



L'INSTABILITE DE LA DEMANDE DE MONNAIE AU SENS LARGE : LE CAS DE LA REPUBLIQUE DU CONGO

THE BRAOD MONEY DEMAND UNSTABILITY: THE CASE OF THE REPUBLIC OF CONGO

Antoine Régis NGAKEGNI

Assistant à l'Université Marien NGOUABI

RESUME

Cet article montre qu'à court terme, le taux de croissance de l'encaisse réelle est déterminé par l'écart entre l'encaisse détenue et l'encaisse désirée de long terme, le taux de croissance du revenu réel et l'accélération de l'inflation. A long terme, la demande de monnaie au sens large s'explique par le revenu réel et le taux d'inflation. L'élasticité de la demande de monnaie par rapport au revenu est égale à 1. Il en va de même de l'élasticité-prix de la demande de monnaie. Ainsi, le modèle estimé confirme la théorie de Friedman. Enfin, ce modèle est instable dans le temps.

Mots-clés : demande de monnaie, l'élasticité de la demande de monnaie

ABSTRACT

This paper shows that in the short term, the growth rate of cash balance is determined by the difference between the actual cash balance and the long run cash balance, the growth rate of the real income and the acceleration of the inflation. In the long term, the demand for braod money depends on the real income and the inflation. The elasticity of money demand relative to income is equal to 1. It's the same thing for the price elasticity of the demand for money. Therefore, our results corroborate the Friedman's theory. Finally, the estimated model is unstable over time'

Key Words : Demand for Braod Money; Error Correction Model; Long-run Elasticity of Money Demand, JEL Classification: E41

INTRODUCTION

Le lien entre la masse monétaire et le « système économique » a été porté à la connaissance du public, pour la première fois, par J. M. Keynes. Selon Keynes (1936, p. 186), un accroissement de la quantité de monnaie en circulation, toutes choses égales par ailleurs, fait baisser le taux d'intérêt qui, à son tour, stimule le « flux d'investissement » ; cette augmentation de l'investissement conduit à la création d'emplois qui, finalement, provoque la hausse des prix. La baisse du taux d'intérêt susmentionnée induit également un accroissement de la « préférence pour la liquidité » ou la demande de monnaie. Avant Keynes, cette relation entre la demande de monnaie et le taux d'intérêt était traitée comme quantité négligeable.

A la suite de Keynes, nombre d'auteurs ont proposé d'autres déterminants de la demande de monnaie. Le plus emblématique de ces auteurs est Friedman (1956) qui affirme que le désir d'encaisses est gouverné par la richesse totale, les taux de rendement des actifs monétaires, financiers et réels, ainsi que les goûts et les préférences des individus.

Alors que les vérifications économétriques des différents modèles théoriques de demande de monnaie abondent dans beaucoup de pays, y compris africains¹, rien ou presque ne s'est fait au Congo. Le principal objectif de cet article est de combler ce vide. Plus précisément, il vise principalement à étudier le comportement de la fonction de demande de monnaie au sens large sur la période 1965-2010. Les objectifs spécifiques de ce travail sont d'identifier les principaux déterminants du désir d'encaisses monétaires et de déterminer les élasticités de la demande par rapport à ses déterminants. La méthode utilisée est celle du « général au spécifique de Hendry.

Cette étude aura quatre parties. La première sera consacrée à la revue de la littérature. La deuxième sera dédiée au modèle théorique qui sera confronté aux données de l'observation. La troisième fera un examen préliminaire des séries temporelles retenues pour les vérifications empiriques. La dernière présentera et commentera les résultats économétriques obtenus.

1-Revue de la littérature

Dans cette section, nous allons distinguer les modèles privilégiant la relation d'équilibre de long terme des modèles alliant l'équation d'équilibre de long terme avec un processus d'ajustement entre l'encaisse détenue et l'encaisse désirée.

Au nombre des auteurs focalisant leur attention sur les relations d'équilibre de long terme, il y a en premier lieu John M. Keynes. Selon Keynes (1936, pp. 207 et 208), il existe quatre raisons pour lesquelles les agents économiques désirent garder sous forme liquide une partie de leur richesse : le motif de revenu, le motif professionnel, le motif de précaution et le motif de spéculation. Le motif de revenu renvoie au désir de conserver la monnaie pour « combler l'intervalle entre l'encaissement et le décaissement du revenu ». Le motif professionnel correspond à l'envie de garder de la monnaie pour « combler l'intervalle entre l'époque où l'on assume des frais professionnels et celle où on encaisse le produit de la vente ». Le motif de précaution s'attache au désir de garder de la monnaie pour parer aux éventualités exigeant une dépense soudaine, profiter d'occasions non prévues d'achats avantageux et faire face à une obligation future stipulée en monnaie. Le motif de spéculation a trait au désir d'encaisses liquides pour « profiter d'une connaissance meilleure que celle du marché de ce que réserve l'avenir ».

¹ Sur les pays africains, un résumé des études empiriques est donné dans Kumar, Webber et Fargher (2013). Il s'agit du Cameroun, de la Côte

d'Ivoire, le Ghana, le Kenya, le Nigeria et l'Afrique du Sud.

