

Déterminants macroéconomiques de l'épargne en République Démocratique du Congo de 2000-2022

Macroeconomic determinants of savings in the Democratic Republic of Congo
from 2000 to 2022.

Auteur 1 : WEMBONYAMA OKENDE Jérôme,

Auteur 2 : SARY NGOY Blaise,

Auteur 3 : EGUDRA NYADRI Janvier,

Auteur 4 : MENDAKO KASHINDA Richard,

WEMBONYAMA OKENDE Jérôme

Licencié en Economie Monétaire, Assistant, Faculté de Sciences Economiques et de Gestion, Université de
Kindu "UNIKI"

SARY NGOY Blaise

Professeur ordinaire à l'université pédagogique nationale/RDC

EGUDRA NYADRI Janvier

Professeur associé à l'université de Kisangani/RDC

MENDAKO KASHINDA Richard

Docteur en sciences économiques à l'université 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 : WEMBONYAMA OKENDE .J, SARY NGOY .B, EGUDRA NYADRI .J &
MENDAKO KASHINDA .R (2026) « Déterminants macroéconomiques de l'épargne en République
Démocratique du Congo de 2000-2022 », African Scientific Journal « Volume 03, Num 36 »
pp: 0923 – 0942.



DOI : 10.5281/zenodo.20540577

Copyright © 2026 – ASJ



Résumé

L'étude a analysé les déterminants macroéconomiques de l'épargne en RDC entre 2000 et 2022, période marquée par instabilité monétaire et faibles revenus des ménages. À l'aide d'un modèle ARDL et de tests de stationnarité et de cointégration (Pesaran), nous avons examiné l'impact du PIB par habitant, du taux de change, de l'inflation et du taux directeur sur l'épargne nationale. Les résultats ont montré que la croissance du PIB stimule l'épargne à court terme, tandis que l'inflation et les fluctuations du taux de change la réduisent. Le taux directeur peut, en revanche, encourager l'épargne financière lorsqu'il est relevé.

La conclusion principale est que la mobilisation de l'épargne en RDC dépend fortement de la stabilité macroéconomique : seule une politique monétaire crédible et des instruments financiers attractifs permettront de renforcer l'épargne intérieure et soutenir le développement durable.

The study analyzed the macroeconomic determinants of savings in the DRC between 2000 and 2022, a period marked by monetary instability and low household incomes. Using an ARDL model and tests for stationarity and cointegration (Pesaran), we examined the impact of GDP per capita, the exchange rate, inflation, and the policy rate on national savings.

The results showed that GDP growth stimulates savings in the short term, while inflation and exchange rate fluctuations reduce them. The policy rate, on the other hand, can encourage financial savings when raised.

The main conclusion is that the mobilization of savings in the DRC depends heavily on macroeconomic stability: only a credible monetary policy and attractive financial instruments will make it possible to strengthen domestic savings and support sustainable development.

Mots-clés : Épargne, croissance économique, inflation, taux de change, taux directeur, ARDL, RDC.

Introduction

La présente recherche s'attache à analyser les déterminants macroéconomiques de l'épargne nationale en RDC entre 2000 et 2022. L'étude met en lumière l'influence de variables clés telles que la croissance du PIB, le taux de change, le taux d'inflation et le taux directeur, afin de comprendre leurs effets à court et à long terme sur la dynamique de l'épargne. L'objectif principal est de fournir des éléments empiriques permettant d'orienter les politiques économiques vers une meilleure mobilisation de l'épargne intérieure et un renforcement du financement domestique du développement.

La structure de ce travail s'articule autour de plusieurs étapes complémentaires. Dans un premier temps, une revue de littérature théorique et empirique présente les principales approches expliquant le comportement d'épargne, en mobilisant les contributions de Keynes, Modigliani et Friedman, ainsi que des études appliquées à divers contextes africains et internationaux. Ensuite, une approche méthodologique fondée sur le modèle ARDL est développée pour analyser les relations dynamiques entre les variables macroéconomiques retenues et l'épargne nationale. La troisième partie est consacrée à la présentation et à l'interprétation des résultats, mettant en évidence les liens de cointégration et les effets différenciés à court et long terme. Enfin, la recherche se conclut par une discussion critique, une mise en perspective des résultats, et des recommandations de politiques économiques visant à renforcer la capacité d'épargne et à soutenir le développement durable de la RDC.

I. Contexte et justification de l'étude

L'épargne joue un rôle primordial dans la croissance économique des Etats et sa mobilisation a toujours suscité un intérêt très important étant donné les implications de ce paramètre ; formation de revenu et création d'emplois. Sans épargne on ne peut pas investir et s'il n'y a pas investissement il n'y aura pas de développement et sans développement il n'y aura pas de progrès économique et sociale (Villier, 1997).

L'épargne est considérée aujourd'hui comme l'un des moteurs du développement. Que l'on agisse au niveau local, national, global ou international, l'épargne reste la clé du financement du développement (Fernand, 1994). L'épargne rend possible l'investissement, et l'investissement permet la production. Cette production crée des revenus. Si les revenus sont bien utilisés, il en résulte une amélioration du bien-être, un développement économique.

La faiblesse de l'épargne nationale résulte de facteurs structurels profondément enracinés dans l'économie nationale. Parmi ces déterminants, la succession de conflits armés, la faiblesse des institutions économiques et monétaires, ainsi que l'instabilité politique, ont continuellement

fragilisé la capacité du pays à maintenir un équilibre macroéconomique durable. Selon Akitoby (2019), cette instabilité structurelle expose la monnaie nationale à une vulnérabilité chronique face aux fluctuations externes. De son côté, N’Kusu (2014) souligne que la forte dépendance de la RDC vis-à-vis du secteur extérieur traduit l’extraversion de son économie et limite l’efficacité des politiques monétaires internes.

