / PIB	Quantitative
Développement financier	DEVFIN	M2 / PIB	Quantitative
Investissement	FBCF	Dépenses d'investissement (USD)	Quantitative
Inertie	DEBA(-1)	Dépôts retardés	Quantitative
Guerre	SISE	Dichotomique (1 si guerre, 0 sinon)	Muette
Libéralisation financière	LIFI	Dichotomique (1 après 2012, 0 avant)	Muette

*Source : auteur, à partir de la Banque Centrale du Congo, de la Banque mondiale et des sources statistiques mobilisées.*

### 3.3. Spécification du modèle et transformation des données

La forme fonctionnelle retenue est log-linéaire. La transformation logarithmique présente le double avantage de réduire l'hétéroscédasticité en comprimant les échelles de mesure (Mignon, 2008) et de permettre l'interprétation directe des coefficients en termes d'élasticités. La forme générale de la fonction d'épargne bancaire s'écrit :

$$L(DEBA)_t = \beta_0 + \sum \beta_i \cdot L(X_{i,t}) + \gamma_1 \cdot LIFI_t + \gamma_2 \cdot SISE_t + \varepsilon_t$$

où  $L(\cdot)$  désigne l'opérateur logarithme népérien,  $X_i$  les variables explicatives quantitatives, LIFI et SISE les variables dichotomiques, et  $\varepsilon_t$  le terme d'erreur. Les variables dichotomiques n'ont pas été transformées en logarithmes.

### 3.4. Stratégie économétrique

La procédure d'analyse suit huit étapes successives.

*Étape 1 : analyse descriptive.* Tri à plat des séries chronologiques (moyennes, médianes, écarts-types, coefficients de variation, d'asymétrie et d'aplatissement, tests de normalité de Jarque-Bera) et visualisation graphique des évolutions.

*Étape 2 : diagnostic de la multicolinéarité.* Trois outils complémentaires sont mobilisés : la matrice des corrélations dyadiques (seuil critique  $\pm 0,8$ ), le test de Klein (comparaison des corrélations simples au coefficient de détermination de la régression multiple) et le test VIF (*Variance Inflation Factor*, seuil critique 10). Les variables présentant des problèmes sévères de colinéarité sont éliminées.

*Étape 3 : étude de la stationnarité.* Le test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) est appliqué à chaque série, en niveau puis en différence première. L'hypothèse nulle de présence d'une racine unitaire est testée au seuil de 5 %. L'ordre d'intégration des variables est identifié.

*Étape 4 : détermination du décalage optimal.* Les critères d'information (Akaike, Schwarz, Hannan-Quinn) et le critère de *Final Prediction Error* sont appliqués pour déterminer le nombre optimal de retards du modèle VAR.

*Étape 5 : test de cointégration.* Lorsque les variables sont intégrées d'ordre 1, la procédure de Johansen (1988, 1991) — fondée sur la méthode du maximum de vraisemblance — est utilisée pour tester l'existence de relations de cointégration. Cette approche est préférable à celle d'Engle et Granger (1987) lorsque plusieurs relations de cointégration peuvent coexister (Johansen, 1991). Le test de la trace et celui de la valeur propre maximale permettent de déterminer le nombre de relations cointégrantes.

*Étape 6 : estimation du modèle VAR(1).* Un modèle vectoriel autorégressif d'ordre 1 est estimé pour capter les interactions dynamiques entre les variables. Il est complété par l'analyse

impulsionnelle (*impulse response functions*) et la décomposition de la variance de l'erreur de prévision, qui permettent d'évaluer la contribution de chaque variable à l'évolution de la variable dépendante.

*Étape 7 : estimation du modèle à correction d'erreurs (MCE).* L'existence d'une relation de cointégration justifie le recours à un modèle à correction d'erreurs (Engle et Granger, 1987). L'approche en une étape de Hendry (1995) est privilégiée : elle permet d'estimer simultanément la dynamique de court terme et la relation d'équilibre de long terme par les moindres carrés ordinaires. L'équation générale du MCE s'écrit :

$$\Delta L(DEBA)_t = \beta_0 + \sum_i \beta_i \cdot \Delta L(X_{i,t}) + \sum_j \delta_j \cdot L(X_{j,t-1}) + \lambda \cdot L(DEBA)_{t-1} + \varepsilon_t$$

Le coefficient  $\lambda$  est la force de rappel (*error-correction term*) : il doit être négatif et significativement différent de zéro pour que le mécanisme de correction d'erreur existe. Sa valeur indique la vitesse d'ajustement vers l'équilibre de long terme après un choc. Le modèle final est obtenu par *backward elimination* : les variables dont le t de Student est inférieur au seuil critique sont éliminées de proche en proche, le modèle étant ré-estimé après chaque élimination, jusqu'à ce que toutes les variables restantes soient significatives au seuil de 5 %.

*Étape 8 : tests de validation.* Le modèle retenu est soumis à une batterie de tests : (i) normalité des résidus (Jarque-Bera) ; (ii) absence d'autocorrélation (Breusch-Pagan-Godfrey) ; (iii) homoscedasticité (White sans termes croisés) ; (iv) bonne spécification (Ramsey RESET) ; (v) stabilité des coefficients (CUSUM et CUSUM<sup>2</sup> de Brown, Durbin et Evans).

*Analyse des élasticités de long terme.* Les élasticités de long terme sont calculées à partir des coefficients du MCE, suivant la formule  $\varepsilon_j = -\delta_j / \lambda$ . Elles permettent d'évaluer la sensibilité de l'épargne bancaire aux fluctuations conjoncturelles des déterminants significatifs. L'ensemble des analyses a été réalisé à l'aide du logiciel EViews.