Ces motifs conduisent Keynes à distinguer deux compartiments de la demande de monnaie. Le premier, M_1 , regroupe les demandes de monnaie pour les motifs de revenu, professionnel et de précaution. Ce compartiment dépend principalement du revenu, R . Le second, M_2 , correspond à la demande de monnaie pour motif de spéculation. Il dépend principalement du taux d'intérêt, r . Dans ces conditions, la demande de monnaie totale, M , définie comme la somme des deux compartiments, est fonction du revenu et du taux d'intérêt : $M = M_1 + M_2 = L_1(R) + L_2(r)$ où L_1 est une fonction croissante du revenu et L_2 est une fonction décroissante du taux d'intérêt.

Chez Friedman, la demande de monnaie a plus deux déterminants. Friedman (1956, p.4) affirme que la demande de monnaie dépend de trois principales séries de facteurs : (i) la richesse totale (W), (ii) les rendements des formes sous lesquelles on peut détenir la richesse, et (iii) les goûts et les préférences des agents économiques. La richesse est supposée égale au rapport entre le revenu (Y) et le taux d'intérêt (r). La richesse elle-même peut être détenue sous cinq formes différentes : la monnaie (M), les obligations (B), les actions (E), les biens physiques non humains (G) et le capital humain (H).

Le rendement « réel » de la monnaie est mesuré par le niveau général des prix, P . Le rendement

des obligations est mesuré par $r_b - \frac{1}{r_b} \frac{dr_b}{dt}$, où

r_b est le taux d'intérêt annuel d'une obligation sur le marché. Le rendement des actions est

mesuré par $r_e + \frac{1}{P} \frac{dP}{dt} - \frac{1}{r_e} \frac{dr_e}{dt}$, où r_e est le

taux d'intérêt d'une action sur le marché. Le rendement des actifs physiques est mesuré par

$\frac{1}{P} \frac{dP}{dt}$. En définitive, après avoir formulé des

hypothèses sur la richesse et les rendements des actifs entrant dans la composition de la richesse, Friedman retient la fonction de demande de monnaie suivante :

$$\frac{M}{P} = f\left(r_b, r_e, \frac{1}{P} \frac{dP}{dt}, w, \frac{Y}{P}, u\right), \text{ où } w \text{ est le}$$

rapport entre la richesse non humaine et la richesse humaine et u représente les goûts et les préférences des agents.

Sur la base des moyennes des vingt cycles de référence de l'économie américaine, recensés sur la période 1870-1954, Friedman (1959) a mis en évidence une forte corrélation entre le stock réel de monnaie par habitant et le revenu réel permanent par habitant. Plus précisément, son modèle se présente comme suit :

$$\frac{M^*}{NP_p} = 0,00323 \left(\frac{y_p}{N} \right)^{1,810}, \text{ avec } r^2 = 0,99 \text{ et}$$

où M^* est l'encaisse nominale calculée, y_p

est le revenu réel permanent, P_p est le niveau

des prix permanent, N est la population et r^2

est le coefficient de corrélation simple.

Friedman a essayé d'ajouter le taux d'intérêt et le taux d'inflation. Mais ils se sont avérés non significatifs. Le fait que l'élasticité-revenu soit supérieure à 1 a conduit Friedman à dire que la monnaie était un bien de luxe.

En réaction aux nombreuses critiques suscitées par cette interprétation, Friedman et Schwartz (1982, p. 282) ont présenté, pour les Etats-Unis et pour le Royaume-Uni, les modèles de demande de monnaie au sens large reliant principalement l'encaisse réelle par habitant avec le revenu réel par habitant, l'écart entre le taux d'intérêt à court terme et le taux de rendement hypothétique de la monnaie², le taux de variation du revenu nominal comme

² Cet écart est égal à $RS(H/M)$, où RS est le taux d'intérêt à court terme, H la partie très liquide de la masse monétaire et M la masse monétaire.

indicateur du taux de rendement des actifs physiques. Dans cette spécification, l'élasticité de la demande de monnaie par rapport revenu courant est 1,15 pour les Etats-Unis et de 0,88 pour le Royaume-Uni. Ces résultats militent en faveur de l'hypothèse d'élasticité-revenu unitaire.

En se fondant sur les données norvégiennes, Klovland (1983) a montré que la demande de monnaie au sens large (en termes réels et par habitant), sur la période 1867-1980, dépendait principalement du revenu réel permanent par habitant, du taux de rendement des obligations du gouvernement et des entreprises, du taux d'inflation anticipé, et du rapport entre les espèces et la masse monétaire comme indicateur de l'évolution séculaire de la structure financière. Dans ce modèle, l'élasticité-revenu de la demande de monnaie est égale à 1,24.

Sur la base des données françaises couvrant les années 1876-1990, Ngakegni (1995) a estimé un modèle de demande de monnaie reliant l'encaisse monétaire au sens large (M_2) en termes réels avec le revenu réel permanent et le taux d'intérêt à long terme. Il ressort notamment de cette étude que l'élasticité-revenu de long terme de la demande de monnaie est à 1.