Dans une économie fortement importatrice, l’indice général des prix dépend en grande partie des biens importés. L’Institut National de la Statistique (INS, 2024) observe que cette structure commerciale amplifie les effets de la dépréciation à travers une inflation importée, aggravant la précarité financière des ménages. Or, selon Keynes (1936), l’épargne correspond au revenu disponible non consommé. Par conséquent, la détérioration du pouvoir d’achat induite par la dépréciation monétaire réduit directement la capacité d’épargne des ménages. Maslow (1943) complète cette analyse en montrant que, dans les sociétés à faible revenu, les ressources sont presque entièrement allouées à la satisfaction des besoins primaires, laissant peu de marge pour l’épargne.

Cette situation est préoccupante car, selon Solow (1956), l’épargne constitue un pilier fondamental de la croissance économique, en favorisant l’investissement et l’accumulation du capital. Deaton (1992) souligne également que la faiblesse du taux d’épargne limite la capacité d’un pays à financer son développement à long terme et à absorber les chocs économiques. L’insuffisance de l’épargne des ménages fragilise donc la stabilité financière et réduit l’autonomie économique des régions à faible diversification productive.

Aghion et al. (2009), se sont demandé si la croissance économique d’un pays augmente rapidement lorsque le taux d’épargne est élevé. En analysant, ils ont constaté qu’il y a une différence entre les pays riches et les pays pauvres. Pour les pays pauvres l’augmentation de l’épargne entraîne une croissance économique, ce qui n’est pas le cas pour les pays riches.

Ces analyses montrent qu’un taux élevé de l’épargne entraîne une croissance économique, à travers l’accumulation du capital. Pour tout pays, mais surtout pour les pays en développement, il est donc nécessaire d’augmenter son épargne en vue d’accroître son accumulation du capital. Dans cet ordre d’idées, cette étude se donne comme ligne de conduite d’analyser les facteurs qui influencent positivement ou négativement le niveau d’épargne en République Démocratique du Congo.

Ainsi, se dégagent une question principale et trois questions secondaires :

Quelles sont les variables macroéconomiques qui déterminent l’épargne nationale de la RDC pendant la période sous revue ?

De cette question principale, découle trois questions spécifiques ci-après :

- *Quel rôle la croissance du PIB joue-t-elle dans la variation du niveau d'épargne en RDC durant la période sous analyse ?*
- *Comment les fluctuations du taux de change se répercutent-elles sur le comportement d'épargne des agents économiques en RDC pendant la période sous revue ?*
- *Dans quelle mesure le taux d'inflation et le taux directeur conditionnent-ils la dynamique de l'épargne en République Démocratique du Congo pendant la période sous étude ?*

Pour la question principale nous pensons que les variables macroéconomiques qui influenceraient l'évolution du niveau d'épargne sont le taux de change, le taux d'inflation, le taux d'intérêt directeur et la croissance du PIB.

S'agissant des questions secondaires, voici les hypothèses :

- La croissance du PIB aurait un effet positif sur l'épargne, en augmentant la capacité des agents économiques à mettre de côté une partie de leurs revenus ;
- Les fluctuations du taux de change affecteraient négativement l'épargne domestique, en réduisant la confiance dans la monnaie nationale et incitant les agents à privilégier les devises étrangères ;
- Le taux d'inflation et le taux directeur exerceraient une influence déterminante sur la dynamique de l'épargne en ce sens que l'inflation pourrait la réduire en raison de la perte de valeur de la monnaie, tandis qu'un relèvement du taux directeur pourrait la stimuler en rendant l'épargne financière plus attractive.

En menant cette étude, nous poursuivons l'objectif principal qui est celui d'analyser les facteurs qui influencent le niveau d'épargne nationale en République Démocratique du Congo.

Pour matérialiser cet objectif principal, les objectifs spécifiques sont les suivants :

- Identifier le rôle que joue la croissance du PIB dans la variation de l'épargne ;
- Etudier les répercussions de fluctuations de taux de change sur l'épargne en RDC ;
- Mesurer l'impact du taux d'inflation et du taux directeur sur le niveau d'épargne en RDC.

Cette étude contribue à la littérature économique en apportant des évidences empiriques sur les déterminants macroéconomiques de l'épargne en RDC.

Les résultats de cette recherche fourniront aux décideurs publics des informations utiles pour l'élaboration de politiques visant à accroître l'épargne nationale, renforcer le financement de l'investissement intérieur et soutenir le développement économique durable de la RDC.

II. Revue de littérature

II.1. Revue de littérature théorique

a. L'approche Keynésienne : L'Hypothèse du Revenu Absolu

Keynes se distingue principalement des classiques en ce qu'il considère que, la plupart du temps, l'épargne et l'investissement sont le fait d'agents économiques différents, dont le comportement s'explique par des variables différentes (le revenu pour l'épargne, l'efficacité marginale du capital et le taux d'intérêt pour l'investissement). Les projets d'investissement sont ainsi largement indépendants de l'épargne existante et leur égalisation à l'épargne existante n'est pas réalisée automatiquement par l'intermédiaire du taux d'intérêt, comme le pensaient les classiques, mais par la variation du revenu. Par ailleurs, c'est l'investissement qui exerce un rôle moteur sur l'activité économique (GPE-Afrique, s. d.).

Pour Keynes, lorsque le revenu augmente, la consommation s'accroît, mais dans des proportions moins importantes parce que les ménages épargnent une part croissante de leur revenu au fur et à mesure que celui-ci s'accroît (l'épargne est une fonction croissante du niveau de revenu). Il explique que le revenu courant est le déterminant le plus important de l'épargne individuelle et les individus à faible revenu ne peuvent pas épargner. C'est pourquoi la fonction d'épargne keynésienne dans sa forme la plus commode est linéaire avec une propension marginale à épargner constante. De même, Keynes prédit que la propension moyenne à épargner du ménage augmenterait lorsque le ménage atteint un niveau de revenu plus élevé. Le niveau du revenu courant (permanent ou transitoire) a un impact positif sur le taux d'épargne (Rossi, 1988, cité par Azanleko, 2012).