**Tableau 2 bis. Synthèse de la stratégie économétrique**

Étape	Opération	Rôle analytique
1	Transformation logarithmique des variables quantitatives	Stabiliser la variance et interpréter les coefficients comme élasticités
2	Diagnostic de multicolinéarité	Réduire les redondances entre variables explicatives
3	Tests ADF de stationnarité	Déterminer l'ordre d'intégration des séries
4	Cointégration de Johansen	Vérifier l'existence d'une relation d'équilibre de long terme

---

5	Estimation VAR(1)	Analyser les dynamiques de court terme et les causalités de Granger
6	Modèle à correction d'erreurs de Hendry	Estimer simultanément les ajustements de court terme et les effets de long terme
7	Backward elimination	Retenir les déterminants statistiquement significatifs
8	Tests de validation	Vérifier normalité, autocorrélation, homoscedasticité, spécification et stabilité

*Source : auteur, synthèse méthodologique ajoutée à partir de la stratégie économétrique décrite dans l'article.*

#### 4. Résultats empiriques

##### 4.1. Analyse descriptive des séries

Sur la période 1970-2016, les dépôts bancaires en RDC, exprimés en dollars courants, ont présenté une évolution très contrastée. Leur moyenne annuelle s'établit à un niveau modeste, avec une forte dispersion (coefficient de variation élevé) et une distribution leptocurtique et asymétrique à droite, traduisant la présence de valeurs extrêmes, notamment durant les années de crise hyperinflationniste. Le test de Jarque-Bera rejette systématiquement l'hypothèse de normalité pour la plupart des variables en niveau — observation classique pour des séries macroéconomiques — ce qui justifie le recours à la transformation logarithmique.

Les séries présentent des ruptures structurelles lisibles à l'œil nu : effondrement de l'activité bancaire dans la première moitié des années 1990 (hyperinflation, pillages de 1991 et 1993, conflits armés), reprise graduelle après 2001 avec la fin de la guerre et la relance des réformes, et accélération à partir de 2012 sous l'effet combiné de la bancarisation progressive des salaires du secteur public, de la libéralisation financière et de la stabilisation macroéconomique. Le revenu national disponible affiche une tendance haussière mais insignifiante (coefficient angulaire  $\beta = 0,035$ ), reflet d'une croissance économique heurtée. La proximité bancaire — nombre d'agences pour 100 000 habitants — a reculé de 0,65 en 1985 à 0,29 en 2003 (plancher atteint durant la guerre de l'AFDL) avant de remonter à 0,82 en 2014. Le taux de chômage a durablement dépassé 90 % durant les trois décennies 1970-2000, avant de décroître sensiblement à partir du début des années 2000.

##### 4.2. Diagnostic de multicolinéarité

La matrice des corrélations dyadiques a mis en évidence des coefficients de corrélation élevés entre plusieurs variables explicatives — notamment entre PIB, REVND, RNBH et PIBT, toutes

liées à la dimension du revenu agrégé. Les tests de Klein et VIF ont confirmé la présence d'une multicolinéarité problématique. Pour en réduire les effets, les variables PIB, PIBT et REVND ont été retirées du modèle initial, RNBH étant conservée comme proxy unique du revenu. De même, la variable CONS (consommation) a été retirée en raison de sa corrélation élevée avec RNBH. Le test VIF appliqué au modèle restreint indique des valeurs inférieures à 10 pour toutes les variables conservées, confirmant l'acceptabilité du modèle.

#### **4.3. Tests de stationnarité et cointégration**

Le test ADF a été appliqué à chaque variable, en niveau puis en différence première, avec et sans constante, avec et sans tendance. Les résultats indiquent que l'ensemble des variables sont intégrées d'ordre 1 (I(1)) : non stationnaires en niveau, elles deviennent stationnaires après différenciation première. Cette propriété commune justifie le recours au test de cointégration de Johansen.

Le test de Johansen — tant dans sa version trace que dans sa version valeur propre maximale — rejette l'hypothèse nulle d'absence de cointégration et accepte l'existence d'au moins une relation de cointégration entre les variables du modèle restreint. Un test complémentaire de Dickey-Fuller appliqué aux résidus de la relation de long terme confirme la stationnarité des résidus à l'ordre 0, signe d'une relation d'équilibre stable entre les variables. Ce résultat légitime pleinement l'usage d'un modèle à correction d'erreurs.

#### **4.4. Estimation du modèle VAR(1) : dynamiques de court terme**

Le critère d'information de Schwarz suggère un décalage optimal de 1. Le modèle VAR(1) estimé met en lumière l'impact significatif, sur les dépôts bancaires, des variables décalées suivantes : crédit intérieur, dépôts bancaires eux-mêmes (inertie), développement financier, investissement, fiscalité, structure démographique et situation sécuritaire. L'analyse impulsionnelle révèle qu'un choc positif sur le développement financier et sur l'investissement provoque une réponse cumulativement positive et persistante des dépôts bancaires, tandis qu'un choc sur le crédit intérieur engendre une réponse négative. La décomposition de la variance de l'erreur de prévision, sur un horizon de 10 ans, attribue au développement financier et à l'investissement la part la plus importante de la variabilité de l'épargne bancaire au-delà de l'innovation propre à la variable endogène.

Le test de causalité au sens de Granger, appliqué au modèle VAR, confirme que plusieurs variables exogènes causent les dépôts bancaires au sens de Granger : crédit intérieur, développement financier, investissement et fiscalité. La réciproque n'est pas systématiquement vérifiée, ce qui suggère des relations de causalité principalement unidirectionnelles.

