

La demande de monnaie et le développement des activités bancaires : République du Congo, 1961-2019.

The demand for money and the spread of banking : Republic of Congo 1961-2019

Antoine Régis NGAKEGNI¹

Maître-Assistant à la faculté des sciences économiques

Université Marien NGOUABI

République du Congo

Date de soumission : 12/03/2024

Date d'acceptation : 08/07/2024

Pour citer cet article :

Antoine Régis NGAKEGNI.A.R (2023) « La demande de monnaie et le développement des activités bancaires : République du Congo, 1961-2019 », Revue Française d'Economie et de Gestion « Volume 5 : Numéro 7 » pp : 1 - 24 .

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons Attribution License 4.0 International License



¹ L'auteur tient à remercier monsieur le professeur Mathias NDINGA, Doyen de la faculté des Sciences Economiques de l'Université Marien NGOUABI, monsieur le professeur Bethuel MAKOSSO et monsieur Jean Anaclet MAMPASSI pour leurs observations pertinentes.

Résumé :

Cet article présente un modèle à correction d'erreur économiquement et statistiquement satisfaisant. Ce modèle montre qu'à court terme, la demande de monnaie est expliquée par l'écart à la cible de long terme, le revenu réel, le développement des activités bancaires et le taux de rendement des actifs physiques. De même, il en ressort que ces variables explicatives sont exogènes au sens large. Concernant les valeurs de l'élasticité-prix et de l'élasticité-revenu, il en découle qu'elles sont unitaires. Cette étude apporte également la preuve que le processus d'ajustement général conduit aux bons résultats et que la fonction de demande monnaie est stable dans le temps.

Mots-clés:

Demande de monnaie; Développement des activités bancaires; Modèle à correction d'erreur; République du Congo.

Abstract:

This paper deals with an error-correction model economically and statistically well-specified. This model shows that the demand for money is depends on deviation from long-run equilibrium, real income, spread of banking and return on physical assets in the short run. Furthermore, real income, spread of banking and return on physical assets are weakly exogenous. As far as price and income elasticities are concerned, they are equal to one. This study shows that general adjustment process provides goods results. Therefore, this study proves that the demand for money is constant in the Republic of Congo.

Keywords:

Demand for Money; Spread of banking; Error Correction Model; Republic of Congo.

JEL Classification: E41

Introduction

Keynes est l'un des premiers auteurs à avoir introduit pour la première fois la monnaie dans une chaîne de relations causales pour montrer la manière dont les fluctuations de la masse monétaire se propagent dans le système économique. Dans Keynes (1936, p. 186), il est ressort qu'un accroissement de la masse monétaire provoque une baisse du taux d'intérêt qui, à son tour, entraîne une hausse de l'investissement. Il s'ensuit une augmentation de l'emploi qui conduit, à terme, à la flambée des prix. De ces relations causales, nous pouvons retenir celle qui relie la « préférence pour la liquidité » avec ses déterminants qui sont le revenu et le taux d'intérêt. Pour Friedman (1956), la demande de monnaie est fonction de la richesse totale, des taux de rendement des actifs monétaires, financiers et réels, ainsi que des goûts et préférences des ménages.

En dépit des nombreux travaux empiriques réalisés sur la demande de monnaie au sens large, il n'y a pas consensus sur les facteurs qui conduisent les ménages à détenir leurs ressources sous forme de monnaie. De même, les auteurs ne s'accordent pas non plus sur la valeur de l'élasticité-revenu. Alors que la théorie suppose qu'elle est unitaire, les estimations économétriques sont inférieures à 1, égales à 1 ou supérieures à 1. Une autre polémique rencontrée dans les travaux empiriques a trait au processus d'ajustement entre les encaisses détenues et désirées. Faut-il recourir à un ajustement partiel ou à un ajustement général ? Une autre question qui oppose les auteurs est celle du comportement de la demande de monnaie à long terme. Est-elle stable ou instable dans le temps ?

Les contours de la fonction de demande de monnaie, dont la stabilité joue un très grand rôle dans l'élaboration et la mise en œuvre de la politique monétaire, sont encore très flous en République du Congo. Quels sont ses déterminants ? Est-elle stable dans le temps ? Quelles sont les valeurs de l'élasticité-prix et de l'élasticité revenu ?

Le principal objectif de ce travail est de mettre en évidence, à l'aide des données annuelles couvrant la période 1961-2019, un modèle économiquement et statistiquement satisfaisant. Plus spécifiquement, cet article montrera notamment que : le développement du secteur bancaire a joué un rôle significatif dans l'évolution du désir d'encaisses monétaires, l'élasticité-prix et l'élasticité-revenu sont unitaires et la fonction de demande de monnaie est stable dans le temps. Cet article aura cinq sections. La première fera la revue de la littérature, la deuxième présentera le modèle théorique retenu, la troisième indiquera succinctement la structure du secteur bancaire au Congo, la quatrième analysera des séries temporelles utilisées et la cinquième commentera les résultats économétriques.

1-Revue de la littérature

Les premiers économistes qui s'étaient intéressés à la demande de monnaie avaient déjà envisagé la possibilité qu'elle soit déterminée à la fois par les facteurs liés à l'activité

économique et par les facteurs structurels. Il en va ainsi de l'Ecole de Cambridge, dirigée par Arthur-Cecil Pigou et Alfred Marshall. Son modèle, dans la formulation de Pigou (1917), est constitué d'une équation de demande de monnaie et d'une équation d'équilibre sur le marché monétaire. La première équation est donnée par : $M^d = \frac{kR}{P}\{c + h(1 - c)\}$ où M^d est le nombre d'unités monétaires en circulation² ; R est le total des ressources de la communauté (à l'exclusion des banquiers) exprimé en termes de boisseaux de blé ; k est la part de ces ressources que la communauté choisit de garder sous forme liquide ; P est la valeur d'une unité monétaire exprimée en termes de blé, c est la part de la masse monétaire que l'agent représentatif garde sous forme de pièces et donc $(1 - c)$ est celle qu'il détient sous forme de billets de banque et de dépôts à vue ; h est la fraction de de la monnaie métallique que les banques choisissent de garder en couverture des billets et des dépôts à vue détenus par leurs clients. Les facteurs qui gouvernent les variables c , k et h sont essentiellement institutionnels (les préférences et habitudes de la population, l'organisation interne du système bancaire, etc.). Il y a un lien entre le prix d'une unité monétaire exprimé en termes de biens (P) et le prix des biens exprimé en monnaie (π). Ce lien est : $P = \frac{1}{\pi}$. En remplaçant P par son expression, l'équation de l'Ecole de Cambridge devient : $\frac{M^d}{\pi} = kR\{c + h(1 - c)\}$. Elle fait dépendre le désir d'encaisses des ressources de la communauté et des facteurs structurels ou institutionnels. A cette fonction de demande de monnaie, il convient d'ajouter une équation d'équilibre sur le marché monétaire : $M^d = M^s$, où M^s est l'offre de monnaie.

Dans sa théorie de la préférence pour la liquidité, Keynes (1936, p. 211) a scindé la demande de monnaie en deux compartiments : $M^d = L_1(R) + L_2(r)$. Le premier, $L_1(R)$, est la demande pour les transactions. Il est fonction du revenu, R . Cette partie ne se distingue guère de la demande de monnaie de l'école de Cambridge. Dans Keynes (1936, p.212), il est clairement indiqué que la vitesse de circulation de la monnaie ou « vitesse de transformation de la monnaie en revenu », V , dépendait des facteurs institutionnels, à savoir : l'organisation bancaire et industrielle, les habitudes sociales, la répartition du revenu entre les différentes classes et le coût effectif de la détention d'argent oisif. Le second, $L_2(r)$ est lié au taux d'intérêt, r . Ainsi, la demande de monnaie globale est fonction du revenu, du taux d'intérêt et des facteurs institutionnels.