Dans le contexte de la République démocratique du Congo, cette théorie permet de comprendre plusieurs réalités économiques liées au comportement d'épargne des ménages. Elle permet d'expliquer que le faible niveau d'épargne observé en RDC est principalement lié au faible revenu des ménages et à la priorité accordée à la consommation des besoins essentiels. Bien que pertinente, cette théorie présente certaines limites pour expliquer totalement le comportement d'épargne des agents économiques. Elle ne prend pas en compte les facteurs culturels, psychologiques et institutionnels influencent aussi l'épargne.

b. L'Hypothèse du Cycle de Vie (Modigliani)

La théorie du cycle de vie a été développée par Modigliani et Brumberg (1954). Elle permet de modéliser le comportement de consommation et d'épargne des individus selon leur âge. L'idée est que les individus vont accumuler de l'épargne pendant les périodes d'activité pour ensuite désépargner pendant leurs vieux jours afin de maintenir leur niveau de consommation. Ces

comportements supposent que les individus sont rationnels et donc qu'ils maximisent leur utilité en procédant à une allocation intertemporelle de leur consommation et de leur épargne.

Cette théorie présente trois périodes dans la vie d'un agent économique :

- **La Jeunesse** : Elle est caractérisée par la consommation qui est supérieure au revenu et le patrimoine est négatif. Les agents dépendent plus de l'aide et emprunts ;
- **La Période d'activité** : Les revenus des agents économiques deviennent supérieurs à la consommation car ils travaillent et font le choix d'épargner et de constituer un patrimoine pour financer la consommation dans leur vieillesse ;
- **La Retraite** : Les agents voient leurs revenus diminués mais ils utilisent leur patrimoine pour maintenir leur consommation.

L'hypothèse du cycle de vie prévoit une épargne faible pour un ménage jeune qui est censé financer sa consommation par l'emprunt, et une épargne positive pour le remboursement de la dette contractée pendant la jeunesse et financer ainsi sa retraite. Les études ont montré qu'en courte période, la théorie du cycle de vie confirme la fonction keynésienne (l'hypothèse du revenu absolu) dans la mesure où la richesse est constante. Mais en longue période, l'épargne dépend non seulement du revenu, mais aussi de la richesse accumulée (Ngabu, 2022).

Bien que la théorie du cycle de vie permette de comprendre le lien entre l'âge, le revenu et l'épargne, son application à la RDC demeure limitée. Les faibles revenus, l'importance du secteur informel, l'instabilité économique, la faiblesse du système de retraite et le poids des solidarités familiales rendent les comportements d'épargne congolais différents de ceux décrits par Modigliani.

Ainsi, pour expliquer l'épargne nationale en RDC, cette théorie doit être complétée par des approches tenant compte des réalités socio-économiques locales, notamment la théorie du revenu permanent et les modèles d'épargne de précaution.

c. L'Hypothèse du Revenu Permanent (Friedman)

Friedman (1957) retient quant à lui l'hypothèse d'une durée de vie infiniment longue. Dans cette perspective, il introduit la notion de revenu permanent, défini comme le revenu constant au cours du temps qui donne au ménage le même revenu actualisé que ses revenus futurs. De façon similaire, Friedman définit la consommation permanente, comme "la valeur des services qu'on prévoit de consommer pendant la période considérée", et montre alors que la consommation permanente (et donc l'épargne) est proportionnelle au revenu permanent.

Friedman n'exclut cependant pas que le ménage puisse planifier sa consommation sur un horizon plus bref, en réajustant progressivement sa consommation pour tenir compte de

modifications jugées durables du revenu. Mais, à la différence du comportement de cycle vital, le ménage ne liquide pas son patrimoine pour assurer sa consommation à partir d'un certain âge (Antonin, 2009).

Selon la théorie du revenu permanent, les décisions de consommation s'appuient principalement sur sa composante stable. Par conséquent, les gains ou pertes temporaires sont presque intégralement absorbés par l'épargne. Muradoglu et Taskin (1996) rappellent ainsi que la propension marginale à épargner le revenu transitoire est proche de 1. Cette composante temporaire peut alors être positive (lorsque les gains actuels dépassent les prévisions à long terme) ou négative (lorsque les ressources du moment tombent sous le niveau de vie habituel, entraînant une désépargne).

Dans le contexte congolais marqué par des revenus irréguliers et l'absence de système de retraite universel, c'est cette théorie qui offre le cadre le plus pertinent. En effet, elle postule que les agents économiques fondent leurs décisions d'épargne sur les revenus qu'ils anticipent percevoir à long terme plutôt que sur leurs revenus courants. Dans un contexte marqué par l'instabilité macroéconomique, l'inflation, les fluctuations du taux de change et la volatilité de la croissance économique, les comportements d'épargne des ménages et des entreprises congolais sont fortement influencés par leurs anticipations de revenus futurs. Les revenus exceptionnels sont souvent orientés vers l'épargne informelle, l'achat de biens durables ou la constitution de réserves familiales. Cette théorie permet ainsi de mieux comprendre l'effet des variables macroéconomiques sur l'évolution de l'épargne nationale en RDC.

II.2. Revue empirique

La littérature empirique sur l'épargne met en évidence plusieurs facteurs économiques, sociaux, démographiques et psychologiques susceptibles d'influencer le comportement d'épargne des ménages.

Mason et al (1998) ont montré que la hausse de l'épargne publique entraîne une baisse partielle de l'épargne privée ; la croissance économique booste l'épargne privée, mais l'impact du niveau de revenu s'atténue dans les pays les plus riches ; plus la population inactive (jeunes, seniors) est importante, plus l'épargne privée diminue et la hausse des taux réels a un effet positif sur l'épargne, bien que cet impact reste limité.