#### 4.5. Estimation du modèle à correction d'erreurs

L'estimation du MCE selon l'approche en une étape de Hendry, complétée par l'élimination progressive des variables non significatives, conduit au modèle final présenté dans le tableau 3.

**Tableau 3. Estimation du modèle à correction d'erreurs (variable dépendante :  $\Delta L(\text{DEBA})$ )**

Variable	Coefficient	Écart-type	Statistique t	Probabilité
Constante	15,063	2,257	6,674	0,0000
L(DEBA)(-1)	-1,168	0,137	-8,503	0,0000
L(CREDINT)(-1)	-0,493	0,234	-2,111	0,0413
L(DEVFIN)(-1)	2,210	0,496	4,458	0,0001
L(FBCF)(-1)	1,646	0,361	4,566	0,0000
L(FISC)(-1)	0,199	0,095	2,098	0,0424
LIFI	0,000135	0,0000463	2,904	0,0060

$R^2 = 0,665$  ;  $R^2$  ajusté = 0,614 ; Statistique F = 12,93 ; Prob(F) = 0,0000.

Source : estimations de l'auteur sous EViews, à partir des données BCC, Banque mondiale et FMI.

L'équation du modèle final s'écrit donc :

$$\Delta L(\text{DEBA})_t = 15,06 - 1,17 \cdot L(\text{DEBA})_{t-1} - 0,49 \cdot L(\text{CREDINT})_{t-1} + 2,21 \cdot L(\text{DEVFIN})_{t-1} + 1,65 \cdot L(\text{FBCF})_{t-1} + 0,20 \cdot L(\text{FISC})_{t-1} + 0,000135 \cdot \text{LIFI}_t$$

Plusieurs observations s'imposent. Premièrement, la constante est hautement significative ( $t = 6,67$  ;  $p < 0,001$ ), ce qui traduit l'existence d'une « épargne automatique » indépendante des variables explicatives. Deuxièmement, le coefficient de la force de rappel (-1,17) est négatif et très significatif ( $p = 0,000$ ), confirmant l'existence d'un mécanisme de correction d'erreurs : les déséquilibres entre l'épargne bancaire et ses déterminants se compensent à long terme. Troisièmement, la valeur absolue du coefficient excédant légèrement 1 suggère un ajustement très rapide, voire un léger dépassement (overshooting), dû à la forte volatilité des dépôts en RDC durant certains sous-périodes. Quatrièmement, il n'y a aucune variable en différence première dans le modèle retenu : tous les effets s'exercent à long terme, aucun déterminant n'opérant significativement à court terme.

#### 4.6. Validation du modèle

Le pouvoir explicatif du modèle est satisfaisant : le coefficient de détermination  $R^2 = 0,665$  indique que 67 % de la variance de l'épargne bancaire est expliquée par les variables retenues,

valeur confortable pour une série temporelle de cette nature. Le  $R^2$  ajusté (0,614) tient compte du degré de liberté. La statistique F (12,93) associée à une probabilité nulle confirme la significativité globale du modèle.

La batterie des tests post-estimation conforte la validité des résultats :

- *Normalité des erreurs.* Avec  $n = 46$  observations utiles (après différenciation), la loi des résidus peut être considérée comme approximativement normale par application du théorème central limite. Rappelons que la violation de l'hypothèse de normalité ne biaise pas les estimations ponctuelles ; elle n'affecte que la validité des tests d'inférence (Bofoya, 2018).
- *Indépendance sérielle des résidus.* Le test de Breusch-Pagan-Godfrey (Tableau 4) donne une probabilité de 0,254 (supérieure à 0,05). L'hypothèse d'absence d'autocorrélation est acceptée. Les estimateurs des MCO sont donc BLUE (*Best Linear Unbiased Estimators*).
- *Homoscédasticité.* Le test de White sans termes croisés (probabilité 0,178) confirme l'homoscédasticité des erreurs.
- *Spécification.* Le test RESET de Ramsey (probabilité 0,407) permet d'accepter l'hypothèse de bonne spécification du modèle : aucune variable exogène pertinente n'a été omise et la forme fonctionnelle est appropriée.
- *Stabilité des coefficients.* Les tests CUSUM simple et CUSUM<sup>2</sup> (résidus récursifs de Brown, Durbin et Evans) montrent des courbes entièrement contenues dans le corridor de confiance à 5 %. Le modèle est donc structurellement stable sur l'ensemble de la période.

**Tableau 4. Tests de diagnostic du modèle à correction d'erreurs**

Test	Statistique	Probabilité	Conclusion
Breusch-Pagan-Godfrey (autocorrélation)	F = 1,325	0,269	Non rejet de $H_0$
White (hétéroscédasticité)	F = 1,584	0,178	Non rejet de $H_0$
Ramsey RESET (spécification)	F = 0,704	0,407	Non rejet de $H_0$
CUSUM (stabilité)	—	Bande 5 %	Modèle stable
CUSUM <sup>2</sup> (stabilité ponctuelle)	—	Bande 5 %	Modèle stable

Source : auteur, à partir des résultats économétriques obtenus sous EViews.

#### 4.7. Élasticités de long terme

Les élasticités de long terme, calculées selon la formule  $\varepsilon_j = -\delta_j / \lambda$  où  $\lambda = -1,17$ , sont présentées dans le tableau 5 et livrent des enseignements saillants sur la sensibilité de l'épargne bancaire à chaque déterminant.