Les premières analyses de la fonction de demande de monnaie prêtaient peu d'attention à ses aspects dynamiques. Pour corriger cette insuffisance, Chow (1966) a proposé d'ajouter, dans les études de demande de monnaie, à l'équation de demande de monnaie de long terme, un mécanisme d'ajustement partiel indiquant la manière dont les agents économiques adaptaient le stock de monnaie détenu au stock de monnaie désiré de long terme. Le mécanisme d'ajustement partiel proposé se présente ainsi qu'il suit:

$$M_t - M_{t-1} = a(M_t^* - M_{t-1}) + d(A_t - A_{t-1})$$

où M_t est le stock de monnaie détenu à l'instant t ; M_{t-1} est le stock de monnaie détenu à l'instant $t-1$; M_t^* le stock de monnaie d'équilibre de long terme; $(A_t - A_{t-1})$ est l'épargne totale pouvant être définie comme la différence entre le revenu et la consommation.

Goldfeld (1973) propose un mécanisme d'ajustement partiel plus simple que celui de Chow. Ce mécanisme se présente comme suit³:

$$m_t - m_{t-1} = \lambda(m_t^* - m_{t-1}) \quad \text{où } m \text{ est}$$

logarithme népérien de l'encaisse réelle détenue; m^* est le logarithme népérien de l'encaisse réelle désirée de long terme; λ est le coefficient d'ajustement. Ce sont les coûts d'ajustement du portefeuille, pécuniaires et non pécuniaires, qui empêchent un ajustement total et immédiat entre l'encaisse détenue et l'encaisse désirée.

Dans une critique du travail de Friedman et Schwartz (1982), Hendry et Ericsson (1991) ont proposé un modèle de demande de monnaie constitué de deux équations. La première est la fonction de demande de monnaie de long terme, faisant dépendre l'encaisse désirée réelle du revenu réel, du taux d'intérêt à court terme et du taux d'inflation. La seconde est un modèle autorégressif à retard échelonné (*AutoRegressive Distributed Lag Model*, ARDL) généralisant le processus d'ajustement partiel de Goldfeld (1973) entre les encaisses détenue et désirée. A l'aide des données annuelles portant sur le Royaume-Uni et couvrant la période 1878-1970, ces auteurs ont obtenu un modèle à correction d'erreur conduisant aux principaux résultats suivants. Premièrement, à long terme, la demande de monnaie en termes réels dépend uniquement du revenu réel et du taux d'intérêt à court terme, avec une élasticité-revenu de la demande de monnaie est égale à 1. Deuxièmement, à court

³ Le mécanisme d'ajustement chez Goldfeld dépend de la forme de la fonction de demande de

monnaie. Celle que nous présentons correspond à la forme log-linéaire.

terme, le taux de croissance de la demande de monnaie en termes réels est expliqué par l'écart entre l'encaisse réelle détenue et l'encaisse réelle désirée de long terme (écart retardé d'une période), le taux de croissance de l'encaisse réelle détenue retardé d'une période, la variation du taux de croissance de l'encaisse réelle détenue retardée de deux périodes, le taux d'inflation, le taux d'inflation retardé d'une période, la variation du taux d'intérêt à court terme et la variation du taux d'intérêt à long terme. Troisièmement, les tests statistiques s'accordent sur la stabilité du modèle estimé.

Hendry, Ericsson et Prestwish (1998) ont confronté un modèle à correction d'erreur similaire à celui de Hendry et Ericsson (1991) avec les données recueillies sur la période 1878-1993. Ce qui différencie principalement les deux MCE est leur équation d'équilibre de long terme. Dans le premier cas, le coût d'opportunité est mesuré par le taux d'intérêt à court terme et dans le second il est mesuré, comme chez Friedman et Schwartz (1982), par l'écart entre le taux d'intérêt à court terme et le taux de rendement hypothétique de la monnaie, en lieu et place du taux d'intérêt à court terme. Les autres résultats sont inchangés : l'élasticité-revenu est égale à 1, le modèle estimé est stable dans le temps, etc.

Le modèle de demande de monnaie au sens large estimé par Jondeau et Villerman-Lécolier (1996), utilisant les données trimestrielles portant sur les Etats-Unis et couvrant la période 1975(i)-1989(iv), est formé de deux équations. La première est la fonction de demande de monnaie de long terme faisant dépendre l'encaisse désirée réelle du revenu réel. La seconde est un modèle autorégressif à retard échelonné (*AutoRegressive Distributed Lag Model*, ARDL) représentant le processus d'ajustement entre les encaisses détenue et désirée. Le MCE qui en résulte (voir la spécification 1-2) montre qu'à long terme l'élasticité de la demande monnaie par rapport au revenu est unitaire. A court terme, le taux de

croissance de l'encaisse réelle s'explique principalement par la force de rappel, le taux de croissance du revenu réel, la variation du coût d'opportunité et le taux d'inflation, le coût d'opportunité étant mesuré par l'écart entre le taux d'intérêt sur les *T-Bills* à trois mois et le taux moyen pondéré sur les placements contenus dans M2.