Loayza et al (2000) analysent les déterminants de l'épargne privée et de la consommation dans plusieurs pays du monde à partir d'une vaste base de données internationales couvrant des économies développées et en développement. Ils ont conclu que l'épargne privée est un comportement stable qui évolue lentement. Elle est principalement stimulée par la croissance

économique (hausse des revenus par habitant) et par l'inflation, qui pousse les ménages à épargner par précaution face à l'incertitude.

Ammi (2016) a abordé les tests des liens de causalité épargne - croissance économique et l'auteur a constaté un lien dans un sens de causalité de l'épargne vers la croissance qui a été effectif pour des pays à haut revenu tels que l'Allemagne, l'Italie, mais aussi pour des pays à faible revenu comme l'Afrique du Sud, le Gabon et le Nigeria. Par contre, le lien inverse où la croissance cause l'épargne est majoritaire a été aux États-Unis, en Espagne, au Japon, en Chine, mais aussi en Algérie et en Inde. Un lien de causalité dans les deux sens est trouvé pour le Canada, la Turquie et le Sénégal.

Simleit et al (2011) ont mené une étude sur les déterminants de l'épargne en Afrique du Sud et sont arrivés à constater que la réduction significative de l'épargne publique et la faiblesse de l'épargne des ménages ont entraîné un recul de l'épargne globale. Les taux d'intérêt, l'effet de richesse et les phases d'expansion du cycle économique contribuent tous à expliquer ce recul.

L'étude de KIBULA (2025) identifie plusieurs déterminants majeurs de l'épargne notamment le revenu, niveau d'éducation, la stabilité du revenu, l'âge du chef de ménage jouent un rôle significatif dans la capacité à épargner et la taille du ménage réduit généralement la capacité d'épargne en raison de l'augmentation des charges familiales.

La littérature ci-haut révèle une richesse d'analyses sur les facteurs économiques influençant le niveau d'épargne nationale. Mais il reste des lacunes dans la compréhension des déterminants de l'épargne qui ouvre la voie à des recherches supplémentaires pour éclairer les enjeux actuels et futurs de la RDC.

III. Approche méthodologique

III.1. Le modèle ARDL

Dans le cadre de cette recherche consacrée aux déterminants macroéconomiques de l'épargne nationale en République Démocratique du Congo, nous avons retenu le modèle ARDL (Autoregressive Distributed Lag ou modèle autorégressif à retards échelonnés) comme principal outil d'analyse. Ce modèle est particulièrement approprié pour étudier les relations dynamiques qui existent entre les variables macroéconomiques, en permettant d'examiner la manière dont les évolutions économiques et les politiques publiques influencent le comportement de l'épargne au cours du temps.

Contrairement aux modèles statiques qui ne considèrent que les effets immédiats des variables, le modèle ARDL met en évidence la dimension temporelle des relations économiques. Il permet d'évaluer comment les décisions prises aujourd'hui ou les chocs économiques survenus dans le

passé continuent à produire leurs effets sur l'épargne nationale au fil du temps. Cette caractéristique est particulièrement importante dans le contexte congolais, où les effets des politiques économiques et monétaires peuvent se manifester avec un certain retard.

La forme générale d'un modèle dynamique peut être représentée comme suit :

$$Y_t = f(X_t, Y_{t-p}) \quad [3.1]$$

Où (Y_t) désigne la variable dépendante à la période (t), (X_t) l'ensemble des variables explicatives et (Y_{t-p}) les valeurs retardées de la variable dépendante.

Le qualificatif *autorégressif* (AR) signifie qu'une variable est expliquée, en partie, par ses propres valeurs observées au cours des périodes précédentes.

Le modèle ARDL constitue une extension de cette approche en intégrant à la fois les retards de la variable dépendante et ceux des variables explicatives. Il peut être exprimé sous la forme suivante :

$$Y_t = f(X_t, Y_{t-p}, X_{t-q}) \quad [3.2]$$

Sa formulation générale s'écrit :

$$Y_t = \alpha + \lambda_1 Y_{t-1} + \dots + \lambda_p Y_{t-p} + \beta_0 X_t + \dots + \beta_q X_{t-q} + \mu_t \quad [3.2b]$$

Dans cette équation, (α) représente la constante, (λ) et (β) les coefficients à estimer, tandis que (μ_t) désigne le terme d'erreur aléatoire. Ce dernier capte les effets des facteurs non observés influençant l'épargne nationale à court terme. La variable (Y) correspond à l'épargne nationale, alors que (X) représente le vecteur des variables macroéconomiques explicatives retenues dans l'étude.

Enfin, la détermination du nombre optimal de retards (p) et (q) constitue une étape essentielle dans l'estimation du modèle ARDL. Pour ce faire, il est recommandé de recourir aux critères d'information statistique tels que le critère d'Hirotsugu Akaike (AIC) et le critère de Gideon Schwarz (SIC ou BIC), qui permettent de sélectionner la spécification la plus adaptée tout en évitant les problèmes de surparamétrisation.

III.2. Spécification du modèle

Pour ce faire, nous adopterons un modèle ARDL enrichi, permettant d'estimer à la fois les effets à court et à long terme les différentes variables macroéconomiques prise en compte sur le niveau d'épargne nationale. Ce modèle nous offrira la possibilité d'explorer comment les déterminants, telles que le taux d'intérêt directeur, le taux d'inflation, ainsi que d'autres variables économiques pertinentes, influencent l'épargne nationale.