**Tableau 5. Élasticités de long terme des dépôts bancaires**

Variable	Coefficient	Élasticité (%)	Interprétation
Crédit intérieur	-0,49	-42	+10 % de crédit → -4,2 % d'épargne
Développement financier	+2,21	+189	+10 % de M2/PIB → +18,9 % d'épargne
Investissement (FBCF)	+1,65	+141	+10 % d'investissement → +14,1 %
Fiscalité	+0,20	+17	+10 % de pression fiscale → +1,7 %
Libéralisation financière	+0,000135	≈ +11 à +16	Passage de 0 à 1 → +11-16 %

Source : calculs de l'auteur, à partir des coefficients du modèle à correction d'erreurs.

Deux ordres de grandeur méritent d'être soulignés. Premièrement, le développement financier et l'investissement exercent des effets d'amplification exceptionnels : à long terme, une expansion de 10 % de la monétisation de l'économie provoque, toutes choses égales par ailleurs, une augmentation de près de 19 % des dépôts bancaires. C'est un résultat majeur pour la politique économique. Deuxièmement, le crédit intérieur exerce un effet massivement négatif : une hausse de 10 % du ratio crédit/PIB contracte les dépôts de 4,2 %. Cette élasticité, contraire au signe attendu par l'hypothèse H16, appelle une interprétation circonstanciée (voir section 5).

#### 4.8. Vérification des hypothèses

Le tableau 6 compare systématiquement les effets attendus aux effets obtenus par les deux méthodes d'estimation (VAR et MCE).

**Tableau 6. Vérification des hypothèses : effets attendus vs effets obtenus**

Variable exogène	Effet attendu	Effet VAR	Effet MCE	Hypothèse
Crédit intérieur	Positif	Négatif	Négatif	Rejetée
Développement financier	Positif	Positif	Positif	Confirmée
Investissement (FBCF)	Négatif	Positif	Positif	Rejetée
Fiscalité	Négatif	Positif	Positif	Rejetée

Variable exogène	Effet attendu	Effet VAR	Effet MCE	Hypothèse
Libéralisation financière	Positif	Positif	Positif	Confirmée
Inflation	Négatif	—	Non significatif	Non testable
Taux de chômage	Négatif	—	Non significatif	Non testable
Revenu (RNBH)	Positif	—	Non significatif	Non testable
Proximité bancaire	Positif	—	Non significatif	Non testable
Taux de dépendance	Négatif	—	Non significatif	Non testable
Urbanisation	Positif	—	Non significatif	Non testable
Guerre (SISE)	Négatif	—	Non significatif	Non testable
Inertie (DEBA(-1))	Positif	—	Force de rappel négative	Rejetée

Source : auteur, à partir des résultats économétriques obtenus sous EViews.

Sur les dix-sept hypothèses testées, seules deux sont confirmées dans leur intégralité (développement financier, libéralisation financière). Trois variables significatives présentent un signe opposé à celui attendu (crédit intérieur, investissement, fiscalité) et l'hypothèse d'inertie (H41) est infirmée : les dépôts retardés n'agissent pas positivement sur les dépôts courants ; le coefficient négatif de  $L(DEBA)(-1)$  doit être interprété non comme un effet d'inertie, mais comme un mécanisme de correction d'erreurs. Les variables démographiques (structure d'âge, urbanisation) et conjoncturelles (chômage, inflation, revenu, proximité, guerre) n'exercent pas d'effet statistiquement significatif à long terme.

## 5. Discussion et implications de politique économique

### 5.1. Interprétation des résultats paradoxaux

Les résultats obtenus confirment certains enseignements classiques de la théorie financière et en contredisent d'autres. Cette dualité — attendue dans les économies en développement — mérite d'être discutée avec soin.

#### *Le crédit intérieur et l'approche « épargne d'abord »*

Le signe négatif du coefficient du crédit intérieur (-0,49) infirme l'hypothèse du « crédit crée les dépôts » (approche endogène de la création monétaire) dans le contexte congolais. Il est toutefois cohérent avec les résultats obtenus par Schmidt-Hebbel, Serven et Solimano (1994) et par Jappelli et Pagano (1995), qui ont établi que les contraintes sur l'emprunt affectent négativement l'épargne des ménages. Trois éléments spécifiques à la RDC éclairent ce résultat. Premièrement, la mesure du crédit intérieur capte uniquement le crédit du système bancaire

formel, alors que le financement par la microfinance, les tontines (likelemba) et le secteur financier informel occupe une place considérable dans l'économie congolaise. Deuxièmement, la stratégie historique de la « démocratisation » du crédit en RDC a longtemps suivi une logique d'« épargne d'abord » (Adams, 1993) : la constitution préalable d'une épargne sacrificielle était la condition d'accès au crédit, ce qui introduit un biais inverse dans la relation empirique. Troisièmement, sous un régime de répression financière, le montant du crédit peut s'accroître par l'intermédiaire de la dette publique ou des facilités préférentielles, sans stimulation concomitante de la mobilisation de l'épargne privée.

### ***L'investissement comme moteur différé de l'épargne***

Le coefficient positif de la FBCF (+1,65 ; élasticité de long terme de +141 %) contredit l'hypothèse H19, qui postulait un effet négatif (l'investissement absorbant des ressources financières). Ce résultat est toutefois intuitif dans une perspective dynamique : les dépenses d'investissement engagées à la date  $t$  génèrent, sur un horizon de plusieurs années, des revenus productifs qui viennent alimenter l'épargne. Des résultats analogues ont été obtenus par Ruranga (2007) sur le Rwanda. Comme le montrent Gouédard et Vaillancourt (2011), l'investissement agit significativement sur l'épargne, ce qui ouvre aux pouvoirs publics l'opportunité de stimuler indirectement l'épargne via des politiques de soutien à l'investissement. Par ailleurs, la FBCF étant un facteur-clé de la croissance économique, son effet sur l'épargne transite naturellement par la dynamique du PIB, qui alimente à terme les revenus et les dépôts.