La spécification retenue par Baharumshah, Mohd et Masih (2009) dans le cas de la Chine, allie une équation d'équilibre de long terme et un processus d'ajustement entre l'encaisse détenue et l'encaisse désirée de long terme. La relation d'équilibre de long terme relie la demande de monnaie au sens large (M_2) en termes réels avec le revenu réel, le taux d'intérêt national à court terme, le taux d'intérêt étranger à court terme et les cours des valeurs mobilières en termes réels, les cours des actions étant mesurés par indice de la bourse de Chine. Le processus d'ajustement est un modèle autorégressif à retard échelonné (ARDL). En se basant sur les données trimestrielles désaisonnalisées couvrant la période 1990(iv)-2007(ii), les auteurs obtiennent un MCE montrant qu'à long terme, la demande monnaie dépend du revenu réel, du taux d'inflation, du taux d'intérêt étranger à court terme et des cours des valeurs mobilières. Les élasticités de la demande de monnaie par rapport au revenu et aux prix sont unitaires. A court terme, le taux de croissance de l'encaisse réelle s'explique par la force de rappel, les taux de croissance passés de l'encaisse réelle, les valeurs présente et passées du taux de variation du revenu réel, du taux d'inflation, du taux d'intérêt étranger à court terme et des cours des valeurs mobilières. Ce modèle est en outre stable dans le temps.

Pour le compte de la Tunisie, Ben-Salha et Jaidi (2014) ont estimé, sur la période couvrant les années 1979-2011, un MCE combinant également une équation d'équilibre de long terme et un processus d'ajustement dynamique autour de cet équilibre de long terme. La relation d'équilibre de long terme fait dépendre

la masse monétaire au sens large (M_2) en termes réels du revenu réel et du taux d'intérêt, le revenu réel étant éclaté en ces principales composantes qui sont la consommation finale, l'investissement et les exportations. Les vérifications empiriques montrent qu'à long terme, l'encaisse désirée est uniquement fonction de la consommation finale et du taux d'intérêt. L'élasticité de la demande de monnaie par rapport à la consommation est de 1,79. Elle n'est que de -0,07 par rapport au taux d'intérêt. A court terme, le taux de variation de l'encaisse réelle dépend de la force de rappel, des taux de variation de l'investissement et du taux d'intérêt. Enfin, le MCE estimé est stable dans le temps.

2- Modèle théorique

Le modèle théorique est formé de trois équations. La première est la relation d'équilibre sur le marché de la monnaie. La deuxième est l'équation d'équilibre de long terme (ou la cible). Elle s'inspire de la théorie de Friedman (1956). Cette équation fait dépendre la demande de monnaie en termes réels du revenu réel et du taux d'inflation. Le taux d'inflation représente le taux de rendement des actifs réels. En raison de l'absence du marché monétaire (marché des capitaux à court terme) et du marché financier (marché des capitaux à long terme) au Congo, nous n'intégrons pas les taux d'intérêt à court et à long terme dans ce modèle. Les hypothèses implicites sous-tendant cette spécification sont : l'élasticité-prix de long terme et l'élasticité-revenu de long terme sont unitaires. La troisième équation représente le mécanisme d'ajustement entre les encaisses réelles détenues et les encaisses réelles désirées de long terme. Elle généralise le mécanisme d'ajustement partiel proposé par Goldfeld (1973). Cette spécification est un modèle autorégressif à retards échelonnés d'ordres q , q et $q-1$ (ou ARDL (q , q , $q-1$)). Elle a l'avantage d'admettre des taux de réaction différents aux variations des déterminants de la demande de

monnaie, reflétant ainsi les coûts d'ajustement différents.

Ces trois équations sont :

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

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

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

Avec $\beta^* = 1; \delta^* < 0 ; 0 < \alpha_1 < 1; 0 < \beta_0 < 1; \delta_0 < 0; t = 1, 2, \dots, T$.

où m_t^d est le logarithme népérien de l'encaisse nominale désirée de long terme à l'instant t ; m_t est le logarithme népérien de l'encaisse nominale détenue à l'instant t ; y_t est le logarithme népérien du revenu nominal à l'instant t ; p_t est le logarithme népérien du niveau général des prix à l'instant t ; β^* est l'élasticité-revenu de la demande de monnaie de long terme; δ^* est l'élasticité de la demande de monnaie par rapport à l'inflation de long terme; les α_i sont les coefficients des valeurs retardées du logarithme de l'encaisse réelle détenue; les β_i sont les élasticités-revenus de la demande de monnaie de court terme; les δ_i sont les élasticités-inflation de la demande de monnaie de court terme; μ est le terme constant; ε_t est l'erreur de spécification; q est le nombre de retards et T le nombre total d'observations.

L'équation (3) peut encore s'écrire ainsi qu'il suit :

$$(m-p)_t = \phi(m-p)_{t-1} + \beta(y-p)_{t-1} + \delta \Delta p_{t-1} + \sum_{j=1}^{q-1} \phi_j \Delta(m-p)_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \varphi_j \Delta(y-p)_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-2} \lambda_j \Delta^2 p_{t-j} + \mu + \varepsilon_t \quad (4)$$