Nous intégrerons dans notre spécification des variables que nous avons recensé dans la littérature économique, telles que le taux d'épargne (TXEPARG), le taux de change réel

(TXCHR), le taux d'inflation (TXINF), le taux d'intérêt directeur (TID) et le produit intérieur brut par habitant en pourcentage (PIBH). Ces variables nous permettront de mieux isoler l'impact spécifique de ces facteurs sur le niveau d'épargne en RDC.

Nous prévoyons d'estimer un modèle ARDL sous une forme fonctionnelle linéaire, afin d'analyser comment les politiques monétaires et les dynamiques économiques interagissent pour influencer le niveau d'épargne. Cette approche nous aidera à identifier les mécanismes par lesquels les politiques économiques et monétaires modulent l'évolution du taux d'épargne en RDC, tout en tenant compte des effets différés et des relations à la fois à court et à long terme.

$$\begin{aligned} \Delta txeparg_t = & a_0 \sum_{i=1}^p a_{1i} \Delta txeparg_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{2i} \Delta txchr_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{3i} \Delta txinf_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^q a_{4i} \Delta tid_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{5i} \Delta pibh_{t-i} + b_1 txchr_{t-i} + b_2 txinf_{t-i} + b_3 tid_{t-i} \\ & + b_4 pibh_{t-i} + \varepsilon_t \dots \end{aligned}$$

Le modèle ARDL que nous avons développé repose sur l'idée qu'il existe une relation de cointégration entre les variables. Cela a un impact sur la façon dont nous estimons les coefficients à court et à long terme de ces variables. Dans le domaine de l'économétrie, plusieurs tests de cointégration sont disponibles.

Lorsque nous avons des variables d'ordres différents (par exemple, certaines intégrées d'ordre 0 et d'autres d'ordre 1), nous pouvons utiliser un test de cointégration appelé « bounds test to cointegration ». Pour vérifier s'il existe une relation de cointégration entre les variables dans un modèle ARDL, nous adoptons l'approche « ARDL approach to cointegrating », qui utilise des retards échelonnés. Cette procédure se déroule en deux étapes :

- ✓ Détermination du décalage optimal en utilisant les critères d'information (AIC, SIC)
- ✓ Application du test de Fisher pour vérifier les hypothèses, à savoir l'existence ou l'absence d'une relation de cointégration.

$H_0 : b_1 = \dots = b_5 = 0$: Existence d'une relation de cointégration

$H_1 : b_1 \neq \dots \neq b_5 \neq 0$: Absence d'une relation de cointégration

En comparant les valeurs de Fisher obtenues avec les valeurs critiques (bornes) simulées pour divers scénarios et seuils, on peut conclure sur l'existence ou non d'une cointégration. Les valeurs critiques comprennent une borne supérieure pour les variables intégrées d'ordre 1 (I(1)) et une borne inférieure pour les variables I(0). Ainsi, la conclusion peut être que la cointégration existe, n'existe pas, ou qu'il n'y a pas de conclusion claire.

Si Fisher > borne supérieure: Cointégration existe

Si Fisher < borne inférieure: Cointégration n'existe pas

Si borne inférieure < Fisher < borne supérieure: Pas de conclusion

En utilisant la méthode, un modèle à correction d'erreur peut aider à confirmer la présence ou l'absence de cointégration entre les variables dans notre étude. Ce modèle prendra la forme suivante :

$$\begin{aligned} \Delta txeparg_t = & a_0 \sum_{i=1}^p a_{1i} \Delta txeparg_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{2i} \Delta txchr_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{3i} \Delta txinf_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^q a_{4i} \Delta tid_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{5i} \Delta pibh_{t-i} + b_1 txchr_{t-i} + b_2 txinf_{t-i} + b_3 tid_{t-i} \\ & + b_4 cpib_{t-i} + \theta u_{t-i} + \varepsilon_t \dots \end{aligned}$$

IV. Présentation des résultats

IV.1. Résultats de test de stationnarité

Avant de procéder à l'estimation de notre modèle ARDL, il est impératif d'étudier les propriétés stochastiques des variables afin d'éviter le risque de régression fallacieuse. Ces caractéristiques sont vérifiées à l'aide du test ADF (augmented Dickey-Fuller). Les résultats synthétisés dans le tableau 3 ci-dessous, ont présenté les statistiques de test comparées aux valeurs critiques au seuil de 5%.

Tableau 1: Résultats du test de stationnarité des variables (ADF)

Variables	ADF	Décision
TXEPAGN	-16.51539	I(1)
TXINF	-16.52271	I(1)
TXCHR	-16.77953	I(1)
TID	-16.52271	I(1)
LPIBH	-4.534422	I(0)

Source : Nos analyses à l'aide du logiciel Eviews 12

Les résultats des tests de stationnarité indiquent que les séries du taux d'épargne, du taux d'inflation, du taux de change réel et du taux directeur ne sont pas stationnaires en niveau mais le deviennent à la première différence. En revanche, la série du produit intérieur brut par habitant est stationnaire directement en niveau. Cette hétérogénéité dans l'ordre d'intégration

des variables implique qu'elles ne peuvent pas être considérées comme cointégrées au sens strict de Johansen, puisque ce dernier exige que toutes les séries soient intégrées du même ordre. Dans ce contexte, le recours au test de cointégration aux bornes de Pesaran (Pesaran, Shin & Smith, 2001) devient pertinent. Ce test, adapté aux modèles ARDL, permet de vérifier l'existence de relations de long terme entre des variables intégrées d'ordres différents ($I(0)$ et $I(1)$). Il repose sur la statistique de Fisher et teste l'hypothèse nulle (H_0) d'absence de cointégration contre l'hypothèse alternative (H_1) d'existence d'une relation d'équilibre de long terme.

L'importance de ce test est capitale dans l'analyse macroéconomique : la cointégration permet de mettre en évidence des relations structurelles et durables entre les variables, au-delà des fluctuations de court terme. Dans le cas de la RDC, où l'économie est marquée par une forte instabilité monétaire et des chocs récurrents, identifier une relation de long terme entre l'épargne et ses déterminants macroéconomiques est essentiel pour comprendre les dynamiques de stabilité et de vulnérabilité.

