

Determinants De La Demande De Monnaie En RDC De 2000-2015

Modeste KITAMBALA MASTAKI^{1*}
Senold TANDIA AKOMBOYO²
BOTCHAKA BOYALE Arlène³
Daniel KAYEMBE MULOPWE*

Résumé

L'efficacité de toute politique économique, quelle qu'elle soit, est tributaire d'un certain nombre de facteurs fondamentaux. La présente recherche vise la détermination de ces leviers dont le comportement impacte celui de la demande de monnaie en RDC. Cette étude couvre la période 2000-2015. Les résultats, après analyse, révèlent que seuls le revenu national et le taux de change sont les facteurs retenus au détriment de l'indice des prix à la consommation et du taux d'intérêt du marché monétaire. La démarche est essentiellement économétrique. Elle procède du modèle à correction d'erreur à la Engel et Granger. Le décideur politique en RDC, à la recherche d'une politique économique efficace et optimale, pourrait donc s'inspirer des résultats du présent travail.

Mots clés : Demande de monnaie, modèle à correction d'erreur, politique économique efficace et optimale.

Date of Submission: 18-03-2021

Date of Acceptance: 01-04-2020

I. Introduction

Depuis son introduction dans l'économie, la monnaie s'est farouchement imposée. Aucune économie du monde, à l'heure actuelle, ne pourrait envisager de s'en débarrasser. La monnaie comble l'impasse d'une économie de troc. Elle en compense les insuffisances et joue un rôle irréfutable. Elle constitue un cerveau louable de toute activité humaine.

La monnaie permet des transformations de l'économie réelle. Elle en facilite la production et la commercialisation des biens et services. Dès lors, elle constitue l'une des préoccupations fondamentales de toute politique économique efficace et optimale. Bien qu'elle présente autant d'atouts en elle-même, la monnaie présente également un certain danger vis-à-vis de l'économie par rapport à sa détention par l'agent économique. Son abondance autant que son insuffisance bousculent, sans nul doute, l'économie en provoquant un déséquilibre au sein de celle-ci.

Chaque pays a alors intérêt à contrôler rigoureusement la demande de monnaie de son économie. Il faudrait donc, pour ce faire, que l'on parvienne à déterminer les facteurs dont les comportements influent fondamentalement le comportement de cette demande. Ceci permettrait d'ajuster le niveau de la demande de monnaie par rapport à ses facteurs explicatifs et orienter toute politique économique. Un constat se dégage dès lors très nettement. La demande de monnaie dans bon nombre d'économies de certains pays est corrélativement et significativement liée à leur niveau du revenu national.

En effet, la théorie économique stipule que la demande de monnaie est également influencée par le taux d'intérêt des titres du marché financier (LAVINGNE, 1997). Cependant, il demeure vrai qu'en République Démocratique du Congo (RDC), il n'existe pas de marché financier (SAILE A., 2017). De ce fait, conséquemment, la demande de monnaie au pays n'est pas expliquée par le taux d'intérêt des titres du marché financier. Quels sont alors les facteurs qui déterminent la demande de monnaie en RDC ?

La présente étude procède d'une hypothèse de recherche selon laquelle le revenu national, le taux de change, l'indice de prix à la consommation et le taux d'intérêt du marché monétaire auraient une influence

1* Chercheurs Indépendants/RDC

2 Assistant à l'Université de Kisangani/RDC

3 Assistante à l'Université de Kisangani/RDC

notable sur la demande de monnaie en République Démocratique du Congo. La recherche des facteurs qui déterminent la demande de monnaie en République Démocratique du Congo est un préalable indispensable. Ceux-ci sont, à la portée des décideurs politiques à la recherche d'un cadre macroéconomique stable et donc équilibré, de véritables leviers d'orientation d'une politique économique monétaire efficace et optimale.

La technique documentaire a permis de nourrir la littérature revue théorique et pratique de la demande de monnaie, d'une part. Elle a aussi permis de constituer de séries de données quantitatives exploitées et dont le traitement a conduit aux résultats de la présente étude, d'autre part. La présente étude procède de la démarche essentiellement économétrique. Le modèle spécifié est un modèle à correction d'erreur. Un recours au logiciel STATA11 pour son estimation a été nécessaire.