Si nous soustrayons $(m-p)_{t-1}$ de part et d'autre de cette équation et si nous divisons β et δ par $(1-\phi)$, nous aurons le modèle à correction d'erreur (MCE) suivant:

$$\Delta(m-p)_t = -(1-\phi)u_{t-1} + \sum_{j=1}^{q-1} \phi_j \Delta(m-p)_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \varphi_j \Delta(y-p)_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-2} \lambda_j \Delta^2 p_{t-j} + \mu + \varepsilon_t \quad (5)$$

avec $u_t = [(m-p)_t - (m^d - p)^*]$;

$$\phi = \sum_{i=1}^q \alpha_i ; \quad \beta = \sum_{i=1}^q \beta_i ; \quad \delta = \sum_{i=1}^{q-1} \delta_i ;$$

$$\beta^* = \frac{\beta}{(1-\phi)} ; \quad \delta^* = \frac{\delta}{(1-\phi)} ;$$

$$\phi_j = -\sum_{i=j+1}^q \alpha_i ; \quad \varphi_j = -\sum_{i=j+1}^q \beta_i ; \quad \varphi_0 = \beta_0 ;$$

$$\lambda_0 = \delta_0 ; \quad j = 0, 1, \dots, q-1 ; \quad i = 0, 1, \dots, q.$$

Si toutes les variables de l'équation (2) sont intégrées d'ordre 1 ou I (1) et si elles sont en plus co-intégrées, toutes les variables du modèle (5) seront I (0).

Cette équation suppose que le taux de croissance des encaisses réelles détenues par les agents économiques, à court terme, s'explique principalement par la force de rappel ainsi que

par les ajustements de court terme autour du stock réel de monnaie désiré de long terme. Ces ajustements de court terme sont représentés par les taux de croissance des encaisses réelles détenues passés, les taux de croissance présent et passés du revenu réel ainsi que par les accélérations de l'inflation présente et passées. L'encaisse réelle désirée de long terme dépend essentiellement du revenu réel et du taux d'inflation.

3- Examen des données

Pour vérifier empiriquement cette spécification, nous avons collecté les séries temporelles de la masse monétaire au sens large (M2), le revenu national brut (RNB) aux prix courants (qui tient lieu du revenu nominal) et de l'indice des prix à la consommation à Brazzaville (base 100 = 2010), mesurant le niveau général des prix⁴. Ces données couvrent la période 1960-2014. Les données annuelles de la série de masse monétaire étant datées en fin de période, nous les avons centrées afin de les rendre comparables à celles du PNB qui sont datées en milieu de période. Cette opération a réduit la période couverte d'une année. Les chroniques de la masse monétaire en termes réels et du revenu réel sont obtenues en divisant les séries nominales par l'indice des prix à la consommation. Les graphiques 1a-d (Voir Annexe) présentent l'évolution des logarithmes népériens de ces variables sur la période 1961-2014.

Le graphique 1a (Voir Annexe), retraçant l'évolution des logarithmes népériens de la masse monétaire au sens large (m) et du RNB en termes réels (y-p), montre que ces deux

⁴ La série de masse monétaire, de 1960 à 2014, a pour sources les Statistiques financières internationales (annuaires) du Fonds monétaire international (FMI). La série de l'indice de prix à la consommation résulte du raccordement entre 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 1959-1985, a pour source les Statistiques financières

internationales du FMI. La seconde, sur la période 1985-2014, vient du site de la Banque mondiale: <http://databank.banquemondiale.org>. La série du RNB aux prix courants sur la période 1960-2014, vient du site de la Banque mondiale: <http://databank.banquemondiale.org>.

séries ne possèdent pas la même tendance de long terme. De ce fait, elles ne sont pas, visiblement, fortement corrélées. Un autre trait de caractère de ces séries est qu'elles connaissent des ruptures de tendance. Il en va de même des chroniques de la masse monétaire (m) et du niveau général des prix (voir graphique 1b) (Voir Annexe). Le graphique 1c (Voir Annexe) indique que les séries de l'encaisse réelle ($m-p$) et du revenu réel ($y-p$) se suivent de façon remarquable. Tout porte à croire qu'elles sont fortement corrélées. S'agissant de l'encaisse réelle, ce graphique met également évidence les points suivants :

- une baisse notable en 1977 et en 1978, liée à l'instabilité socio-économique qui avait suivi l'assassinat du président Marien Ngouabi en mars 1977 ;
- une progression rapide sur la période 1979-1982, provoquée par l'accroissement des investissements publics consécutif à la hausse des recettes pétrolières induite par le second choc pétrolier ;
- une forte chute en 1994, imputable à la dévaluation de franc CFA ;
- un léger recul sur la période 1997-1999, en raison de la guerre civile de 1997 ;
- une accélération de 2004 à 2011, provoquée par la libéralisation du secteur bancaire marquée par la privatisation des banques publiques et l'arrivée de nouvelles banques commerciales sur le marché congolais.

De tous ces chocs exogènes, les plus marquants semblent être la dévaluation du franc CFA en 1994 et la libéralisation du secteur bancaire sur la période 2004-2011.

Le graphique 1d (Voir Annexe) fait apparaître l'absence de corrélation entre l'encaisse réelle et le taux d'inflation ainsi qu'une flambée des prix au cours des années 1990.

Suivant les résultats du test de Perron (1989), mis au point pour les séries affectées par des chocs exogènes, les variables impliquées dans la relation (2) sont intégrées d'ordre 1 ou I (1). Les séries de l'encaisse nominale, du revenu nominal et du niveau général des prix sont I (2).

3- Modèle estimé

Dans le but de parachever l'étude des corrélations initiée dans la section 2, nous allons examiner les matrices des corrélations entre les variables intervenant dans le modèle étudié. Ces coefficients de corrélation sont calculés sur la période 1965-2010⁵.