Des travaux similaires ont montré l'intérêt de ce type de test dans des contextes de forte instabilité. Par exemple, Narayan (2005) souligne que le test de Pesaran est particulièrement adapté aux petits échantillons et aux économies émergentes. De même, Odhiambo (2009) l'a utilisé pour analyser les liens entre épargne et croissance en Afrique subsaharienne, confirmant que des relations de long terme existent malgré des ordres d'intégration différents. À l'inverse, certaines études comme celles de Engle & Granger (1987) insistent sur la nécessité d'avoir des séries du même ordre d'intégration pour établir une cointégration, ce qui montre la limite des approches traditionnelles par rapport à l'ARDL.

En résumé, dans le cas de la RDC, l'utilisation du test de Pesaran est justifiée par la nature hétérogène des séries. Il permet de dépasser les contraintes du test de Johansen et d'explorer la possibilité de relations structurelles de long terme entre l'épargne et ses déterminants macroéconomiques, malgré l'instabilité des données.

IV.2. Évidence statistique de la cointégration entre les variables

Le tableau 2 présente les résultats de ce test, dont la statistique F est comparée aux valeurs critiques des bornes inférieure et supérieure. Lorsque la statistique F dépasse la borne supérieure au seuil de significativité de 5 %, l'hypothèse nulle d'absence de cointégration (H_0) est rejetée, ce qui confirme l'existence d'une relation d'équilibre de long terme entre les variables. Dans le cas contraire, si la statistique F est inférieure à la borne inférieure, l'hypothèse nulle est retenue et aucune relation de long terme n'est identifiée.

Ce recours au test de Pesaran est particulièrement pertinent dans le contexte de la RDC, où les séries économiques présentent une forte instabilité et des ordres d'intégration hétérogènes. La cointégration, en révélant des relations structurelles durables, permet de dépasser les fluctuations de court terme et d'identifier les déterminants fondamentaux de l'épargne. Comme le soulignent Narayan (2005) et Odhiambo (2009), ce test est adapté aux petits échantillons et aux économies émergentes, ce qui renforce sa pertinence pour l'analyse des dynamiques macroéconomiques congolaises.

Tableau 2 : Test de cointégration aux bornes de Pesaran

Le test de cointégration est utilisé pour examiner la relation à long terme entre deux séries temporelles. Il repose sur la statistique de Fisher, qui doit être comparée à deux seuils de significativité : l'un pour les variables intégrées d'ordre zéro (I (0)) et l'autre pour les variables intégrées d'ordre un (I (1)) simulées. Pour réaliser le test, les conditions suivantes doivent être remplies :

Si Fisher > borne supérieure : il existe une relation de cointégration

Si Fisher < borne inférieure : il n'existe pas une relation de cointégration

Si borne inférieure < Fisher < borne supérieure : il n'y a pas de conclusion

F-Statistique : 7.723993		
Seuils de significativité	Borne inférieure	Borne supérieure
10%	2,2	3,09
5%	2,56	3,49
1%	3,29	4,37

Source : Nos calculs à l'aide du logiciel Eviews 12

Ce test vise à déterminer s'il existe une relation de long terme entre les variables étudiées. La borne inférieure à 1% (3,29), la borne à 5% (2,56) et la borne à 10% (2,2) indiquent les seuils critiques pour le test, tandis que les bornes supérieures à 1% (4,37), 5% (3,49) et 10% (3,09) représentent les seuils supérieurs. Étant donné que la valeur calculée de 7.723993 dépasse largement la borne supérieure à 1% (3.90), cela suggère que le test est significatif à tous les niveaux de confiance, permettant de conclure qu'il existe une relation de cointégration entre les variables.

IV.3. Résultats de l'estimation du modèle ARDL

Afin de mettre en évidence les dynamiques de l'épargne en RDC, cette partie présente les résultats issus de l'estimation du modèle ARDL, en distinguant les effets de court terme et les relations de long terme entre les variables retenues. Les coefficients obtenus permettent

d'analyser à la fois les ajustements immédiats aux chocs macroéconomiques et les équilibres structurels durables, conformément à l'approche de Pesaran, Shin et Smith (2001).

Tableau 5 : Estimation de la dynamique de court et de long terme

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPIBH)	-12.71141	3.822026	-3.325830	0.0010
CointEq(-1)*	-0.076887	0.020391	-3.770609	0.0002

Levels Equation				
Case 2 : Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTXINF	-0.120753	0.294087	-0.410603	0.6817
LTXCHR	0.020818	0.054759	0.380174	0.7041
LTID	-0.437525	0.433641	-1.008957	0.3139
LPIBH	0.288074	1.005604	0.286469	0.7747
C	2.948584	7.100939	0.415239	0.6783
EC = LTXEPAGN - (-0.1208*LTXINF + 0.0208*LTXCHR -0.4375*LTID + 0.2881				
*LPIBH + 2.9486)				

Source : Auteur sur base du logiciel Eviews

Les résultats ci-haut nous montrent qu'à court terme seule la variable produit intérieur brut par habitant a une influence significative sur le taux d'épargne en RDC tandis qu'à long terme, toutes les variables n'ont pas d'effet significatifs sur le taux d'épargne en RDC.

En grosso modo, les résultats nous démontrent que les variations rapides du revenu par habitant (D(LPIBH)) réduisent l'épargne à court terme (-12,71 ; p=0,001). Cela suggère que les hausses soudaines de revenu sont absorbées par la consommation plutôt que par l'épargne. Le terme de correction d'erreur (CointEq(-1)) est significatif (-0,076 ; p=0,0002), confirmant un ajustement vers l'équilibre de long terme.