### ***La fiscalité : un résultat à interpréter avec précaution***

L'effet positif de la fiscalité (+0,20) contredit frontalement le principe économique classique selon lequel « trop d'impôt tue l'épargne ». Trois facteurs contextuels éclairent ce paradoxe. D'abord, dans le système bancaire congolais, seuls les comptes à terme (DAT) sont rémunérés ; les dépôts à vue (DAV), qui représentent la majorité des dépôts, ne le sont pas. L'arbitrage fiscal entre épargne et consommation, au sens où le conçoit la théorie standard, joue donc un rôle marginal. Ensuite, la bancarisation des salaires décidée en 2012 a provoqué un afflux massif de nouveaux dépôts non corrélés aux décisions individuelles de constitution d'une épargne discrétionnaire. Enfin, comme le notait Smith (1990) dans une étude sur la réforme des politiques fiscales, l'épargne est une variable relativement stable dans le temps, dépendante avant tout de facteurs structurels — démographie, rapport travail/loisir, habitudes culturelles — plus que des incitations fiscales marginales. Ce résultat doit être considéré comme une spécificité institutionnelle du système congolais plutôt que comme une invitation à relever la pression fiscale.

### ***Développement financier et libéralisation : les canaux classiques confirmés***

L'effet massif du développement financier (élasticité +189 %) confirme les enseignements de McKinnon (1973) et de Shaw (1973), ainsi que les travaux empiriques d'Athukorala et Sen (2004), de Koko Morou (2007), d'Edwards (1996) et de Levine et al. (2000). L'approfondissement financier — mesuré par le ratio M2/PIB — élargit l'éventail des instruments d'épargne offerts, réduit les coûts de transaction et améliore la gestion du risque. Il libère des capacités de mobilisation de l'épargne qui étaient, sous régime de répression, canalisées vers des circuits informels moins efficaces. De même, la libéralisation financière intervenue en RDC à partir de 2012 — incluant l'ouverture du secteur bancaire à de nouveaux entrants, la modernisation du cadre prudentiel et l'instauration de l'agrément unique — a entraîné un impact positif significatif sur les dépôts, confirmant les résultats de Fry (1979), Giovannini (1983) et Mulumba (2017).

### ***L'absence d'effet démographique et sécuritaire***

Le caractère non significatif des variables démographiques (structure d'âge, urbanisation) constitue une surprise au regard des prédictions de la HCV. Plusieurs hypothèses explicatives peuvent être avancées : (i) la qualité des données démographiques en RDC sur longue période est limitée ; (ii) le poids du secteur informel absorbe une part considérable de l'épargne démographiquement sensible ; (iii) l'instabilité institutionnelle a pu déconnecter les comportements d'épargne formelle de leurs déterminants structurels habituels. Le non-effet de la variable guerre (SISE) résulte probablement de la superposition des crises sur la période, qui rend difficile l'identification d'un effet spécifique : chaque période « calme » portait elle-même les stigmates des conflits précédents.

### **5.2. Contribution du modèle empirique**

La synthèse des résultats permet de dégager un modèle empirique de l'épargne bancaire en RDC, organisé autour de deux pôles de détermination :

*\*Facteurs de politique économique et budgétaire\** → Épargne bancaire : Crédit intérieur ( $\beta = -0,49$ ) ; Investissement / FBCF ( $\beta = +1,65$ ) ; Fiscalité ( $\beta = +0,20$ ).

*\*Facteurs sociopolitiques\** → Épargne bancaire : Développement financier ( $\beta = +2,21$ ) ; Libéralisation financière ( $\beta = +0,000135$ ).

Cette cartographie synthétise l'essentiel des leviers mobilisables par les autorités congolaises pour promouvoir la mobilisation de l'épargne formelle.

### 5.3. Implications de politique économique

Les résultats débouchent sur plusieurs recommandations de politique, articulées autour de cinq axes stratégiques.

#### *Axe 1 — Refonder la politique de crédit*

L'effet négatif du crédit intérieur sur les dépôts traduit avant tout une inadéquation du système de crédit aux besoins de l'économie productive. La réduction drastique des volumes de crédit consécutive aux restructurations bancaires des années 1990, si elle a assaini les bilans, a aussi pénalisé l'accumulation du capital productif. Sans remettre en cause la rigueur prudentielle, la politique de crédit devrait : (i) élargir la base de clientèles solvables en soutenant la formalisation du secteur privé ; (ii) renforcer la supervision bancaire pour réduire la concentration des risques sur un petit nombre de signatures ; (iii) améliorer la transparence et la connaissance de l'activité bancaire, deux faiblesses persistantes du système congolais.

#### *Axe 2 — Instaurer une politique fiscale rationnelle et prévisible*

Indépendamment du résultat empirique paradoxal, une politique fiscale de long terme favorable à l'épargne devrait viser une réduction significative de la pression fiscale sur les revenus du travail et du capital, pour soutenir la formation du revenu disponible. La stabilité du régime fiscal compte davantage que son niveau : la volatilité des règles, plus que leur sévérité, décourage la constitution d'une épargne formelle. Par ailleurs, une fiscalité allégée sur les revenus du capital pourrait attirer les investisseurs étrangers et alimenter, par ricochet, la capacité d'épargne domestique.