Tableau 1a : Matrice des corrélations entre les variables nominales et réelles

	m_t	$(y - p)_t$	p_t
m_t	1	-	-
$(y - p)_t$	0,87	1	-
p_t	0,97	0,77	1

Tableau 1b : Matrice des corrélations entre les variables réelles

	$(m - p)_t$	$(y - p)_t$	Δp_t
$(m - p)_t$	1	-	-
$(y - p)_t$	0,95	1	-
Δp_t	-0,09	0,00	1

Le tableau 1a indique une forte corrélation entre : (i) l'encaisse nominale et le revenu réel ; (ii) l'encaisse nominale et le niveau général des prix ; et (iii) le revenu réel et le niveau général des prix. Lorsque l'on se place sur le terrain des données en termes réels, la corrélation entre l'encaisse réelle et le revenu réel s'accroît, tandis que la corrélation entre l'encaisse réelle

⁵ N'ayant réussi à modéliser l'évolution de la demande de monnaie sur l'ensemble de la période,

nous avons réduit la période d'ajustement à ces années.

et le taux d'inflation ainsi que celle reliant le revenu réel avec le taux d'inflation sont respectivement voisine de zéro et nulle. Cette analyse des corrélations suggère que si nous travaillons avec les variables en termes réels, nous limiterons le risque de réaliser les régressions fallacieuses, critiquées par Granger et Newbold (1974).

L'estimation directe des paramètres du modèle statique tel que l'équation d'équilibre de long terme (2) par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) revient à estimer les paramètres β et δ de l'équation (4) sans prendre en compte les variables $\Delta(m-p)_{t-j}$, $\Delta(y-p)_{t-j}$ et $\Delta^2 p_{t-j}$. Dans ce cas, les termes omis se réfugieront dans les résidus qui deviendront fortement auto-corrélés. Cette corrélation sérielle entachera les estimateurs de la méthode des MCO d'un biais non négligeable. Stock (1987) montre que si $(m-p)_t$, $(y-p)_t$ et Δp_t sont intégrées d'ordre 1 ou I(1), les estimateurs de la méthode des MCO de β et δ , notés $\hat{\beta}$ et $\hat{\delta}$, seront « super convergents », c'est-à-dire qu'ils convergeront vers leurs vraies valeurs à une vitesse supérieure à celle à laquelle convergent les estimateurs de la méthode des MCO lorsque les variables sont stationnaires ou I(0). En outre, Phillips et Durlauf (1986) montrent que $\hat{\beta}$ et $\hat{\delta}$, suivent une loi qui est le rapport des mouvements browniens. Ils montrent également que les statistiques des tests de Student et de Fisher portant sur β et δ suivent des lois asymptotiques compliquées, de sorte que l'induction au moyen de ces statistiques est irréalisable. Inder (1993) propose une méthode consistant à estimer le modèle (3) par la méthode des MCO et à déduire $\hat{\beta}$ et $\hat{\delta}$, puis à déterminer les écart-types de ces estimations par

la méthode des moindres carrés non linéaires. A l'aide d'une expérience de Monte Carlo, il prouve que les estimations des paramètres de long terme sont plus précises et leurs statistiques du test de Student sont valables. Abondant dans le même sens, Banerjee, Dolado, Galbraith et Hendry (1993, p. 214), suite à une expérience de Monte Carlo, concluent que les ajustements réalisés à partir des équations autorégressives à retards échelonnés conduisent aux bonnes estimations des paramètres du vecteur de co-intégration et aux tests de puissance supérieure.

La méthode d'estimation que nous allons utiliser est la « méthode du général au spécifique », vulgarisée par David Hendry, à la suite de l'article de référence de Davidson, Hendry, Srba et Yéo (1978). Un exposé clair de cette méthode figure dans Hendry (1995, pp.606-618)⁶. Cette méthode comporte principalement trois étapes. La première consiste à estimer et à réduire un modèle autorégressif à retards échelonnés (ARDL) similaire à l'équation (3). La seconde revient à estimer et à réduire le MCE déduit du modèle ARDL. La dernière porte sur l'évaluation des résultats obtenus.

L'estimation du processus ARDL (q, q, q-1) requiert la fixation du nombre de retards, q. Par commodité, nous avons choisi q = 1. Dans le but de vérifier l'hypothèse selon laquelle l'élasticité-prix de la demande de monnaie est unitaire, nous avons estimé avant tout un modèle ARDL(1,1,1) dans lequel le coefficient de p est non contraint, sur la période 1965-2010. Les indicateurs de la qualité de cet ajustement sont: $R^2 = 0,997$; $\bar{R}^2 = 0,997$; $\hat{\sigma} = 7,08\%$; $SCR = 0,1904$; $SC = -1,98$; $AIC = -2,30$ ⁷.

⁶ Une application de cette méthode clairement exposée est donnée dans Harris (1995, pp. 58-69).