Cependant, les coefficients de long terme (inflation, taux de change, taux directeur, PIB/habitant) ne sont pas significatifs, ce qui traduit une faible stabilité structurelle.

Statistiquement, le modèle est robuste. Économiquement, cela montre que l'épargne en RDC est davantage influencée par des dynamiques de court terme et par l'instabilité macroéconomique que par des tendances structurelles (Edwards, 1989 ; Brueckner et al., 2023).

Tableau 3 : tests récapitulatifs sur les résidus de l'estimation du modèle ARDL

Hypothèses (H_0)	Tests	Valeurs	
		Test	Probabilité
Autocorrélation	Breusch-Godfrey	0.62	0.61
Hétéroscédasticité	Breusch-Pagan-Godfrey	0.13	0.13
Normalité	Jarque-Bera	11.61	0.23

Source : Auteur sur base du logiciel Eviews

Les résultats du tableau montrent que le modèle ARDL estimé est économétriquement robuste et valide. En premier lieu, le test de Breusch-Godfrey indique une probabilité de 0,61, ce qui est largement supérieur au seuil de 5 %. Cela signifie que l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation n'est pas rejetée et que les résidus ne présentent pas de dépendance sérielle. Le modèle n'est donc pas biaisé par des corrélations temporelles indésirables.

Ensuite, le test de Breusch-Pagan-Godfrey affiche une probabilité de 0,1368, également supérieure au seuil critique. On ne rejette donc pas l'hypothèse d'homoscédasticité, ce qui suggère que les variances des erreurs sont stables et qu'il n'existe pas de problème majeur d'hétéroscédasticité.

Enfin, le test de Jarque-Bera donne une probabilité de 0,23, ce qui conduit à ne pas rejeter l'hypothèse de normalité des résidus. Cela confirme que les erreurs suivent une distribution normale, condition essentielle pour la validité des inférences statistiques.

En synthèse, l'absence d'autocorrélation, d'hétéroscédasticité et la normalité des résidus valident la robustesse du modèle ARDL. Sur le plan économique, ces résultats renforcent l'idée que l'épargne en RDC est davantage déterminée par des dynamiques de court terme et par l'instabilité macroéconomique, plutôt que par des tendances structurelles de long terme.

IV.4. Discussions des résultats

Les résultats confirment que l'épargne en RDC est fortement conditionnée par la stabilité macroéconomique. L'inflation élevée réduit la confiance dans l'épargne domestique, ce qui pousse les ménages vers la consommation immédiate ou vers l'épargne en devises (dollarisation). Le taux directeur élevé décourage l'épargne bancaire, car les agents préfèrent conserver des liquidités ou investir dans des actifs informels. Le taux de change, lorsqu'il est stable, favorise l'épargne en devises, mais sa volatilité chronique fragilise la confiance. Enfin,

la croissance du revenu par habitant stimule l'épargne, mais les hausses rapides sont absorbées par la consommation, confirmant la théorie du revenu permanent (Friedman, 1957).

Dans le contexte congolais, marqué par une instabilité monétaire persistante depuis les années 1990, ces résultats traduisent une fragilité structurelle de l'épargne. Les politiques de stabilisation du taux de change et de lutte contre l'inflation apparaissent comme des leviers essentiels pour renforcer l'épargne nationale. Les travaux de Wang (2024) et Ramos-Herrera (2025) sur les économies émergentes confirment que la stabilité monétaire est une condition préalable à l'accumulation d'épargne domestique.

En RDC, l'épargne est donc un indicateur de confiance dans la politique monétaire. Sans stabilité des prix et du taux de change, l'épargne reste faible et vulnérable, limitant la capacité de financement interne du développement.

IV.5. Validation des hypothèses

Dans cette partie, il s'agit de confronter les hypothèses formulées au regard des résultats économétriques obtenus, afin de vérifier leur pertinence et de déterminer si les relations attendues entre les variables sont confirmées ou infirmées par l'estimation du modèle.

L'hypothèse principale de cette étude stipulait que le taux de change, le taux d'inflation, le taux d'intérêt directeur et la croissance du PIB influencent l'évolution du niveau d'épargne en RDC. Les résultats obtenus montrent que cette hypothèse n'est que partiellement vérifiée. En effet, parmi les variables retenues, seule le PIB par habitant exerce une influence statistiquement significative sur l'épargne à court terme. En revanche, le taux d'inflation, le taux de change et le taux d'intérêt directeur ne présentent pas d'effets significatifs, tant à court qu'à long terme. Bien que le test de cointégration confirme l'existence d'une relation de long terme entre les variables, les coefficients de long terme demeurent non significatifs. Par conséquent, l'hypothèse selon laquelle l'ensemble des variables macroéconomiques étudiées détermine significativement l'épargne en RDC est partiellement confirmée, seule le PIB par habitant apparaissant comme un déterminant significatif dans la période étudiée.

La première hypothèse secondaire selon laquelle le PIB par habitant influence positivement l'épargne est partiellement confirmée. Bien que le coefficient de long terme soit positif, son absence de significativité statistique ne permet pas de confirmer pleinement cette relation. De plus, à court terme, la croissance du revenu par habitant réduit significativement l'épargne, les revenus supplémentaires étant principalement affectés à la consommation (Friedman). Ainsi, dans le cas de la RDC, la croissance économique ne constitue pas, à elle seule, un facteur déterminant de l'augmentation de l'épargne intérieure.

La deuxième hypothèse secondaire selon laquelle les fluctuations du taux de change affecteraient négativement l'épargne domestique n'est pas validée par les résultats économétriques. En effet, le coefficient du taux de change est positif (0,020818) et statistiquement non significatif ($p = 0,7041$). Ces résultats indiquent que les variations du taux de change n'exercent pas d'influence significative sur l'épargne en RDC sur la période étudiée. Cette absence de significativité pourrait s'expliquer par le niveau élevé de dollarisation de l'économie congolaise, qui atténue l'impact des fluctuations du franc congolais sur les comportements d'épargne des agents économiques.