Tobin (1958) a fait observer que la théorie de Keynes ne traduisait pas le comportement des agents économiques face au risque car elle suppose qu'un investisseur peut détenir soit de la monnaie, soit des titres, pas les deux. Il a proposé à son tour une théorie de la préférence pour

² La masse monétaire est constituée ici de la monnaie métallique, des billets de banque et des dépôts à vue dans les banques.

la liquidité comme comportement face au risque. Selon cette théorie, compte tenu de l'aversion pour le risque, les agents économiques diversifient leur portefeuille en détenant à la fois les actifs monétaires et les actifs financiers. Cette théorie fournit un fondement microéconomique à la théorie de Keynes.

Fondant son analyse de la demande de monnaie, non pas sur l'arbitrage entre actifs monétaires et financiers formant un portefeuille d'actifs, mais sur l'arbitrage entre les actifs monétaires, financiers et physiques constituant un patrimoine, Friedman (1956, p.4) a élaboré une théorie selon laquelle la demande de monnaie dépendait du patrimoine, des rendements des actifs monétaires, des actifs financiers, des actifs physiques non humains, ainsi que des goûts et préférences des agents. Les goûts et préférences, qui sont des facteurs institutionnels, varient dans le temps et dans l'espace.

Plusieurs vérifications empiriques des théories susmentionnées ont été réalisées. Nous allons les classer en fonction des problèmes-clés que l'on rencontre dans lesdites vérifications. Ces problèmes sont présentés et analysés par Ericsson (1998). Mais, faute de place, nous nous limiterons ici à l'analyse de quatre d'entre eux, à savoir: le problème des facteurs explicatifs, celui de la valeur de l'élasticité-revenu, le problème du processus d'ajustement et celui du comportement de fonction de la demande de monnaie dans le temps.

Pour le problème des déterminants, on distingue deux catégories des travaux : ceux qui négligent les facteurs institutionnels et ceux qui les prennent en compte. Dans la première catégorie, on trouve, entre autres, les travaux de : Friedman (1959) ; Chow (1966) ; Daloz (1969) ; Klein (1977) ; Ahmed (1984) ; Klovland (1987) ; Bethenod (1988) ; Johansen et Juselius (1990) ; Hafer et Jansen (1991) ; Hendry et Ericsson (1991a) ; MacDonald et Taylor (1992) ; Arize et Shwiff (1993) ; Ngakegni (1991,1995) ; Beyer (1998) ; Eitrheim (1998) ; Lütkepohl et Wolters (1998) ; Peytrignet et Stahel (1998) ; Vega (1998) ; Hubrich (1999) ; Bahmani-Oskooee et Barry (2000) ; Muscatelli et Spinelli (2000) ; Goux (2000) ; Darrat (2006) ; Baharumshah, Mohd et Masih (2009) ; Ben-Salha et Jaidi (2014) ; Mahmood et Asif (2016) ; Aworinde (2018) ; Bahmani-Oskooee et Nayeri (2018) ; Mera et Silaghi (2018) ; Prasetyo (2018) ; et Ebadi (2019). Les variables explicatives les plus utilisées dans ces travaux sont : la richesse totale, le revenu permanent, le revenu courant, le taux de rendement intrinsèque de la monnaie, le taux de rendement des actifs financiers, le taux de rendement des actifs physiques, le taux de change réel, la volatilité des taux d'intérêt et la volatilité des prix. Dans la seconde catégorie, on place notamment les travaux de : Melitz et Correa (1970) ; Graves (1978) ; Bordo et Jonung (1981,1987) ; Klovland (1983) ; Mehra (1993) ; Ericsson, Hendry et Prestwich (1998) ;

Ericsson et Sharma (1998) ; Scharnagl (1998) ; Goux (2000) ; Serletis (2010) ; Ahad (2017) ; Rao et Acharya (2018) ; et Folarin et Asongu (2019). Il existe plusieurs types de facteurs institutionnels affectant la demande de monnaie (voir par exemple Bordo et Jonung (1987, pp. 29-32) et Serletis (2010, pp. 186-190))³. Les plus usités sont : la monétisation des transactions, la prolifération des banques commerciales, le niveau de développement du système financier (ou degré de sophistication financière), la structure du système financier, les innovations financières, la stabilité macroéconomique, le degré d'ouverture au commerce international et la stabilité politique (Hilmi, 2024). L'ennui avec ces déterminants est qu'ils ne sont pas directement observables et les auteurs sont conduits à recourir à leurs approximations ou « proxies ».

S'agissant du problème de la valeur de l'élasticité-revenu de long terme, on rencontre souvent trois types de valeurs : les valeurs inférieures à 1, les valeurs égales à 1 et les valeurs supérieures à 1. Pour les valeurs inférieures à 1, nous avons, à titre d'exemples, les travaux de : Hendry et Ericsson (1991b)⁴; Eitrheim (1998) ; et Mahmood et Asif (2016) pour le Koweït. Pour les valeurs unitaires, citons les travaux de : Klovland (1987) ; Johansen et Juselius (1990) ; Hendry et Ericsson (1991a) ; Hafer et Jansen (1991) ; Ngakegni (1991,1995) ; Lütkepohl et Wolters (1998) ; Baharumshah, Mohd et Masih (2009). Pour les valeurs supérieures à 1, il y a notamment les travaux de : Friedman (1959); Ahmed (1984); Bethenod (1988); MacDonald et Taylor (1992); Vega (1998) ; Bahmani-Oskooee et Barry (2000) ; Muscatelli et Spinelli (2000) ; Bahmani-Oskooee et Nayeri (2018).

Concernant le problème du processus d'ajustement, les processus les plus courants sont: le processus d'ajustement partiel et le processus d'ajustement général. Le premier a été notamment utilisé par Chow (1966) ; Daloz (1969) ; Goldfeld, Dusenberry and Poole (1973); Goldfeld (1976). Le second est celui dont on se sert le plus actuellement. On le retrouve, par exemple, dans les travaux de: Klovland (1987) ; Hendry et Ericsson (1991) ; MacDonald et Taylor (1992); Ericsson, Hendry et Prestwich (1998) ; Eitrheim (1998) ; Ericsson et Sharma (1998) ; Beyer (1998) ; et Muscatelli et Spinelli (2000).

³ Pour ceux qui s'intéressent au rôle que jouent le développement de système financier et la structure du système financier dans l'explication de la croissance, nous recommandons les travaux de Levine (1997, 2002).

⁴ Ces auteurs ont travaillé sur les Etats-Unis et le Royaume-Uni. Ils ont trouvé une élasticité-revenu égale à 0,5 et égale à 1.

Au sujet du comportement de sa fonction dans le temps, il y a, d'un côté, les auteurs qui prouvent sa stabilité et, de l'autre côté, ceux qui fournissent des éléments attestant son instabilité. Dans le premier groupe, nous avons : Daloz (1969) ; Bethenod (1988) ; Hendry et Ericsson (1991a,1991b) ; Peytrignet et Stahel (1998) ; Hubrich (1999) ; et Muscatelli et Spinelli (2000). Dans le second groupe, citons: Goldfeld (1976) ; Bahmani-Oskooee et Barry (2000) ; et Goux (2000) ; et Brissimis et alii (2003).

Nous nous sommes inspirés des travaux de Friedman et Schwartz (1963, 1982) et de Klovland (1983) pour trouver un indicateur du développement des activités bancaires au Congo. Friedman et Schwartz (1963, p. 174) ont usé, pour expliquer la hausse de la masse monétaire aux Etats-Unis de 1897 à 1914, de l'accroissement du ratio D/C , où D est l'ensemble des dépôts des ménages dans les banques commerciales et C est le total des espèces (pièces et billets) détenues par les ménages. Selon ces auteurs, ce ratio, aux yeux des déposants, est un indicateur de la qualité des dépôts à vue dans les banques commerciales. Selon Tobin (1965), il symbolise aussi la confiance du public dans la capacité des banques commerciales à convertir leurs dépôts en argent liquide. Notons que Friedman et Schwartz (1982, pp. 216 et 217) estiment que ce ratio D/C constitue également un indicateur de la prolifération des activités bancaires. Klovland (1983) l'a aussi utilisé comme « proxy » de la monétisation des transactions et de la sophistication financière.

2- Modèle étudié

Le modèle étudié comporte trois équations. La première est la relation d'équilibre sur le marché de la monnaie. La deuxième est la cible de long terme. Elle fait dépendre les encaisses désirées du revenu réel, du rendement des actifs physiques⁵ et du développement des activités bancaires. Elle se réfère à la théorie de Friedman (1956).