⁷ R^2 est le coefficient de détermination; $\bar{R}^2$ est le coefficient de détermination corrigé; $\hat{\sigma}$ est l'écart-type estimé des résidus; SCR est la somme

L'équation d'équilibre de long terme qui en résulte est :

$$m_t^{d*} = \underset{(7,55)}{1,066}(y - p)_t + \underset{(14,0)}{1,058} p_t - \underset{(-1,64)}{0,706} D_{94} + \underset{(1,77)}{0,248} D_{0411} - \underset{(-7,41)}{1,881} \quad (6)$$

avec $Wald - \chi^2(4) = 1425,52^{**}$;

où D_{94} est la variable muette représentant la dévaluation du franc CFA de 1994. Elle prend la valeur 1 en 1994 et la valeur 0 ailleurs. D_{0411} est la variable muette représentant la libéralisation du secteur bancaire. Elle prend la valeur 1 de 2004 à 2010 et la valeur 0 sinon. Les chiffres entre parenthèses sont les statistiques du test de Student.

La statistique du test de Wald de l'hypothèse nulle, selon laquelle les coefficients de long terme des variables explicatives excepté celui du terme constant sont nuls, rejette cette hypothèse au seuil de signification de 1%⁸. Les statistiques du test de Student figurant dans l'équation (6) indiquent que le revenu réel et le niveau général des prix ont des coefficients significativement différents de 0. En outre, l'élasticité-prix a le signe attendu et n'est pas significativement différente de l'unité. Ce fait nous a conduit à estimer le modèle ARDL(1,1,0) dans lequel le coefficient de long

des carrés des résidus ; SC et AIC sont respectivement les critères d'information de Schwartz et d'Akaike.

⁸ Le rejet de l'hypothèse nulle à 5% est marqué par (*) et le rejet à 1% par (**).

⁹ AR(5)-F(5,34) est la statistique du test d'absence d'autocorrélation des erreurs d'ordre 5 (test de Breusch-Godfrey) ; ARCH(4)-F(4,38) est la statistique du test d'absence des effets ARCH (hétéroscédasticité autorégressive conditionnelle) d'ordre 4 (test de Engel) ; Normalité- $\chi^2(2)$ est la statistique du test de l'hypothèse nulle selon laquelle les erreurs suivent une loi normale (test de Doornik et Hansen), statistique suivant une loi de χ^2 à 2 degrés de liberté ; Hétéro-F(9,35) est la statistique du test d'hétéroscédasticité des erreurs

terme de p est égal à 1. Les résultats sont reportés dans le tableau 2, les chiffres entre parenthèses étant les écart-types estimés des estimations des paramètres du modèle.

Tableau 2 : modèle ARDL (1,1,0) estimé

Retards	0	1	Σ
$m - p$	-1	0,731 (0,07)	-0,269 (0,07)
$y - p$	0,367 (0,07)	-0,058 (0,09)	0,309 (0,07)
Δp	-0,449 (0,22)	-	-0,449 (0,22)
D_{94}	-0,206 (0,10)	-	-0,206 (0,10)
D_{0411}	0,077 (0,04)	-	0,077 (0,04)
Constante	-0,509 (0,14)	-	-0,509 (0,14)

avec : $R^2 = 0,986$; $\bar{R}^2 = 0,984$;
 $\hat{\sigma} = 7,03\%$; $SC = -2,05$; $AIC = -2,33$;
 $SCR = 0,1929$; $F(1,38) = 0,50$;
 $F(6,39) = 472,3^{**}$;
 $AR(5) - F(5,34) = 1,33$;
 $ARCH(4) - F(4,38) = 0,26$;
 $Normalité - \chi^2(2) = 3,04$;
 $Hétéro - F(9,35) = 0,78$;
 $HétéroX - F(15,29) = 1,40$;
 $RESET - F(2,37) = 2,64^9$; T = 1965-2010.

de White, dont l'hypothèse nulle est l'homoscédasticité inconditionnelle et l'hypothèse alternative est que la variance des erreurs dépend des variables explicatives et de leurs carrés ; HétéroX-F(15,29) est la statistique du test d'hétéroscédasticité des erreurs de White, dont l'hypothèse nulle est l'homoscédasticité et l'hypothèse alternative est que la variance des erreurs est indépendante des variables explicatives ; RESET-F(2,37) est la statistique du test de la validité de la forme fonctionnelle du modèle originel (test de Ramsey), dont l'hypothèse nulle est que la spécification du modèle originel est correcte et l'hypothèse alternative est que les puissances de la

La statistique du test de Fisher de la signification de la régression dans son ensemble, la statistique, $F(6,39)$, dont l'hypothèse nulle est que les coefficients des variables exogènes hormis celui de la « constante » sont nuls, invalide cette hypothèse au seuil de signification de 1%. Quant à la statistique du test de Fisher de l'hypothèse selon laquelle l'élasticité-prix de la demande de monnaie est unitaire, la statistique $F(1,38)$, elle conduit à l'acceptation de cette hypothèse au seuil de signification de 5%. S'agissant des statistiques des tests de diagnostic sur les résidus, elles impliquent l'acceptation des hypothèses nulles. Cela signifie que les erreurs de spécification du modèle (3) ont les bonnes propriétés.