L'inexistence d'un marché financier en République Démocratique du Congo révèle un phénomène assez paradoxal quant au nivellement du niveau de la demande de monnaie nécessaire à la lubrification de l'économie du pays. Ceci suscite une certaine curiosité chez tout chercheur. D'où notre choix de ce sujet de recherche. Subséquemment, la qualité de la politique monétaire du pays en dépend. L'intérêt de cette recherche pourrait alors être celui de mettre en exergue les facteurs qui gouvernent et déterminent le comportement de la demande de monnaie au pays.

La présente étude porte sur la période allant de 2000 à 2015. Depuis l'année 2000, la République Démocratique du Congo ne connaît l'application que d'un seul régime de change. Pendant cette période, s'observe aussi une certaine stabilité des grandeurs macroéconomiques globales caractéristiques. Aussi, des données chiffrées disponibles permettent de constituer des séries assez longues et sans données manquantes.

II. Methodologie Et Resultats

II.1 Données

Les variables sélectionnées dans le cadre de cette étude comprennent la demande de monnaie, le revenu national, l'indice des prix à la consommation, le taux de change et le taux d'intérêt du marché monétaire. La demande de monnaie est la variable endogène. Les autres variables constituent des variables exogènes. Les données en rapport avec la demande de monnaie et le produit intérieur brut proviennent des rapports de la Banque Centrale du Congo (Rapport 2007, 2015). Celles se rapportant aux autres variables sont issues de la base de données statistiques 2015 de la Banque Mondiale (www.worldbank.org). Ces données sont d'une périodicité trimestrielle. Toutes ces variables ont été prises en logarithme exceptés l'Indice de Prix à la Consommation et le Taux d'Intérêt. Cette transformation monotone a l'avantage de rendre des séries stationnaires en variance. Le filtre logarithme, lorsque ses propriétés le permettent, réduit la variabilité d'une série. Ceci conduit, en effet, à encadrer la série entre deux droites parallèles avec pour effet de supprimer le phénomène d'entonnoir, témoignant du fait que la variance de la série a tendance à varier au cours du temps. (LUBANZA NGOMA, 2016).

II.2 Estimation du modèle

Avant d'appliquer les méthodes économétriques classiques, le test de stationnarité des variables est recommandé afin d'éviter le problème de régression artificielle.

Pour ce faire, nous disons que les variables ont préalablement été rendues stationnaires (en moyenne). Le test de racine unitaire de Dickey-Fuller augmenté (ADF) a servi à cet effet.

Le tableau n° 1 résume les résultats du test ADF sur chacune des variables brutes transformées en filtre logarithmique, selon le cas.

Tableau 11: Résultats des tests ADF sur les variables du modèle

Variable	Nom	Type de modèle	Ordre d'intégration
1. Demande de monnaie	$\log(Md)$	Trend et intercept	I(1)
2. Revenu national	$\log(PIB)$	Intercept sans trend	I(1)
3. Taux de change	$\log(TCH)$	Trend et intercept	I(1)
4. Indice de prix à la consommation	IPC	Intercept sans trend	I(1)
5. Taux d'intérêt	$TINT$	Sans trend ni Intercept	I(1)

Source : Auteur.

II.2.1 Test de cointégration des variables.

L'estimation procède de l'algorithme en deux étapes de Engel et Granger. La première étape a consisté à tester l'ordre d'intégration des variables : elles sont toutes intégrées d'ordre 1, soit I(1). Ceci constitue une condition nécessaire.

La relation du modèle de long terme entre les variables prend la forme suivante :

$$\log(Md) = \alpha_{1t} + \alpha_{2t} \cdot \log(RN_t) + \alpha_3 \cdot \log(TCH_t) + \alpha_4 \cdot IPC_t + \alpha_5 \cdot TINT_t + \varepsilon_t$$

La condition suffisante est vérifiée lorsque le résidu ε_t , issu de la régression par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) du modèle de long terme, est stationnaire en niveau d'un ordre d'intégration inférieur à I(1), soit I(0).

Soit l'estimation suivante :

$$\log(M_d) = -2,715756 + 0,9995379 \cdot \log(RN) - 0,1734571 \cdot \log(TCH) - 0,0045921 \cdot IPC + 0,0915906 \cdot TINT$$

Le tableau n°2 reprend les résultats des estimations du modèle de long terme. Les variables IPC et TINT sont statistiquement significativement nulles. Néanmoins, le test de Fisher renseigne que le modèle pris globalement est statistiquement significatif quel que soit le seuil.