⁵ Oludele and Asongu (2019) pensent même que le taux d'inflation est un bon indicateur du coût d'opportunité dans les pays où le système financier est peu développé.

La troisième équation représente le mécanisme d'ajustement⁶.

$$M_t = M_t^d \quad (1)$$

$$(m^d - p)_t^* = \beta^* y_t + \gamma^* R_t + \delta^* \Delta p_t \quad (2)$$

$$(m - p)_t = \sum_{i=1}^q \alpha_i (m - p)_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \gamma_i R_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \delta_i \Delta p_{t-i} + \vartheta + \varepsilon_t \quad (3)$$

avec $\beta^* > 0$; $\gamma^* > 0$; $\delta^* < 0$; $t = 1, 2, \dots, T$ et $R_t = \frac{1}{3} \sum_{k=t-2}^t \left(\frac{D}{F} \right)_k$.

Dans ce modèle, m_t^d est le logarithme népérien du stock de monnaie désiré; m_t est le logarithme népérien du stock de monnaie détenu; y_t est le logarithme népérien du revenu réel; p_t est le logarithme népérien du niveau général des prix; R_t est l'indicateur du développement des activités bancaires mesuré, à l'instar de Klovland (1983), par la moyenne mobile non centrée d'ordre 3 du rapport entre les dépôts à vue et la monnaie fiduciaire (pièces et billets en circulation); β^* est l'élasticité-revenu de long terme; γ^* est la semi-élasticité de long terme du développement des activités bancaires; δ^* est la semi-élasticité de long terme du rendement des actifs physiques; les α_i sont les coefficients des encaisses réelles détenues; les β_i sont les élasticités-revenus de court terme; les γ_i sont les semi-élasticités de court terme; les δ_i sont les semi-élasticités de court terme; ϑ est coefficient du terme constant; ε_t est l'erreur de spécification.

A partir de (3), on a déduit le modèle à correction d'erreur (MCE) qui suit :

$$\Delta(m - p)_t = -(1 - \alpha) \hat{u}_{t-1} + \sum_{j=1}^{q-1} \phi_j \Delta(m - p)_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \varphi_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \omega_j \Delta R_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-2} \theta_j \Delta^2 p_{t-j} + \vartheta + \varepsilon_t \quad (4)$$

avec $\hat{u}_t = [(m - p)_t - (m^d - p)_t^*]$; $\alpha = \sum_{i=1}^q \alpha_i$; $\beta = \sum_{i=0}^q \beta_i$; $\gamma = \sum_{i=0}^q \gamma_i$; $\delta = \sum_{i=0}^{q-1} \delta_i$; $\beta^* = \frac{\beta}{(1-\alpha)}$; $\gamma^* = \frac{\gamma}{(1-\alpha)}$; $\delta^* = \frac{\delta}{(1-\alpha)}$; $\phi_j = -\sum_{i=j+1}^q \alpha_i$; $\varphi_j = -\sum_{i=j+1}^q \beta_i$; $\omega_j = -\sum_{i=j+1}^q \gamma_i$; $\theta_j = -\sum_{i=j+1}^{q-1} \delta_i$; $\phi_0 = \beta_0$; $\omega_0 = \gamma_0$; $\theta_0 = \delta_0$.

⁶ Le mécanisme d'ajustement entre les stocks de monnaie détenu et désiré, qui ne transparait pas sous cette forme, apparaît clairement dans l'équation (4) ci-après.

La relation (4) admet qu'à court terme la demande de monnaie s'explique principalement par l'écart à la cible de long terme retardé d'une période, les variations passées du stock de monnaie détenu, les variations présente et passées du revenu réel, les variations présente et passées du développement des activités bancaires ainsi que par les variations présente et passées du taux de rendement des actifs physiques.

3- Structure du secteur bancaire

Le secteur financier congolais, qui était constitué en 2020 de 10 banques commerciales, de 24 établissements de micro finance, de 8 compagnies d'assurance, de 2 caisses de retraite et d'une banque sous régionale, la Banque de développement des Etats de l'Afrique Centrale (BDEAC), est largement dominé par les banques commerciales. En termes de capitaux propres, le secteur bancaire représentait 69,7% de l'ensemble du secteur financier congolais. Il collectait 86,7% de l'ensemble des dépôts et octroyait 91,9% de l'ensemble des crédits.

La structure du secteur bancaire a commencé à changer au début des années 2000, avec la libéralisation du secteur bancaire imposée par les institutions de *Bretton Woods*. La première banque privée qui est arrivée sur le marché congolais était la Banque gabonaise et française internationale (BGFI), en 2000. Elle partageait ce marché avec trois banques publiques : la Banque internationale du développement du Congo (BIDC), l'Union congolaise de banques (UCB) et le Crédit pour l'agriculture, l'industrie et le commerce (CAIC). La deuxième banque privée qui l'a suivie, en 2001, est COFIPA, à la suite de la privatisation de l'UCB. En 2004, La congolaise de banque (LCB) a fait son entrée sur le marché congolais, suite à la privatisation partielle du CAIC. En 2006, la Banque commerciale internationale (BCI) a racheté COFIPA. En 2007, la BIDC est rachetée par le Crédit du Congo (CDC). Le secteur bancaire congolais comptait alors quatre banques commerciales : la BGFI, la CDC, la BCI et la LCB. En 2008, trois autres banques se sont ajoutées: la Banque congolaise de l'habitat (BCH), la Banque Esperito Santo Congo (BESCO) et ECOBANK. En 2011, United Bank for Africa (UBA) s'est installée à son tour. Elle est suivie par la Société générale (SG) en 2012, puis par la Banque postale du Congo (BPC) en 2013 et par la Banque sino congolaise pour l'Afrique (BESCA) en 2015. Avec la faillite de la BESCO, le secteur bancaire congolais ne compte plus que 10 banques commerciales.

4- Analyse des données

Pour ce travail, nous avons recueilli les données sur la masse monétaire au sens large (M2), la monnaie fiduciaire, la monnaie scripturale, le PIB aux prix courants et l'indice des prix à la

consommation à Brazzaville (base 100 = 2010). Les sources de ces séries temporelles sont indiquées en annexe.

Les graphiques 1a-d présentent l'évolution de ces chroniques sur la période 1961-2019. Le graphique 1a, retraçant l'évolution des logarithmes népériens de M2 (m) et du PIB nominal (Y), montre que depuis 1966 ces deux séries se suivent globalement et connaissent deux points d'inflexion en 1986 et en 1999 ainsi qu'un point de rupture en 2015. Les points d'inflexion sont liés respectivement au contre-choc pétrolier de 1985 et à la forte augmentation de la production pétrolière en 1999. Le point de rupture a été causé par la baisse de la production pétrolière en 2015 qui a provoqué une forte contraction des avoirs extérieurs nets. Sur la période 1966-1985, la masse monétaire s'est accrue en moyenne de 14,17% par an, passant de 8,02 milliards de francs CFA à 136,575 milliards de francs CFA. De 1986 à 1998, elle a progressé en moyenne de 2,27% par an. La masse monétaire a enregistré une croissance particulièrement rapide (+16,26% par an) sur la période 1999-2014, grâce à la prolifération des banques commerciales privées dans le pays (voir section 3). L'intervalle de temps couvrant les années 2015-2017 est marqué par une contraction de la masse monétaire de 6,78% par an, liée à la chute des avoirs extérieurs nets, induite par la forte diminution des exportations du pétrole. Cependant, le revenu nominal a enregistré une croissance moyenne de 15,19% par an sur la période 1966-1985, de 1,56% par an de 1986 à 1998, de 11,84% par an sur la période 1999-2014 et une régression de 10,01% par an au cours des trois dernières années.