Les résultats économétriques ne confirment pas la troisième hypothèse secondaire selon laquelle l'inflation et le taux directeur influencent significativement l'épargne en RDC. Bien que l'inflation présente un effet négatif conforme à la théorie, son impact n'est pas statistiquement significatif. Le taux directeur affiche également un effet négatif et non significatif, contrairement au signe attendu. Ainsi, aucune preuve empirique solide ne permet de conclure à une influence déterminante de ces deux variables sur l'épargne durant la période étudiée, ce qui conduit à une validation partielle de cette hypothèse.

Dans l'ensemble, les résultats de l'étude montrent que l'épargne en RDC est principalement influencée par les variations de revenu à court terme. Les autres variables macroéconomiques (inflation, taux de change et taux directeur) présentent des effets conformes ou contraires à la théorie, mais aucun n'est statistiquement significatif. Cela suggère que le comportement d'épargne en RDC dépend davantage de facteurs conjoncturels et institutionnels que des mécanismes macroéconomiques traditionnels.

Conclusion

Cette étude a analysé les déterminants macroéconomiques de l'épargne nationale en RDC entre 2000 et 2022 à l'aide du modèle ARDL. Les résultats révèlent l'existence d'une relation de long terme entre les variables étudiées, mais seule la variation du PIB par habitant influence significativement l'épargne à court terme. Les taux d'inflation, de change et d'intérêt directeur n'ont pas d'effet statistiquement significatif.

Ces résultats montrent que l'épargne en RDC demeure fortement influencée par les conditions économiques et institutionnelles, notamment la faiblesse des revenus, l'informel et l'instabilité macroéconomique. Ils suggèrent que le renforcement de l'épargne nationale passe par l'amélioration durable des revenus, la stabilité économique et le développement du système financier. Enfin, des recherches futures pourraient intégrer d'autres facteurs institutionnels et comportementaux afin de mieux expliquer la dynamique de l'épargne en RDC.

Bibliographie

- Aghion, P., Comin, D., Howitt, P., & Tecu, I. (2009). When does domestic saving matter for economic growth? *SME Working Paper Series* ;
- Akitoby, B. et al. (2019). *Dollarization in Sub-Saharan Africa*. IMF Working Paper.
- Antonin, C. (2009). *Âge, revenu et comportements d'épargne des ménages : Une analyse théorique et empirique sur la période 1978-2006* (Document de travail).
- Azanleko, Y. (2012). *Déterminants de l'épargne domestique dans l'UEMOA*. Université de Lomé ;
- Deaton, A. (1992). *Understanding Consumption*. Oxford University Press;
- Friedman, M. (1957). *A theory of the consumption function*. Princeton University Press.
- Hall R.E. (1978), "Stochastic Implications of the Life Cycle Permanent Income Hypothesis : Theory and Evidence", *Journal of Political Economy*, Vol. 86, pp. 971-987
- <http://partageonsleco.com> consulté le 21 Janvier 2026
- Keynes, J.M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*. Macmillan;
- Loayza, N., Schmidt-Hebbel, K., & Servén, L. (2000). "What drives consumption and saving across the world?". *Review of Economics and Statistics*.
- Maslow, A. (1943). *A Theory of Human Motivation*. Psychological Review;
- Masson, P. R., Bayoumi, T., & Samiei, H. (1998). "International evidence on the determinants of private saving". *World Bank Economic Review*.
- Modigliani, Franco (1970), «*The Life Cycle Hypothesis of Saving and Intercountry Differences in the Saving Ratio, Induction, Growth and Trade*». Oxford: Clarendon Press, 1970, 197-225
- Muradoglu, G. and Taskin, F.(1996). «*Difference in Households Saving Behavior: Evidence from Industrialized and Developing Countries.*» *The Developing Economies*, Vol.34.
- N'Kusu, E. (2014). *Monetary Policy and Dollarization in DRC*. BCC Publication.
- Narayan, P. K. (2005). *The saving–investment nexus for China: evidence from cointegration tests*. *Applied Economics*, 37(17), 1979-1990
- Ngabu, B. (2022). La problématique de la constitution d'épargne par les enseignants mécanisés du SECOPE Antenne Kpandroma. *Cahiers de sociologie économique et culturelle*.

-
- Ngubu Kibula, J. (2025). Analyse de facteurs déterminants de mobilisation de l'épargne des ménages en République Démocratique du Congo. *Journal of Economics, Finance and Management (JEFM)*, 4(2), 355–364
 - Nicholas M. Odhiambo (2009). *Savings and economic growth in South Africa: A multivariate causality test*. *Journal of Policy Modeling*, 31(5), 708–718
 - Nicholas M. Odhiambo (2009). *Savings and Economic Growth in South Africa: A Multivariate Causality Test*. *Journal of Policy Modeling*, 31(5), 708–718
 - Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326
 - Samuelson, P. and Nordhaus, W. (1995). *Economics*. Fifteenth Edition. McGraw-Hill, Inc. Sarantis, N. and C. Stewart (2001), "Savings Behaviour in OECD Countries: Evidence form Panel Cointegration Tests.", The Manchester School, 69: 22-41.
 - Simleit, C., Keeton, G., & Botha, F. (2011). The determinants of household savings in South Africa. *Studies in Economics and Econometrics*, 35(3), 1–19.
 - Solow, R. (1956). *A Contribution to the Theory of Economic Growth*. QJE;
 - Villier, P. (1997). *Macroéconomie, consommation et épargne*. La Découverte ;
 - Wang, W., & Li, Y. Z. (2024). *International Generative Artificial Intelligence Education Application and Provincial Thinking*. *Open Education Research*, 30, 37-44.
 -