#### *Axe 3 — Stimuler l'investissement productif*

Puisque l'investissement alimente l'épargne à long terme par le canal des revenus productifs, les politiques publiques de soutien à la FBCF — investissements publics dans les infrastructures, incitations fiscales à l'investissement privé, garanties publiques aux projets structurants — constituent indirectement une politique de mobilisation de l'épargne. L'articulation avec les politiques de développement sectoriel (agriculture, industrie extractive, énergie) est ici cruciale.

#### *Axe 4 — Approfondir le système financier*

L'élasticité exceptionnelle du développement financier (+189 %) fait de cet axe le levier le plus puissant à disposition des autorités. L'approfondissement passe par :

- La *diversification des produits financiers* — plans d'épargne-santé, épargne-éducation, épargne-équipement, épargne-retraite pour les particuliers ; plans épargne-investissement et capital-investissement pour les entreprises ;

- *L'élargissement du réseau bancaire* par la création de micro-banques rurales, l'augmentation du nombre de guichets sur l'ensemble du territoire et le redéploiement d'une banque de développement ;
- *L'intégration du secteur informel* via des passerelles entre banques commerciales, institutions de microfinance et circuits traditionnels (tontines, groupes de solidarité).

L'unification progressive du marché de l'épargne, à terme, capterait une fraction de l'épargne informelle congolaise vers les circuits productifs formels.

#### ***Axe 5 — Poursuivre et parachever la libéralisation financière***

Les résultats empiriques valident la trajectoire entamée en 2012. L'achèvement de la libéralisation suppose : (i) l'alignement des pratiques de régulation et de supervision sur les standards internationaux ; (ii) la finalisation du cadre juridique de la microfinance ; (iii) la mise en place d'un dispositif efficace de protection des déposants ; (iv) l'encouragement à la concurrence interbancaire pour tirer vers le haut la qualité des services. La libéralisation ne doit toutefois pas être confondue avec la déréglementation : l'expérience des économies émergentes a démontré qu'elle requiert un cadre institutionnel solide pour produire ses effets bénéfiques.

**Tableau 7. Synthèse des implications de politique économique**

<b>Levier</b>	<b>Résultat empirique</b>	<b>Implication opérationnelle</b>
Crédit intérieur	Effet négatif sur les dépôts bancaires	Réorienter le crédit vers l'économie productive et renforcer la supervision
Développement financier	Effet positif et fortement élastique	Diversifier les produits, étendre le réseau et intégrer les circuits informels
Investissement	Effet positif différé sur l'épargne	Soutenir la FBCF, les infrastructures et les projets structurants
Fiscalité	Effet positif mais contextuel	Stabiliser le régime fiscal et éviter une interprétation favorable à une hausse de pression fiscale
Libéralisation financière	Effet positif significatif	Poursuivre les réformes tout en consolidant la régulation prudentielle

*Source : auteur, synthèse des implications dérivées des résultats du VAR et du modèle à correction d'erreurs.*

#### 5.4. Limites de l'étude et pistes de recherche

Cette étude présente plusieurs limites qu'il convient de souligner, dans une perspective de prolongement.

La *qualité des données* constitue la première contrainte. Les séries congolaises sur 47 ans, reconstituées à partir de sources multiples (BCC, Banque mondiale, FMI), présentent inévitablement des ruptures méthodologiques, notamment lors des changements monétaires (zaïre, nouveau zaïre, franc congolais) et lors des révisions de comptabilité nationale. Malgré les conversions en dollars et les vérifications de cohérence, des biais de mesure résiduels subsistent.

La *mesure de l'épargne* est limitée aux dépôts du système bancaire formel. Elle laisse de côté la considérable épargne informelle, difficilement statisticable mais estimée à une fraction substantielle du PIB. Une extension future de la recherche pourrait mobiliser des enquêtes auprès des ménages pour capter les comportements d'épargne formels et informels.

La *structure du modèle* est par construction univariée (une seule équation pour la variable dépendante). Un système d'équations simultanées, distinguant par exemple dépôts à vue et dépôts à terme, ou séparant épargne des ménages et épargne des entreprises, offrirait un tableau plus fin des mécanismes à l'œuvre.

Enfin, la *période d'étude* s'arrête en 2016. Les évolutions postérieures — crise politique de 2016-2018, impact économique de la pandémie de Covid-19, volatilité des prix des matières premières — méritent une actualisation future du modèle pour tester la stabilité des relations identifiées.

## 6. Conclusion

Cet article a examiné les déterminants significatifs de l'épargne bancaire en République Démocratique du Congo sur la période 1970-2016. La démarche s'appuyait sur une question simple mais essentielle : sur quels facteurs les autorités publiques et les responsables bancaires peuvent-ils agir pour accroître la mobilisation de l'épargne formelle dans un pays où le taux d'épargne national, durablement inférieur à 10 % du PIB, compromet le financement du développement ?

La stratégie économétrique a mobilisé la transformation logarithmique, le test de Dickey-Fuller augmenté, le test de cointégration de Johansen, un modèle vectoriel autorégressif et un modèle à correction d'erreurs estimé selon l'approche en une étape de Hendry. Appliquée à un ensemble initial de dix-huit variables explicatives, cette procédure — suivie d'une élimination progressive — a conduit à identifier cinq déterminants significatifs à long terme : le crédit intérieur, le développement financier, l'investissement, la fiscalité et la libéralisation financière. Le coefficient de force de rappel (-1,17) confirme l'existence d'un mécanisme robuste de correction des déséquilibres de court terme, et l'ensemble des tests de validation (autocorrélation, hétéroscédasticité, spécification, stabilité) plaide en faveur de la fiabilité du modèle.