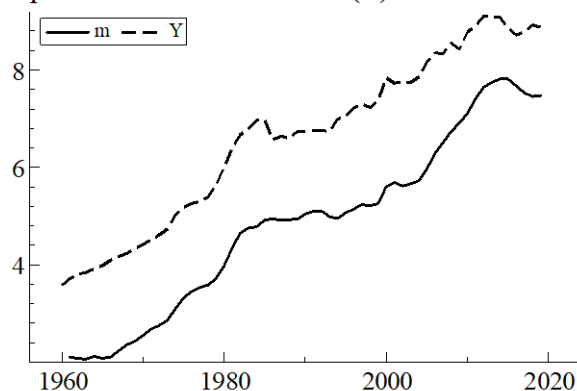
Le graphique 1b, présentant l'évolution de la masse monétaire et du niveau général des prix, met en évidence l'absence de corrélation entre leurs tendances de long terme. La chronique des prix à la consommation a connu dans son évolution quatre phases. La première, qui va de 1961 à 1973, est marquée par un accroissement moyen des prix de 4% par an. La deuxième, qui couvre la période 1974-1984, est caractérisée par la flambée des prix (+10,32% par an), impulsée par le premier choc pétrolier. La troisième, qui est celle d'une stabilité des prix (+1,32% par an), a commencé avec le contre choc pétrolier de 1985, pour prendre fin en 1993. La dernière phase, qui a vu les prix s'accroître à une vitesse soutenue (au taux moyen de 4,87% par an), a débuté en 1994, avec la dévaluation de franc CFA de 50%.

La figure 1c, qui représente les logarithmes des encaisses réelles (m-p) et du revenu réel (y), montre que les séries en termes réels sont plus fluctuantes que les chroniques en termes nominaux, avec les mêmes points d'inflexion et de rupture. On voit sur le graphique 1d que la série des encaisses réelles et celle des activités bancaires divergent jusqu'en 1975 et qu'à compter de cette année, elles ont des évolutions comparables. Sur la période 1963-1975,

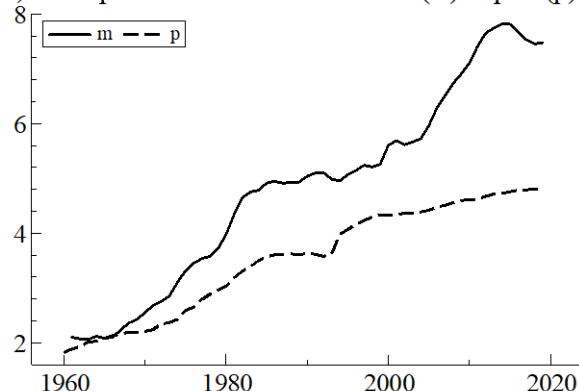
pendant que les encaisses réelles progressaient en moyenne de 5,68% par an, la série R reculait en moyenne de 4,31% par an. Les deux chroniques se suivaient de façon remarquable de 1976 à 1982. Sur l'intervalle de temps allant de 1983 à 2004, elles ont évolué toutes les deux en dents de scie mais pas autour des mêmes tendances : autour d'une tendance constante pour les encaisses réelles (-0,016% par an) et autour d'une tendance baissière pour la série R (-2,15% par an). Sur les périodes 2005-2014 et 2015-2019, les deux séries ont des tendances semblables. La forte progression de ces chroniques de 2005 à 2014 est liée à la prolifération des banques commerciales privées.

Pour vérifier le degré d'intégration des variables mises en jeu par notre modèle, nous avons eu recours au test de Dickey et Fuller augmenté (ADF) et à celui de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (KPSS). Le tableau 1 ci-dessous résume les résultats de ces tests. Les résultats issus de deux tests différents, du point de vue de leurs hypothèses nulles, aboutissent aux mêmes conclusions. Ils montrent clairement que les encaisses réelles, le revenu réel et la série R sont intégrés d'ordre 1 ou $I(1)$. En revanche, le taux de rendement des actifs physiques (Δp) est $I(0)$.

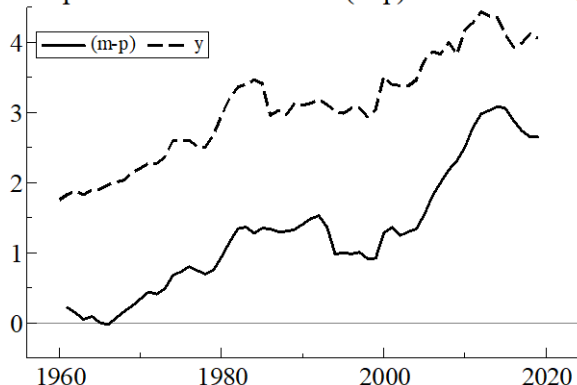
Graph. 1a: Encaisses nominales (m) et revenu nominal (Y)



Graph. 1b: Encaisses nominales (m) et prix (p)



Graph. 1c: Encaisses réelles (m-p) et revenu réel (y)



Graph. 1d: Encaisses réelles (m-p) et R

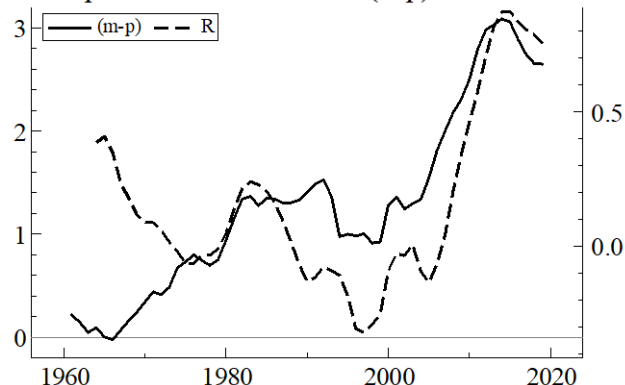


Tableau 1 : Tests de racine unitaire

Variables	Test ADF			Test KPSS		
	Nombre de retards	Termes déterministes	Stat. du test	Distance	Termes déterministes	Stat. du test
(m-p)	5	Tendance et constante	-2,904	3	Tendance	0,155*
Y	8	Tendance et constante	-2,616	1	Tendance	0,182*
R	7	Constante	-1,583	3	-	0,528*
Δp	1	Constante	-3,915**	3	-	0,239
$\Delta(m-p)$	1	Constante	-4,365**	3	-	0,088
Δy	1	Constante	-4,974**	1	-	0,067
ΔR	1	-	-4,361**	3	-	0,338
$\Delta^2 p$	1	-	-8,014**	3	-	0,041
$\hat{u}$	2	Constante	-3,148**	3	-	0,070

Note : * signifie rejet de l'hypothèse nulle à 5% ;

** signifie rejet de l'hypothèse nulle à 1% et à 5%.

5- Résultats obtenus

L'équation (4) suppose qu'il existe une seule relation de cointégration entre les encaisses réelles désirées de long terme et leurs déterminants. Afin de vérifier cette hypothèse, nous avons choisi le vecteur à correction d'erreur suivant, inspiré des travaux de Johansen (1991, 1992)⁷:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{q-1} \Delta X_{t-q+1} + \vartheta + \varepsilon_t \quad (5)$$

avec $\Pi_0 = \Pi_1 + \Pi_2 + \dots + \Pi_q$; $\Gamma_j = -[\Pi_{j+1} + \Pi_{j+2} + \dots + \Pi_q]$ (avec $j = 1, 2, \dots, q-1$) ; $\Pi = \Pi_0 - I_n$; où X_t est un vecteur de n variables ; Π_j sont les matrices de dimension (n, n) ; ϑ est le vecteur des termes constants et ε_t est celui des erreurs de spécification.

⁷ Il résulte de la transformation du vecteur autorégressif d'ordre q en niveau ci-après : $X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_q X_{t-q} + \vartheta + \varepsilon_t$.

Si les composantes de X_t sont $I(1)$ et s'il existe r combinaisons linéaires desdites composantes telles que $B'X_{t-1}$ est stationnaire, alors $\Pi = AB'$, où A et B étant les matrices de dimensions (n,r) . Dans ce cas, $B'X_{t-1}$ représente les r équations d'équilibre de long terme et A est la matrice des poids de ces relations. Pour tester de l'hypothèse nulle $H_0: \Pi = AB'$ contre l'hypothèse alternative (H_1) selon laquelle il y a au contraire n relations de co-intégration, $H_1: \Pi \neq AB'$, la statistique du test suit approximativement la loi de la trace de la matrice Q qui est un mouvement Brownien de dimension $g = n - r$ (voir Johansen (1991), théorème 2.1). Dans notre cas, le vecteur $X_t = [(m-p)_t, y_t, R_t, \Delta p_t]'$. Le tableau 2 ci-après donne les résultats du test de rang. Ils indiquent qu'il n'y a qu'une seule relation de cointégration. Ce vecteur est donné par la première ligne du tableau 3. Il relie les encaisses réelles, $(m-p)_t$, avec le revenu réel, y_t , le développement des activités bancaires, R_t , et le taux de rendement des actifs physiques, Δp_t . Il ressort du même tableau que l'hypothèse d'exogénéité au sens large est rejetée pour $(m-p)_t$ et Δp_t , tandis qu'elle est acceptée pour y_t et R_t .