Tableau 2: Estimation par les MCO de la relation du modèle de long terme

	Identifiant	Coefficient estimé	Écart-type	Probabilité critique	Décision
1.	$\log(RN_t)$	0.9995379	0.0784201	0.000	Significatif
2.	$\log(TCH_t)$	-0.1734571	0.0608869	0.006	Significatif
3.	IPC_t	-0.0045921	0.0182087	0.802	Non significatif
4.	$TINT_t$	0.0915906	0.1945469	0.640	Non significatif

Source : Auteur.

La seconde étape consiste à tester la stationnarité du résidu de la relation de long terme. Ceci constitue la condition suffisante.

Tableau 3: Test ADF du résidu de l'estimation du modèle de long terme

Variable	Nom	Type de modèle	Ordre d'intégration
Résidu	ε_t	Sans trend ni Intercept	I(0)

Source : Auteur.

Le résidu de l'équation du modèle estimé est stationnaire en niveau quel que soit le seuil. La valeur de la probabilité critique associée à la statistique ADF est nulle. Nous pouvons alors procéder à l'estimation de la relation du modèle dynamique (de court terme).

II.2.2 Spécification du modèle dynamique

La relation du modèle dynamique (court terme) prend la forme suivante :

$$D[\log(Md_t)] = \alpha_1 \cdot D[\log(RN_t)] + \alpha_2 \cdot D[\log(TCH_t)] + \alpha_3 \cdot D(IPC_t) + \alpha_4 \cdot D(TINT_t) + \alpha_5 \cdot \varepsilon_{(t-1)} + \mu_t$$

La première particularité de ce modèle est qu'il ne comprend pas de terme indépendant. La seconde est que, par ailleurs, il comprend le terme $\varepsilon_{(t-1)}$. Celui-ci représente la série des résidus décalés d'ordre un de l'estimation de la relation du modèle de long terme. α_5 est la force de rappel de la dynamique de court terme vers l'équilibre de long terme. α_5 doit être négatif et statistiquement significativement non nul.

Le tableau n° 4 résume les résultats de l'estimation de la relation du modèle dynamique.

Tableau 4: Estimation par les MCO de la relation du modèle dynamique

	Identifiant	Coefficient estimé	Écart-type	Probabilité critique	Décision
1.	$D[\log(RN_t)]$	0.6319034	0.0503146	0.000	Significatif
2.	$D[\log(TCH_t)]$	-0.1572685	0.0165361	0.000	Significatif
3.	$D(IPC_t)$	0.0607326	0.0214648	0.006	Significatif
4.	$D(TINT_t)$	-0.1315318	0.0860357	0.132	Non significatif
5.	$\varepsilon_{(t-1)}$	-0.1039655	0.0352519	0.005	Significatif

Source : Auteur

Le modèle à correction d'erreur est validé. Il s'écrit de la manière suivante :

$$D[\log(Md_t)] = 0.6319034 \cdot D[\log(RN_t)] - 0.1572685 \cdot D[\log(TCH_t)] + 0.0607326 \cdot D(IPC_t) - 0.1315318 \cdot D(TINT_t) + \varepsilon_{(t-1)}$$

$$[\log(M_d) = -2,715756 + 0,9995379 \cdot \log(RN) - 0,1734571 \cdot \log(TCH) - 0,0045921 \cdot IPC + 0,0915906 \cdot TINT]$$

La force de rappel vers l'équilibre (coefficient estimé de $\varepsilon_{(t-1)}$) étant bien significativement négative, avec $0 < \left| \varepsilon_{(t-1)} \right| \leq 1$, la représentation à correction d'erreur est validée. En effet, le mécanisme de correction d'erreur (rattrapage qui permet de tendre vers la relation de long terme) irait alors en sens contraire si on s'éloignait de la cible de long terme.

Il a été constaté que seules deux variables explicatives sont statistiquement significatives dans le modèle de long : RN et TCH. Cependant, le modèle est globalement significatif. La variable IPC est toutefois statistiquement significative à court terme. Une nouvelle estimation des modèles à long terme et à court terme, incluant uniquement les variables significatives, à la fois, pendant les deux périodes, s'impose.