Trois enseignements majeurs se dégagent. Le premier est d'ordre théorique : les théories standards de l'épargne — keynésienne, cycle de vie, revenu permanent — trouvent en RDC une validation partielle. Le développement financier et la libéralisation financière, dans la lignée de McKinnon-Shaw, apparaissent comme les leviers les plus puissants (élasticité de +189 % pour le premier). À l'inverse, les déterminants démographiques, pourtant centraux dans la HCV, ne ressortent pas significatifs, probablement du fait du poids du secteur informel et de l'instabilité institutionnelle. Le deuxième enseignement est d'ordre empirique : trois variables présentent des signes contraires aux prédictions théoriques — le crédit intérieur, la fiscalité et l'investissement. Ces « paradoxes » apparents trouvent leur résolution dans les spécificités du système bancaire congolais (approche « épargne d'abord », non-rémunération des DAV, bancarisation récente des salaires) et invitent à une prudence méthodologique face à la transposition mécanique des cadres théoriques dans les économies en développement. Le troisième enseignement est d'ordre prescriptif : la mobilisation de l'épargne bancaire en RDC passe prioritairement par l'approfondissement du système financier — diversification des produits, élargissement du réseau, intégration des circuits informels — et par la poursuite de la libéralisation engagée depuis 2012, complétée par une politique de crédit encadrée, une fiscalité rationnelle et un soutien durable à l'investissement productif.

Au-delà de son apport propre, ce travail illustre l'utilité des outils économétriques modernes — tests de cointégration, modèles VAR, MCE de Hendry — pour l'analyse de séries longues dans des contextes empiriquement difficiles. Il ouvre plusieurs pistes de recherche : intégration de l'épargne informelle via des enquêtes de terrain, distinction entre dépôts à vue et dépôts à terme, étude comparative avec d'autres pays d'Afrique centrale, et actualisation du modèle aux évolutions post-2016. Dans un contexte où l'Afrique subsaharienne cherche à réduire sa dépendance aux financements extérieurs, la connaissance fine des déterminants de l'épargne bancaire demeure un enjeu majeur de souveraineté économique.

## Bibliographie

- Adams, D. W. (1993). « The Decline in Debt Directing: An Unfinished Agenda », *Savings and Development*, 17(4), 307-321.
- Aron, J. et Muellbauer, J. (2000). « Personal and corporate saving in South Africa », *The World Bank Economic Review*, 14(3), 509-544.
- Aryeetey, E. et Udry, C. (2000). « Saving in sub-Saharan Africa », *CID Working Paper* No. 38, Harvard University.
- Athukorala, P. C. et Sen, K. (2004). « The determinants of private saving in India », *World Development*, 32(3), 491-503.
- Bandiera, O., Caprio, G., Honohan, P. et Schiantarelli, F. (2000). « Does financial reform raise or reduce saving? », *Review of Economics and Statistics*, 82(2), 239-263.
- Banque Centrale du Congo (2014). *Rapport annuel 2014*, Kinshasa.
- Banque mondiale (2000). *Can Africa Claim the 21st Century?*, Washington D.C., World Bank.
- Banque mondiale (2007). *World Development Indicators 2007*, Washington D.C.
- Barro, R. J. (1974). « Are government bonds net wealth? », *Journal of Political Economy*, 82(6), 1095-1117.
- Bezy, F. (1957). *Principes pour l'orientation économique du Congo belge*, Louvain, Publications universitaires.
- Bofoya, K. (2018). *Méthodes d'analyse économique et économétrique*, Kinshasa, Presses universitaires.
- Brown, R. L., Durbin, J. et Evans, J. M. (1975). « Techniques for testing the constancy of regression relationships over time », *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 37(2), 149-192.
- Chenery, H. B. et Strout, A. M. (1966). « Foreign assistance and economic development », *American Economic Review*, 56(4), 679-733.
- Dickey, D. A. et 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.
- Edwards, S. (1996). « Why are Latin America's savings rates so low? An international comparative analysis », *Journal of Development Economics*, 51(1), 5-44.
- Elbadawi, I. et Mwega, F. M. (2000). « Can Africa's saving collapse be reversed? », *The World Bank Economic Review*, 14(3), 415-443.
- Engle, R. F. et Granger, C. W. J. (1987). « Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing », *Econometrica*, 55(2), 251-276.

- Friedman, M. (1957). *A Theory of the Consumption Function*, Princeton, Princeton University Press.
- Fry, M. J. (1979). « The cost of financial repression in Turkey », *Savings and Development*, 3(2), 127-135.
- Giovannini, A. (1983). « The interest elasticity of savings in developing countries: The existing evidence », *World Development*, 11(7), 601-607.
- Goldsmith, R. W. (1965). *Financial Structure and Development*, New Haven, Yale University Press.
- Gouédard, P. et Vaillancourt, F. (2011). *Taux d'épargne des ménages : Canada, Québec et Ontario, 1969-2007*, CIRANO.
- Greene, W. H. (2011). *Econometric Analysis*, 7<sup>e</sup> éd., Pearson.
- Gurley, J. G. et Shaw, E. S. (1955). « Financial aspects of economic development », *American Economic Review*, 45(4), 515-538.
- Hall, R. E. (1978). « Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis », *Journal of Political Economy*, 86(6), 971-987.
- Haque, N. U. et Montiel, P. (1989). « Consumption in developing countries: Tests for liquidity constraints and finite horizons », *Review of Economics and Statistics*, 71(3), 408-415.
- Hendry, D. F. (1995). *Dynamic Econometrics*, Oxford University Press.
- Hussein, K. A. et Thirlwall, A. P. (1999). « Explaining differences in the domestic savings ratio across countries », *Journal of Development Studies*, 36(1), 31-52.
- Jappelli, T. et Pagano, M. (1995). « Saving, growth, and liquidity constraints », *The Quarterly Journal of Economics*, 109(1), 83-109.
- 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.
- Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*, London, Macmillan.
- Koko Morou, C. (2007). *Déterminants de l'épargne dans l'UEMOA*, Thèse de doctorat, Université d'Abidjan.
- Krugman, P. et Obstfeld, M. (2006). *Économie internationale*, Paris, Pearson.
- Levine, R. (1997). « Financial development and economic growth: views and agenda », *Journal of Economic Literature*, 35(2), 688-726.