Tableau 2 : Test de rang

Valeurs propres	0,441	0,285	0,177	0,137
Hypothèses	$r = 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$	$r \leq 3$
Trace	64,21**	34,56	17,48	7,52

Tableau 3 : Vecteurs de cointégration normés et test d'exogénéité au sens large

	$(m-p)$	y	R	Δp	Constante
Vecteur 1	1	-1,010	-0,471	-0,833	2,430
Vecteur 2	-0,165	1	0,279	-6,280	-3,340
Vecteur 3	0,207	-0,132	-0,105	1	0,194
Vecteur 4	0,013	-0,087	1	1,750	-0,932
Test d'exogénéité : $\chi^2(1)$	7,931**	0,126	1,120	7,624**	-

Fort du résultat du test de rang, nous sommes revenus à l'équation (3), pour estimer avec précision la relation de cointégration reliant $(m-p)_t$, y_t , R_t et Δp_t . Il existe plusieurs méthodes d'estimation des modèles mettant en jeu les variables non stationnaires. Une liste non exhaustive de ces méthodes a été dressée par Phillips et Loretan (1991). Pour ce travail, nous

avons utilisé la méthode de Hendry⁸, car elle produit des estimations asymptotiquement non biaisées et des statistiques des tests d'hypothèses sur les paramètres suivant les lois habituelles de Student, de Fisher et de Khi deux. Une application claire de cette méthode existe dans Harris (1995, pp. 58-69). Il y a principalement deux grandes phases dans cette méthode. Dans la première, on estime le modèle ARDL par la méthode des MCO. Dans la seconde, on simplifie le modèle ARDL ainsi estimé en reparamétrant les retards pour faire apparaître les variations de court terme et en éliminant les variables non significatives, jusqu' à obtenir un MCE parcimonieux économiquement et statistiquement satisfaisant. Avant de confronter le modèle ARDL(q,q,q,q-1) avec les données de l'observation, nous avons estimé le modèle ARDL(q,q,q,q), dans lequel le coefficient de p_t est libre de toute contrainte, sur la période 1969-2019, en retenant q = 6. La cible de long terme déduite de cet ajustement est:

$$m_t^{d*} = \underset{(6,65)}{1,298}y_t + \underset{(3,22)}{0,341}R_t + \underset{(5,40)}{0,752}p_t + \underset{(0,99)}{0,220}D_{85} - \underset{(-1,18)}{0,313}D_{94} - \underset{(-8,50)}{2,078} \quad (7)$$

avec $Wald - \chi^2(5) = 1506,04 **$;

où D_{85} est la variable muette représentant le contre-choc pétrolier de 1985, prenant la valeur 1 en 1986 et la valeur 0 ailleurs ; D_{94} est la variable muette représentant la dévaluation du franc CFA en 1994, prenant la valeur 1 en 1994 et la valeur 0 ailleurs.

La statistique du test de Wald conduit à rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle les coefficients de long terme des variables explicatives, excepté celui du terme constant, sont nuls, au seuil de signification de 1%⁹. Il ressort de cette équation que l'élasticité-prix n'est pas significativement différente de l'unité. En estimant le modèle ARDL(6,6,6,5), nous avons obtenu les résultats figurant dans le tableau 4¹⁰.

⁸ Phillips (1988) a reconnu que la plupart des corrections non paramétriques proposées par Phillips et Hansen (1990) pour rendre l'estimateur de la méthode des MCO moins biaisé étaient réalisées déjà réalisées par la méthode de Hendry.

⁹ Le rejet de l'hypothèse nulle à 5% est marqué par (*) et le rejet à 1% par (**).

¹⁰ Les chiffres entre parenthèses sont les écart-types estimés des paramètres du modèle.

Tableau 4 : modèle ARDL (6,6,6,5) estimé

Retards	0	1	2	3	4	5	6	Σ
$m - p$	-1	1,588 (0,179)	-1,346 (0,345)	0,902 (0,401)	-0,429 (0,349)	0,203 (0,261)	-0,197 (0,120)	-0,280 (0,092)
y	0,361 (0,072)	-0,269 (0,113)	-0,071 (0,116)	0,311 (0,108)	-0,325 (0,115)	0,141 (0,129)	0,127 (0,108)	0,275 (0,087)
R	0,620 (0,186)	-1,111 (0,417)	0,813 (0,510)	-0,056 (0,476)	-0,416 (0,446)	0,187 (0,383)	0,092 (0,182)	0,130 (0,054)
Δp	-0,480 (0,232)	0,943 (0,191)	-0,757 (0,277)	0,423 (0,265)	-0,227 (0,251)	-0,051 (0,227)	-	-0,150 (0,287)
D_{85}	0,100 (0,077)	-	-	-	-	-	-	0,100 (0,077)
D_{94}	-0,100 (0,097)	-	-	-	-	-	-	-0,100 (0,097)
Constante	-0,629 (0,209)	-	-	-	-	-	-	-0,629 (0,209)

avec : $R^2 = 0,999$; $\bar{R}^2 = 0,997$; $\hat{\sigma} = 4,43\%$; $SC = -2,001\ 943$; $AIC = -3,100$; $SCR = 0,043141$; $F(28,22) = 583,9^{**}$; $F(1,21) = 2,00$; $AR(5) - F(5,19) = 2,266$; $ARCH(4) - F(4,42) = 0,669$; $Normalité - \chi^2(2) = 0,253$; $RESET - F(1,21) = 1,247$; $T = 1969-2019$.

où SCR est la somme des carrés des résidus ; les autres chiffres sont les statistiques de mesure de la qualité de l'ajustement et des tests de diagnostic sur les erreurs de spécification¹¹.

La statistique $F(28,22)$ amène à rejeter l'hypothèse selon laquelle les coefficients des variables exogènes hormis celui de la « constante » sont nuls au seuil de signification de 1%. Les statistiques des tests de diagnostic sur les erreurs de spécification de ce modèle indiquent qu'elles ont les bonnes propriétés : elles sont notamment homoscédastiques, indépendantes les unes des autres et suivent la loi normale. La statistique $F(1,21)$ conduit à accepter l'hypothèse selon laquelle l'élasticité-prix est unitaire au seuil de signification de 5%. La cible de long terme déduite de ce modèle ARDL estimé est:

$$(m^d - p)_t^* = 0,982y_t + 0,464R_t - 0,534\Delta p_t + 0,356D_{85} - 0,357D_{94} - 2,247 \quad (8)$$

(11,70) (4,33) (-0,52) (1,16) (-0,97) (-6,99)

avec $Wald - \chi^2(5) = 210,728^{**}$.

Comme on le voit, l'élasticité-revenu est très proche de 1 et que le coefficient du rendement des actifs physiques n'est pas significativement différent de 0. Pour vérifier l'hypothèse d'élasticité-revenu unitaire, nous avons estimé un modèle ARDL(6,5,6,5) dans lequel la variable endogène est $(m - p - y)_t$, tandis que les variables exogènes sont, d'une part, Δy_t et ses retards et, d'autre part, R_t et Δp_t et leurs retards. La statistique du test est $F(1,22) = 0,05$. Elle ne rejette pas cette hypothèse.

¹¹ Pour les détails sur ces tests, voir Doornik et Hendry (2018, pp. 66-68).