II.3 Réestimation du modèle

La relation du modèle de long terme entre les variables est la suivante :

$$\log(M_d) = \lambda_{1t} + \lambda_{2t} \cdot \log(RN_t) + \lambda_3 \cdot \log(TCH_t) + \omega_t$$

Le modèle ci-haut ne reprend que les variables significatives : « revenu national » et « taux de change ».

Le tableau n° 5 résume les résultats de la réestimation de la relation du modèle de long terme.

Tableau 5: Réestimation par les MCO de la relation du modèle de long terme

	Identifiant	Coefficient estimé	Écart-type	Probabilité critique	Décision
1.	$\log(RN_t)$	0,9696565	0,030515	0,000	Significatif
2.	$\log(TCH_t)$	-0,1566997	0,0449192	0,001	Significatif

Source : Auteur

Le condensé des résultats du test ADF sur le résidu μ_t figure au tableau n° 6.

Tableau 6: Test ADF du résidu du modèle de long terme réestimé.

Variable	Nom	Type de modèle	Ordre d'intégration
Résidu	ω_t	Sans trend ni Intercept	I(0)

Source : Auteur.

La relation du modèle dynamique est présentée de la manière ci-dessous :

$$D[\log(M_d_t)] = \lambda_1 \cdot D[\log(RN_t)] + \lambda_2 \cdot D[\log(TCH_t)] + \lambda_3 \cdot \omega_{(t-1)} + \varphi_t$$

Le tableau n° 7 résume les résultats de réestimation de la relation du modèle dynamique.

Tableau 7: Réestimation par les MCO de la relation du modèle dynamique

	Identifiant	Coefficient estimé	Écart-type	Probabilité critique	Décision
1.	$D[\log(RN_t)]$	0,675784	0,0534186	0,000	Significatif
2.	$D[\log(TCH_t)]$	-0,1650909	0,078751	0,000	Significatif
3.	$\omega_{(t-1)}$	-0,10085013	0,038642	0,007	Significatif

Source : Auteur

Le modèle à correction d'erreur réestimé est validé. Il se présente de la manière suivante :

$$D[\log(M_d_t)] = 0,675784 \cdot D[\log(RN_t)] - 0,1650909 \cdot D[\log(TCH_t)] - 0,1008501 \cdot \varepsilon_{(t-1)}$$

$$[\log(M_d) = -2,370635 + 0,9696565 \cdot \log(RN) - 0,1566997 \cdot \log(TCH)]$$

III. Interprétation des Résultats

Il découle de la précédente analyse, référence faite aux résultats de la réestimation de la représentation à correction d'erreur validée, ce qui suit:

Les facteurs qui déterminent fondamentalement la demande de monnaie en RDC, et qui par conséquent peuvent servir de levier pour orienter les décideurs politiques quant à une politique économique efficace et optimale au pays, sont le revenu national ainsi que le taux de change. Les variables « revenu national » et « taux de change » ayant été soumises au filtre logarithme, leur capacité contributive à la demande de monnaie se mesure en termes d'élasticité.

Ainsi, en considérant la modélisation à correction d'erreur, il se dégage qu'à long terme, toute augmentation du revenu national de 10 % entraîne celle de la demande de monnaie de 9,70 % ; et toute variation du taux de change de 10 % entraîne une variation de sens contraire de la demande de monnaie de 1,57 %, toutes choses égales par ailleurs.

À court terme, toute variation de 10 % du revenu national ou du taux de change, toutes choses égales par ailleurs, entraîne une variation de la demande de monnaie de même sens ou de sens contraire, respectivement, de 6,76 % ou de 1,65 %. En comparant les deux politiques, la politique de long terme semble plus efficace pour impacter la demande de monnaie en RDC.

IV. Discussions des résultats

La recherche scientifique ne jouissant pas d'une exclusivité réservée à une catégorie des gens déterminée, certains chercheurs ont eu à réfléchir sur des questions impliquant la demande de monnaie, c'est le cas de Ahmed ZEJLY, au Maroc, montrant que la demande de monnaie est influencée non seulement par le revenu réel et le taux d'intérêt, mais également et surtout par le taux d'inflation. Armand GILBERT NOULA, au Cameroun, approuve que c'est uniquement le revenu national qui influence la demande de monnaie. François GOUX, au Rwanda, explique l'influence du revenu national et du taux de change. BRADLEY et DESCAMPS, dans la zone euro, montrent que la demande de monnaie est influencée par le revenu national et le taux d'intérêt.