- Levine, R., Loayza, N. et Beck, T. (2000). « Financial intermediation and growth: Causality and causes », *Journal of Monetary Economics*, 46(1), 31-77.
- Loayza, N., Schmidt-Hebbel, K. et Servén, L. (2000). « What drives private saving across the world? », *Review of Economics and Statistics*, 82(2), 165-181.
- Mabi, M. (1983). *Les structures de financement du développement en République du Zaïre*, Presses universitaires du Zaïre, Kinshasa.
- Mansesa, K. (2010). « Taux d'épargne et croissance en RDC », *Notes de conjoncture*, BCC.
- Mansesa, K. (2013). « L'épargne intérieure face aux enjeux du financement en RDC », *Cahiers économiques*, Kinshasa.
- Masson, P. R., Bayoumi, T. et Samiei, H. (1998). « International evidence on the determinants of private saving », *The World Bank Economic Review*, 12(3), 483-501.
- McKinnon, R. I. (1973). *Money and Capital in Economic Development*, Washington D.C., Brookings Institution.
- Mignon, V. (2008). *Économétrie : théorie et applications*, Paris, Economica.
- Modigliani, F. et Ando, A. (1963). « The 'life cycle' hypothesis of saving: Aggregate implications and tests », *American Economic Review*, 53(1), 55-84.
- Modigliani, F. et Brumberg, R. (1954). « Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data », in K. K. Kurihara (éd.), *Post-Keynesian Economics*, New Brunswick, Rutgers University Press.
- Mulumba, F. (2017). « Libéralisation financière et épargne bancaire en RDC », *Revue congolaise de gestion*, Kinshasa.
- Naji, J. (1987). *L'épargne dans les pays en développement*, Paris, Économica.
- Ogaki, M., Ostry, J. D. et Reinhart, C. M. (1996). « Saving behavior in low- and middle-income developing countries », *IMF Staff Papers*, 43(1), 38-71.
- Ramsey, J. B. (1969). « Tests for specification errors in classical linear least-squares regression analysis », *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 31(2), 350-371.
- Rohmah, N. (2006). *Determinants of Islamic Bank Deposits in Indonesia: A VAR Analysis*, Mémoire, Universitas Indonesia.
- Ruranga, C. (2007). *Les déterminants de l'épargne au Rwanda*, Thèse de doctorat, Université libre de Bruxelles.
- Sarantis, N. et Stewart, C. (2001). « Saving behaviour in OECD countries: Evidence from panel cointegration tests », *The Manchester School*, 69(Suppl.), 22-41.

- Schmidt-Hebbel, K., Serven, L. et Solimano, A. (1994). « Saving, investment, and growth in developing countries: An overview », *Policy Research Working Paper* 1382, Banque mondiale.
- Schumpeter, J. A. (1934). *The Theory of Economic Development*, Cambridge MA, Harvard University Press.
- Shaw, E. S. (1973). *Financial Deepening in Economic Development*, New York, Oxford University Press.
- Smith, R. S. (1990). « Factors affecting saving, policy tools, and tax reform: A review », *IMF Staff Papers*, 37(1), 1-70.
- Thietart, R.-A. et al. (2007). *Méthodes de recherche en management*, 3<sup>e</sup> éd., Paris, Dunod.
- White, H. (1980). « A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity », *Econometrica*, 48(4), 817-838.
- Chatterjee, A. (2024). « Digital finance: a developing country perspective with special focus on gender and regional disparity », *Development Policy Review*. <https://doi.org/10.1108/DPRG-10-2023-0149>
- Demirgüç-Kunt, A., Klapper, L., Singer, D. et Ansar, S. (2022). *The Global Findex Database 2021: Financial Inclusion, Digital Payments, and Resilience in the Age of COVID-19*, Washington, D.C., World Bank. <https://doi.org/10.1596/978-1-4648-1897-4>
- Esely, N. et Taonezvi, L. (2024). « The nexus among digital financial inclusion, monetary policy transmission, and economic development in Sub-Saharan Africa », *Journal of International Economics and Management*. <https://doi.org/10.38203/jiem.024.2.0083>
- Fonds monétaire international (2022). « Democratic Republic of the Congo: Selected Issues », IMF Country Report No. 22/211. <https://www.elibrary.imf.org/downloadpdf/view/journals/002/2022/211/article-A002-en.pdf>
- Khera, P., Ng, S., Ogawa, S. et Sahay, R. (2021). « Is Digital Financial Inclusion Unlocking Growth? », IMF Working Paper No. 2021/167. <https://www.imf.org/en/publications/wp/issues/2021/06/11/is-digital-financial-inclusion-unlocking-growth-460738>
- Banque mondiale (2024). *World Development Indicators*, DataBank. <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>
- Banque mondiale (2022). *Global Financial Inclusion (Global Findex) Database 2021*, Microdata Library. <https://microdata.worldbank.org/index.php/catalog/4607>