En définitive et pour la suite de ce travail, la cible de long terme sera :

$$(m^d - p)_t^* = y_t + 0,464R_t \quad (9)$$

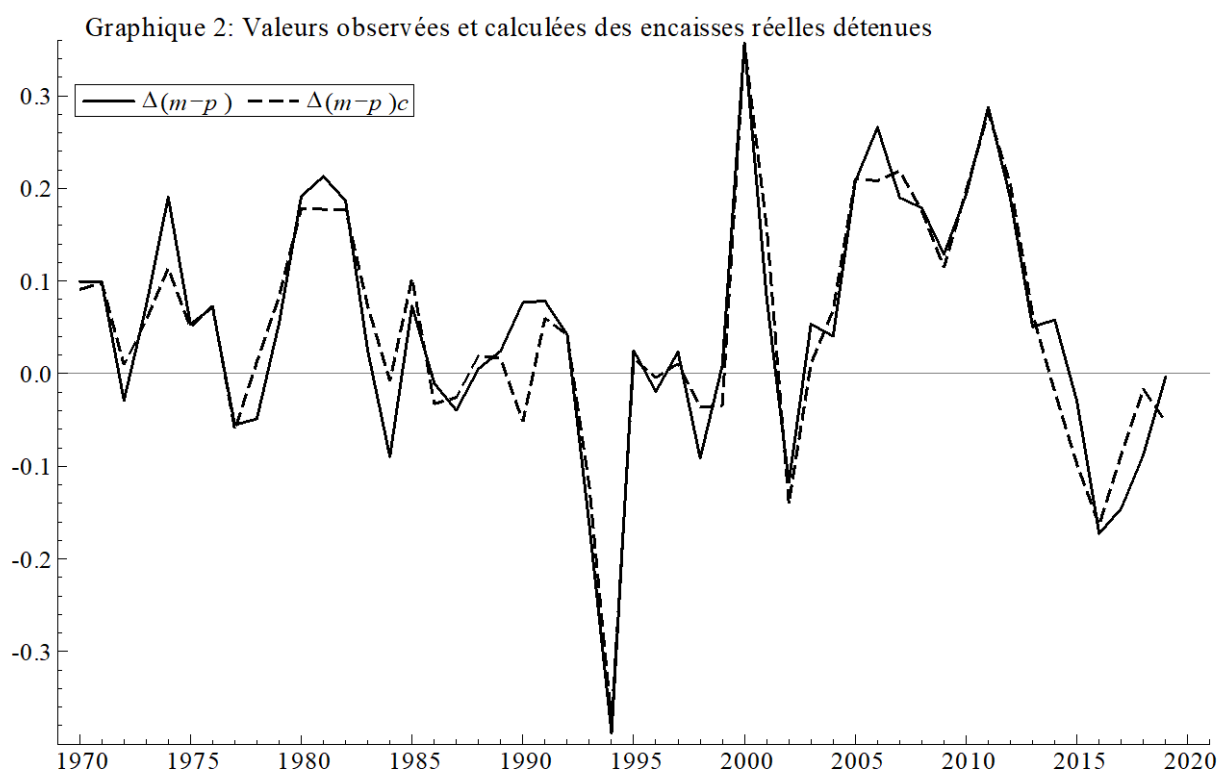
Le test KPSS de l'hypothèse nulle de cointégration effectué sur la force de rappel vers la cible de long terme, $\hat{u}_t$ conduit à l'accepter (voir tableau 1). En outre, le test ADF de l'hypothèse nulle de non cointégration réalisé sur $\hat{u}_t$ amène à la rejeter. Ensuite, nous avons estimé le modèle à correction d'erreur, avec $\hat{u}_t = (m - p)_t - (m^d - p)_t^*$. Puis, après avoir effectué les re paramétrages et les simplifications appropriés, nous sommes parvenus au MCE final ci-dessous :

$$\begin{aligned} \Delta(m - p)_t = & \underset{(-4,91)}{-0,213}\hat{u}_{t-1} + \underset{(7,30)}{0,651}\Delta(m - p)_{t-1} - \underset{(-2,93)}{0,225}\Delta^2(m - p)_{t-2} + \underset{(2,73)}{0,196}\Delta(m - p)_{t-5} \\ & + \underset{(6,92)}{0,329}\Delta y_t - \underset{(-3,66)}{0,212}\Delta y_{t-2} + \underset{(4,11)}{0,523}\Delta R_t - \underset{(-3,08)}{0,346}\Delta R_{t-1} - \underset{(-3,06)}{0,277}\Delta R_{t-4} - \underset{(-6,69)}{0,685}\Delta^2 p_t \\ & + \underset{(2,56)}{0,194}\Delta^3 p_{t-1} - \underset{(-4,95)}{0,507} + e_t \end{aligned} \quad (10)$$

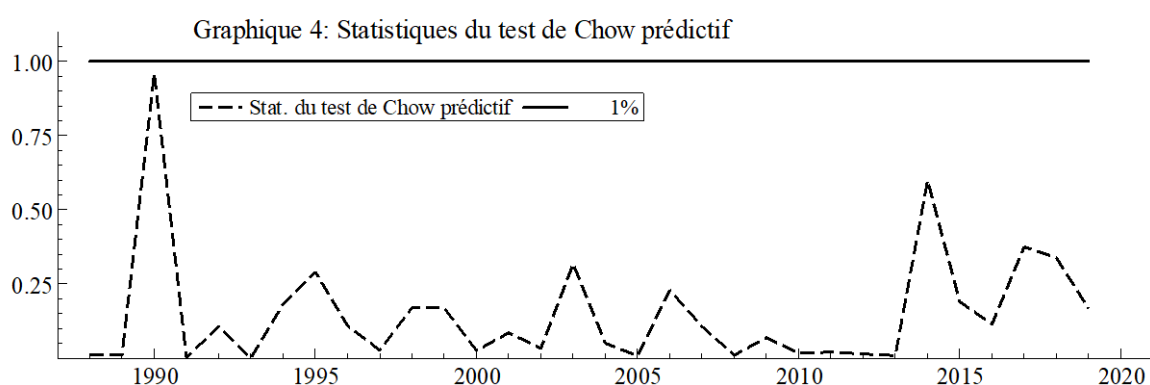
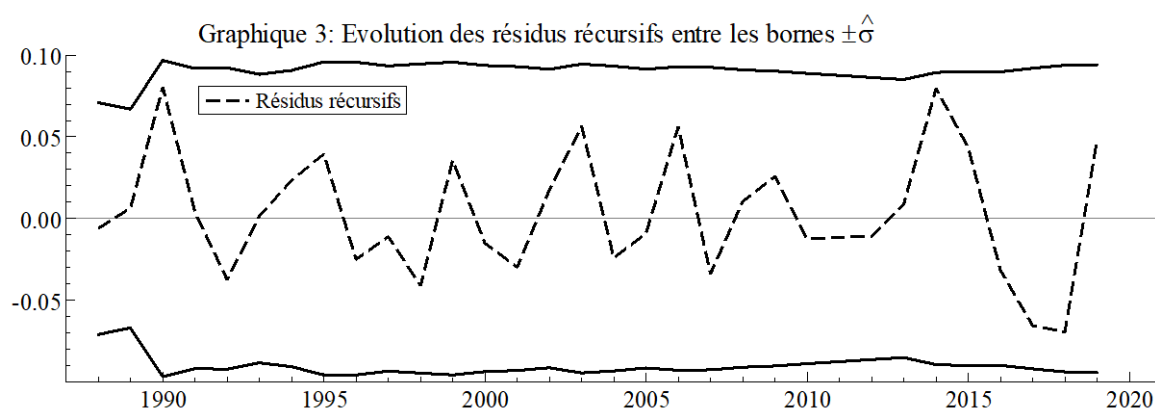
avec: $R^2 = 0,903$; $\bar{R}^2 = 0,875$; $\hat{\sigma} = 4,71\%$; $SC = -2,609$; $SCR = 0,084279$; $F(11,38) = 32,15^{**}$; $F(3,23) = 0,096$; $F(14,24) = 1,611$; $F(17,22) = 1,200$; $AR(5) - F(5,33) = 1,849$; $ARCH(4) - F(4,41) = 0,615$; $Normalité - \chi^2(2) = 4,040$; $Hétéro - F(22,27) = 0,781$; $RESET - F(1,37) = 0,004$; $T = 1970 - 2019$.