Le travail en face va dans le même sens que ceux des autres du fait qu'à l'issue de la présente recherche, la demande de monnaie, est fonction du revenu national et du taux de change. Le taux d'intérêt est l'un des canaux de transmission de chocs à la disposition de l'autorité pour intervenir dans une économie dans le but notamment d'y rétablir l'équilibre. Cependant, cet instrument est inefficace en RDC. Il n'impacte pas le comportement de la demande de monnaie dans ledit pays. Ces présents résultats reflètent bel et bien l'image de la réalité congolaise quant à l'influence du taux de change, du revenu national, et à la non influence du taux d'intérêt du marché monétaire sur la demande de monnaie, dans la mesure où la RDC faisant partie des nations ayant entassé des performances incroyables en termes de taux de croissance économique, excellant ainsi 5% de taux de croissance moyen sur la période 2000-2010, avant d'atteindre un taux de 7,1% en 2012. Les exploits de la République Démocratique du Congo ont fait sonner la cloche d'alarme, ayant sans nul doute, été marqués par un chiffre effroyable de taux de croissance moyen de 8,5% entre 2010-2015. Conformément à la vérification économétrique, cet accroissement du PIB étant loin d'être intact à la demande de monnaie au pays.

Le pays inquiète le monde entier par son record battu en dépréciation monétaire, le taux de change ne cesse de grimper de jour le jour, passant ainsi de 207 FC en 2001 à 1500 FC en 2017, ceci pourrait certainement pousser les agents à diminuer leur demande de monnaie nationale qui ne cesse de perdre de sa valeur à continue. Kohli (1981) essaie de fournir une explication à cette influence négative du taux de change sur la demande de monnaie en avançant que l'avènement des changes flottants, en augmentant les risques de change, a incité les agents bancaires et non bancaires à diversifier davantage leurs porte-feuilles et à détenir une plus grande part de leurs liquidités sous forme de monnaie étrangère.

Quant au taux d'intérêt, les agents économiques étant en panne de confiance vis-vis de l'institution monétaire, dite la banque centrale du Congo, les décisions de cette dernière sont boycottées, ceci faisant que le taux d'intérêt (principal instrument de la banque centrale) n'ait aucun impact sur la demande de monnaie. Ceci corrobore avec les résultats d'Armand GILBERT NOULA, au Cameroun, selon lequel le taux d'intérêt se révèle dans la plupart des cas statistiquement non significatif et sans impact majeur sur M1 et M2. La constante sur laquelle est, entre autres, régressée la demande de monnaie en RDC dans la relation de long terme est significative. Ceci équivaut à dire qu'il existe d'autres facteurs non pris en compte dans le modèle ou dans l'analyse, mais ayant une influence nettement significative sur la demande de monnaie.

V. Conclusion

Le présent travail a porté sur les déterminants fondamentaux de la demande de monnaie en République Démocratique du Congo. Il s'est assigné pour objectif de stigmatiser les leviers dont le comportement impacte fondamentalement celui de la demande de monnaie au pays. Cette étude couvre la période 2000-2015, l'année 2000 ayant marqué le début de l'application exclusive du régime de change en cours au pays.

De l'analyse des résultats auxquels cette étude débouche, l'hypothèse de recherche émise se confirme partiellement. D'une part, seules les variables « revenu national » et « taux de change » déterminent le comportement de long terme de la demande de monnaie en RDC. D'autre part, le comportement dynamique (de court terme) est également sensiblement fonction des comportements des mêmes variables.

Certaines politiques pourraient être de mise pour remédier à certains maux prévalant dans l'économie congolaise, en vue d'assainir le climat et d'outrepasser les limites qui entravent le bon fonctionnement de ladite économie. Dès lors, le décideur politique devrait envisager de conformer la politique économique en RDC notamment aux résultats de l'analyse de cette étude.