La statistique $F(11,38)$ du test de l'hypothèse selon laquelle les coefficients du MCE, hormis celui du terme constant, sont nuls amène à rejeter cette hypothèse. Le critère d'information indique que le MCE est mieux que le modèle ARDL(6,6,6,5). La statistique du test permettant de passer au MCE initial est $F(3,23)$, celle du test des contraintes permettant de passer du MCE initial au modèle (10) est $F(14,24)$ et celle du test des contraintes autorisant le passage du ARDL(6,6,6,5) au MCE final est $F(17,22)$. Elles amènent toutes à accepter ces passages au seuil de signification de 5%. Le fait que $\hat{u}_t$ soit $I(0)$ signifie qu'il y a une relation de cointégration stable entre les encaisses désirées, le revenu réel et le développement des activités bancaires. Toutes les variables figurant dans le modèle (10) sont intégrées d'ordre 0. Leurs coefficients sont significativement différents de 0 et ont les signes escomptés. Ces résultats montrent que, à court terme, la demande de monnaie dépend de l'écart à la cible de long terme retardé d'une année, le revenu réel, le développement des activités bancaires et le taux de rendement des actifs physiques. Le coefficient de la vitesse d'ajustement est de -0,213. Cela signifie que si le stock de monnaie détenu s'écarte de son niveau d'équilibre de 100% au cours d'une année, les ménages réduiront le stock de monnaie détenu d'environ 21% l'année suivante.

Les coefficients de détermination témoignent de la bonne qualité de l'ajustement réalisé. Suivant le R^2 , le modèle estimé explique 90% de la variabilité de la variable endogène. La figure 2, qui retrace la variation des encaisses réelles détenues de 1970 à 2019, l'atteste également car ces valeurs se suivent harmonieusement.



La figure 3, qui présente l'évolution des résidus récursifs à l'intérieur d'une bande délimitée par plus ou moins 2 fois leurs écart-types sur la période 1988-2019, montre une remarquable stabilité de l'équation (10). Le graphique 4 corrobore cette stabilité. En outre, nous avons effectué le test de Chow classique en retenant comme point de rupture l'année 1985, année du contre choc pétrolier. Pour ce faire, nous avons re-estimé le modèle (10) sur les sous-périodes 1970-1985 et 1986-2019. La statistique du test obtenue est $\text{Chow-F}(12,26) = 0,702$. Ces trois tests de changement structurel nous ont amenés à penser que la fonction de demande de monnaie était stable sur la période 1970-2019.



Cet article a essayé, dans le cas de la République du Congo, d'apporter des réponses claires à certaines questions-clé que l'on se pose dans les vérifications économétriques des théories de la demande de monnaie. A la question relative aux déterminants du désir d'encaisses, il montre que le revenu réel, le rendement des actifs physiques et le développement du secteur bancaire ont joué un grand rôle dans l'explication de ce désir dans ce pays. De même, il en ressort que ces variables explicatives sont exogènes au sens large. S'agissant des valeurs de l'élasticité-prix et de l'élasticité-revenu, il en ressort qu'elles sont unitaires. Cette étude apporte également la preuve que le processus d'ajustement général conduit aux bons résultats et que la fonction de demande monnaie est stable dans le temps.

L'implication politique de nos résultats est que, dans un pays où les autorités monétaires pilotent la politique monétaire, la banque centrale exploiterait la stabilité de la fonction de demande de monnaie dans l'élaboration et la mise en œuvre de sa politique monétaire. Comme au Congo, la politique monétaire est élaborée et suivie par la Banque des Etats de l'Afrique Centrale (BEAC), il revient à cette banque centrale sous-régionale de le faire.

En revanche, faute de temps, cet article n'a pas pu traiter d'autres questions-clé comme celles du rôle des innovations financières, de la mesure du coût d'opportunité de détention de la monnaie et de la causalité au sens de Granger.

Annexe : Sources des données

La série de la masse monétaire (M2), de 1960 à 1996, a pour sources les Statistiques financières internationales (annuaires) du Fonds monétaire international (FMI) et, de 1997 à 2019, le site de la Banque des Etats de l'Afrique Centrale (BEAC) : www.beac.int. Les séries des espèces et des dépôts à vue ont les mêmes sources que celle de la masse monétaire. La chronique du PIB aux prix courants vient, de 1960 à 2005, des Statistiques financières internationales (Annuaire) de FMI et, de 2005 à 2019, de l'Institut national de la statistique (INS). Les deux séries ne sont pas élaborées suivant les mêmes normes édictées par le Système de comptabilité nationale des Nations-Unies (SCN) : le SCN de 1968 pour la série du FMI et le SCN de 1993 pour celle de l'INS. Nous avons raccordé les deux pour avoir une série fondée sur les normes du SCN de 1993 couvrant l'ensemble de la période. La série de l'indice de prix à la consommation résulte du raccordement de la série de prix à la consommation (base 100 = 1980) et la série des prix à la consommation (base 100 = 2010). La première série, couvrant la période 1960-1985, a pour source les Statistiques financières internationales du FMI. La seconde, sur la période 1985-2019, vient du site de la Banque mondiale: <http://databank.banquemondiale.org>.

Bibliographie

- Adam C. S. (1991). Financial Innovation and the Demand for M3 in the UK 1975-86, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 53 (4), 401-424.
- Ahad M. (2017). Financial Development and Money Demand Function: Cointegration, Causality and Variance Decomposition Analysis for Pakistan, Global Business Review, 18 (4), 1-14.
- Ahmed Z. (1984). Demande de monnaie : le cas du Maroc, Savings and Development, 8 (1), 15-39.
- Arize A. C. and Shwiff S. S. (1993). Cointegration, real exchange rate and modelling the demand for broad money in Japan, Applied Economics, 25, 717-726.
- Aworinde O. B. (2018). Output Uncertainty, Monetary Uncertainty and the Nigerian Demand for Money, Acta Universitatis Danubius, 14 (3), 173-185.
- Baharumshah A. Z., Mohd S. H. and Masih A. M. M. (2009). The Stability of Money Demand in China, Economic Systems, 2009 (33), 231-244.
- Bahmani-Oskooee M. and Barry M. P. (2000). Stability of the demand for money in an unstable country : Russia, Journal of Post Keynesian Economics, 22 (4), 619-629.
- Bahmani-Oskooee M. and Nayeri M. M. (2018). Policy Uncertainty and the Demand for Money in Korea : An Asymmetry Analysis, International Economic Journal, 32 (2), 219-234.

- Banerjee A., Dolado J.J., Galbraith J.W. and Hendry D.F. (1993). Co-integration, Error Correction, and The Econometric Analysis of Non-stationary Data, Oxford, Oxford University Press.
- Ben-Salha O. and Jaidi Z. (2014). Some new evidence on the determinants of money demand in developing countries- A case study of Tunisia, *The Journal of Economic Asymmetries*, 2014 (11), 30-45.
- Bethenod J.-M. (1988). La stabilité de la demande de monnaie en France, 1964-1985: l'apport d'une formulation du revenu permanent, *Revue d'Economie Politique*, 4, 508-529.
- Beyer A. (1998). Modelling Money Demand in Germany, *Journal of Applied Econometrics*, 13, 57-76.
- Bordo M. D. and Jonung L. (1981). The Long Run Behavior of the Income Velocity of Money in Five Advanced Countries, 1870-1975: An Institutional Approach, *Economic Inquiry*, XIX (January), 96-116.
- Bordo M. D. and Jonung L. (1987). The Long Run Behavior of the Velocity of Circulation: the International Evidence, Cambridge, Cambridge University Press.
- Brissimis S. N., Hondroyannis G., Swamy P. A. V. B. and Tavlas G. S. (2003). Empirical Modelling of Money Demand in Periods of Structural Change: the Case of Greece, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65 (5), 605-628.
- Chow G. C. (1966). On the Long-Run and Short-Run Demand for Money, *Journal of Political Economy*, 74, (2), 111-131.
- Daloz J.-P. (1969). La fonction de demande de monnaie en France de 1920 à 1968: Analyse théorique et économétrique sur les données françaises annuelles de 1920 à 1966 prolongée pour 1967 et 1968, *Revue Economique*, 20 (3), 468-496.
- Darrat A. F. (2006). The demand for money in some OPEC members : regression estimates and stability results, *Applied Economics*, 18 (2), 127-142.
- Davidson J. E. H., Hendry D.F., Srba F.. and Yeo S. (1978). Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship Between Consumers' Expenditure and Income in United Kingdom, *The Economic Journal*, 88 (352), 661-692.
- Doornik J. A. and Hendry D. F. (2018). *Modelling Dynamic Systems-PcGive 15: Volume II*, London, Timberlake Consultants.
- Ebadi E. (2019). Does Government Spending Affect Money Demand in the United States? *The Economic Research Guardian*, 9 (1), 35-45.

- Eitrheim Ø. (1998). The demand for broad money in Norway, 1969-1993, *Empirical Economics*, 23, 339-354.
- Engle R. F. and Granger C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, 55 (2), 251-276.
- Ericsson N. R. (1998). Empirical Modeling of Money Demand, *Empirical Economics*, 23, 295-315.
- Ericsson N.R., Hendry D. F. and Prestwich K. M. (1998). The Demand for Broad Money in the United Kingdom, 1878-1993, *Scandinavian Journal of Economics*, 100 (1), 289-324.
- Ericsson N.R. and Sharma S. (1998). Broad money demand and financial liberalization in Greece, *Empirical Economics*, 23, 417-436.
- Folarin O. E. and Asongu S. A. (2019). Financial liberalization and long-run stability of money demand in Nigeria, *Journal of Policy Modeling*, 41, 963-980.
- Friedman M. (1956). The Quantity Theory of Money – A Restatement, In M. Friedman (1956). *Studies in the Quantity Theory of Money*, Chicago, The University of Chicago Press.
- Friedman M. (1959). The Demand for Money: Some Theoretical and Empirical Results, *Journal of Political Economy*, 67, 327-351.
- Friedman M. and Schwartz A. J. (1963). *A Monetary History of United States, 1857-1960*, Chicago, The University of Chicago Press.
- Friedman M. and Schwartz A. J. (1982). *Monetary Trends in the United States and the United Kingdom: Their Relation to Income, Prices, and Interest Rates, 1867-1975*, Princeton, Princeton University Press.
- Goldfeld S. M., Dusenberry J. and Poole W. (1973). The Demand for Money Revisited, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1973 (3), 577-646.
- Goldfeld S. M (1976). The Case of the Missing Money, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1976 (3), 683-730.
- Goux J.-F. (2000). Existe-t-il vraiment une relation cointégrante de demande de monnaie M3 en France? *Revue Economique*, 51 (4), 885-911.
- Graves P. E. (1978). New Evidence on Income and the Velocity of Money, *Economic Inquiry*, XVI, 53-65.
- Hafer R. W. and Jansen D. W. (1991). The Demand for Money in the United States : Evidence from Cointegration Tests, *Journal of Money, Credit and Banking*, 23 (2), 155-168.
- Harris R. I. D. (1995). *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*, London, Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf.

- Hendry D. F. (1995). *Dynamic Econometrics*, Oxford, Oxford University Press.
- Hendry D. F. and Ericsson N. R. (1991a). An Econometric Analysis of U.K. Money Demand in Monetary Trends in the United States and the United Kingdom by Milton Friedman and Anna J. Schwartz, *American Economic Review*, 81 (1), 8-38.
- Hendry D. F. and Ericsson N. R. (1991b). Modeling the Demand for Narrow Money in the United Kingdom and United States, *European Economic Review*, 35, 833-886.
- Hendry D. F., Ericsson N.R. and Prestwich K. M. (1998). The Demand for Broad Money in the United Kingdom, 1878-1993, *Scandinavian Journal of Economics*, 100 (1), 289-324.
- Hilmi, Y. (2024). Cloud computing-based banking and management control. *International Journal of Automation and Digital Transformation*, 3(1), 86-92.
- Hubrich K. (1999). Estimation of a German money demand system – a long run analysis, *Empirical Economics*, 24, 77-99.
- Johansen S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Johansen S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica*, 59 (6), 1551-1580.
- Johansen S. (1992). Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis, *Journal of Econometrics*, 52, 389-402.
- Johansen S. and Juselius K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with Applications to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52 (2), 169-210.
- Jondeau E. et Villerman-Lécolier N. (1996). La stabilité de la fonction de demande de monnaie aux Etats-Unis, *Revue Economique*, 5, 1121-1148.
- Keynes J. M. (1936). *Théorie générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie*, traduit de l'anglais par Jean de Largentaye, Paris, Payot & Rivages.
- Klovland J. T. (1983). The Demand for Money in Secular Perspective : The Case of Norway, *European Economic Review*, 1983 (21), 193-218.
- Klovland J. T. (1987). The demand for money in the United Kingdom, 1875-1913, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 49 (3), 251-271.
- Kumar S., Webber D.J. and Fargher S. (2013). Money Demand Stability: A Case Study of Nigeria, *Journal of Modeling*, 2013 (35), 978-991.
- Lütkepohl H. and Wolters J. (1998). A money demand system for German M3, *Empirical Economics*, 23, 371-386.

- MacDonald R. and Taylor M. P. (1992). A stable US money demand function, 1874-1975, *Economics Letters*, 39, 191-198.
- Mahmood H. and Asif M. (2016). An empirical investigation of stability of money demand for GCC countries, *Int. J. Economics and Business Research*, 11 (3), 274-286.
- Melitz J. and Correa H. (1970). International Differences in Income Velocity, *The Review of Economics and Statistics*, LII (1), 12-17.
- Mehra Y. P. (1993). The stability of the M2 Demand Function : Evidence from an Error-Correction Model, *Journal of Money, Credit and Banking*, 25 (3), 455-460.
- Mera V.-I. and Silaghi M. I. P. (2018). Determinants of Demand for Money in CEE Countries : Updated Evidence, *Eastern European Economics*, 56, 334-357.
- Muscattelli V. A. and Spinelli F. (2000). The long-run stability of the demand for money: Italy 1861-1996, *Journal of Monetary Economics*, 45, 717-739.
- Ngakegni A. (1991). Agrégats monétaires sur longue période en France, 1876-1990, *Journal de la Société de Statistique de Paris*, 132 (3), 19-58.
- Ngakegni (1995). Le comportement séculaire de la demande de monnaie en France de 1876 à 1990, *Journal de la Société de Statistique de Paris*, 136 (3), 59-88.
- Oludele E. F. and Asongu S. A. (2019). Financial liberalization and long-run stability on money demand in Nigeria, *Journal of Policy Modeling*, 41, 963-980.
- Peytrignet M. and Stahel C. (1998). Stability of money demand in Switzerland: A comparison of the M2 and M3 cases, *Empirical Economics*, 23, 437-454.
- Phillips P. C. B. (1988). Reflections on Econometric Methodology, *Economic Record*, 64, 344-359.
- Phillips P. C. B. and Hansen B. E. (1990). Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes, *Review of Economic Studies*, 57, 99-125.
- Phillips P. C. B. and Loretan M. (1991). Estimating Long-run Economic Equilibria, *Review of Economic Studies*, 58, 407-436.
- Pigou A. C. (1917). The value of money, *The Quarterly Journal of Economics*, 32 (1), 38-65.
- Porter R. D., Simpson T. D. and Mauskopf E. (1979). Financial Innovation and Monetary Aggregates, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 213-229.
- Rao V. V. S. and Acharya D. (2018). Financial Innovation and Stability of Money Demand Function in India: Do Equity Derivatives Matter? *The IUP Journal of Applied Economics*, XVII (4), 27-40.

- Scharnagl M. (1998). The stability of German Money Demand: Not just a myth, *Empirical Economics*, 23, 355-370.
- Serletis A. (2010). *The Demand for Money*, New York, Springer Science/Business Media.
- Tobin J. (1958). Liquidity Preference as Behavior Towards Risk, *Review of Economic Studies*, 25, 65-86.
- Tobin J. (1965). The Monetary Interpretation of History, *The American Economic Review*, 55 (3), 464-485.
- Vega J. L. (1998). Money demand stability : Evidence from Spain, *Empirical Economics*, 23, 387-400.