Dans un environnement de croissance et de stabilité des prix, la maîtrise des paramètres de la demande de la monnaie par l'autorité monétaire permet de mesurer l'augmentation des besoins en liquidités de l'économie.

Se référant aux résultats de cette étude, les élasticités de la demande de monnaie par rapport au revenu et au taux de change doivent avoir des implications sur la politique monétaire de la Banque Centrale du Congo.

Lucas (1972) démontre qu'un revirement de la politique monétaire peut effectivement amener les agents économiques à modifier leur comportement, mais la nature du changement dépend à la fois de la politique suivie et de la structure de l'économie.

A long terme, dans un contexte de stabilité des prix, la demande de monnaie augmente presque au même rythme que le revenu. Ainsi, dans la mesure où le potentiel de croissance du revenu national congolais s'élève à 10 %, la Banque Centrale du Congo doit situer aux alentours de 10 % son objectif monétaire de long terme pour assurer la stabilité des prix, et, à court terme, cet objectif devrait se situer à 6,75784 %.

Une dépréciation du taux de change de 10 % entraîne une diminution de la demande de monnaie de l'ordre de 1,6509 % à court terme et de 1,566 % à long terme. Par conséquent, l'autorité monétaire doit revoir à la baisse ou à la hausse son objectif monétaire de 1,6509 % à court terme et 1,566 % à long terme en cas d'une dépréciation ou d'une appréciation de la monnaie nationale de 10 % afin de garantir la stabilité de prix.

Cette étude ne peut se prévaloir d'avoir cerné tout le contour lié à ce sujet. Voilà pourquoi, beaucoup d'autres voies restent à explorer dans les sens à trouver d'autres facteurs qui pourraient bel et bien expliquer la demande de monnaie en RDC que sur d'autres cieux, en ces termes, une porte est ouverte pour étudier certains aspects non pris en compte par la présente recherche. Les futurs chercheurs pourront dès lors identifier d'autres variables impactant la demande de monnaie en RDC, en intégrant dans leur modèle les paramètres suivants : le taux d'intérêt des bons du trésor public, la vitesse de circulation monétaire, les anticipations des agents, etc.

Reference Bibliographique

- [1]. GILLES. P, *Histoire des crises et des cycles économiques (des crises industrielles du 19^{ème} siècle aux crises financière du 20^e siècle)*, Armand Collin, 2004, Paris.
- [2]. GUELLE. D et RALLE. P, *Les nouvelles théories de la croissance*, 5^e édition, La découverte, 2002, Paris.
- [3]. HAIRAULT. J, *La croissance (théorie et régularité empirique)*, Economica, 2004, Paris.
- [4]. KOHLI, U., Pemanent Income in the Consumption and the Demande for Money Functions, *Journal of Monetary Economics*, (1981), 7, 227-238.
- [5]. LASSOUDRIEDUCHENE. B, *Connaissance économiques (approfondissement)*, Economica, 1998, Paris.
- [6]. LAVINGNE. A, *Les théories de la monnaie*, La découverte et cyon, 1997, Paris.
- [7]. LAVOIE. M, *L'économie post Keynésienne*, La découverte, 2004, Paris.
- [8]. LEHOUCK. F, *Agir avec Keynes*, Chronique sociale, 2005, Lyon.
- [9]. LUBANZA NGOMA Germain, *La problématique de l'émergence en RDC : les déterminants fondamentaux de la demande touristique*, 2016, Université de Kisangani.
- [10]. LUCAS, R. E. Jr, « Expectations and the Neutrality of Money, *Journal of Economic Theory*, 1972, 4 :103-124.
- [11]. MONTOUSSE. M, *Nouvelle théorie économiques*, Breal, 2002, Paris.
- [12]. NEME. C, *La pensée économique contemporaine depuis Keynes*, Economica, 2001, Paris.
- [13]. PIEGAN. P et ROCHON. L, *Théorie monétaire postkeynésienne*, Economica, 2003, Paris.
- [14]. ROUX. D, *Nobel en économie*, 2^{ème} Edition, Economica, 2002, Paris.
- [15]. SCHIEF. M et WINTERS. A, *Intégration régionale et développement*, Economica, 2004, Paris.
- [16]. STIGLITZ. J et GREENWALD. B, *Économie monétaire (un nouveau paradigme)*, Economica, 2005, Paris.