La cible de long terme qui en résulte est :

$$(m^d - p)_t^* = 1,149(y - p)_t - 1,671\Delta p - 0,767 D_{94} + 0,287 D_{0411} - 1,894 \quad (7)$$

(11,00) (-2,07) (-1,61) (1,94) (-6,79)

avec $Wald - \chi^2(4) = 192,67^{**}$

Une fois de plus, l'hypothèse nulle, suivant laquelle les coefficients de long terme des déterminants de la demande de monnaie au sens large (excepté celui du terme constant) sont nuls, est rejetée au seuil de signification de 1%. Deux observations importantes peuvent être faites sur l'équation (7). La première est que l'élasticité-revenu de la demande de monnaie ne semble pas être très éloignée de 1. Pour vérifier cette hypothèse, nous avons estimé un processus ARDL(1,0,0) dans lequel la variable endogène est l'encaisse relative et les variables exogènes sont $\Delta(y - p)$ et Δp . Nous avons calculé la statistique du test de l'hypothèse selon laquelle l'élasticité-revenu était égale à 1. Cette statistique est $F(1,39) = 2,12$. Elle implique l'acceptation de cette hypothèse au

seuil de 5%. La seconde observation est que, suivant les statistiques du test de Student, le coefficient du taux d'inflation est significativement différent de 0 et a le signe escompté, indiquant ainsi que le taux d'inflation joue un rôle dans l'évolution de l'encaisse désirée de long terme. En outre, nous avons constaté que la prise en compte du terme constant dans la cible conduisait à un MCE dont la somme de carrés des résidus était nettement inférieure à celle de l'ARDL (1,1,0) estimé. Fort de ces résultats, nous avons pris pour cible de long terme la spécification ci-après :

$$(m^d - p)_t^* = (y - p)_t - 1,671\Delta p - 0,767 D_{94} + 0,287 D_{0411} \quad (8)$$

Pour vérifier la signification du retard introduit dans le modèle ARDL (1,1,0), nous avons testé l'hypothèse nulle selon laquelle ce modèle admettait deux retards. La statistique de ce test est $F(2,39) = 99,21^{**}$. Elle conduit au rejet de cette hypothèse au seuil de signification de 1%.

Dans la spécification (8), l'élasticité-revenu de la demande de monnaie est unitaire et l'élasticité de l'encaisse désirée par rapport à l'inflation est égale à -1,67. Ainsi, si le revenu réel augmente de 1%, la demande de monnaie s'élèvera dans la même proportion et si l'inflation s'apprécie de 1%, la demande de monnaie diminuera de presque 1,7%.

Nous avons ensuite procédé à la transformation du processus ARDL (1,1,0) en modèle à correction d'erreur. Le MCE obtenu est l'équation (9). La statistique du test de passage du modèle ARDL(1,1,0) estimé à la spécification (9) est $F(3,39)$. Elle implique l'acceptation de cette transformation au seuil de signification de 5%. La statistique du test du racine unitaire de Banerjee, Dolado et Mestre, test de l'hypothèse nulle d'absence de

variable endogène estimée ($\hat{y}^2, \hat{y}^3, \dots$) sont omises.

coïntégration, la statistique $t_c = -4,05^*$, amène à rejeter cette hypothèse nulle au seuil de signification de 5%. De même, d'après le test de Perron (1989), le résidu $\hat{u}_t = (m - p)_t - (m^d - p)_t^*$ est stationnaire ou $I(0)$. Nous pouvons affirmer que l'encaisse réelle, le revenu réel et le taux d'inflation sont coïntégrés.

$$\Delta(m - p)_t = \underset{(-4,26)}{-0,207} \hat{u}_{t-1} + \underset{(5,02)}{0,361} \Delta(y - p)_t - \underset{(-6,43)}{0,927} \Delta^2 p_t - \underset{(-3,78)}{0,295} e_t \quad (9)$$

avec : $R^2 = 0,644$; $\bar{R}^2 = 0,618$;
 $\hat{\sigma} = 7,38\%$; $SC = -2,12$; $AIC = -2,29$;
 $SCR = 0,2232$; $F(3,39) = 2,06$;
 $F(3,41) = 24,74^{**}$;
 $AR(5) - F(5,36) = 1,29$;
 $ARCH(4) - F(4,37) = 1,94$;
 $Normalité - \chi^2(2) = 0,32$;
 $Hétéro - F(6,38) = 1,66$;
 $HétéroX - F(9,35) = 2,25^*$;
 $RESET - F(2,39) = 3,27^*$; $T = 1966-2010$.

Les critères d'information associés à l'équation (9) sont soit inférieurs soit égaux à ceux de l'ARDL (1,1,0) estimé. L'écart-type estimé des erreurs de spécification ($\hat{\sigma}$) du MCE est légèrement supérieur à celui de l'ARDL(1,1,0) estimé. Les tests de diagnostic sur les résidus indiquent que les erreurs de spécification ont toutes les bonnes propriétés¹⁰. En se référant aux statistiques du test de Student, tous les coefficients des variables exogènes intervenant dans le modèle (9) sont significativement différents de 0 et ont les signes attendus. En conséquence, nous pouvons admettre qu'à court terme, le taux de croissance de l'encaisse réelle s'explique par l'écart entre l'encaisse réelle

détenue et l'encaisse réelle désirée de long terme, le taux de croissance du revenu réel et l'accélération de l'inflation. Le coefficient de $\hat{u}_t$ indique une vitesse d'ajustement de 21% par an, entre l'encaisse détenue et l'encaisse désirée de long terme. L'élasticité-revenu de court terme est d'environ 0,4. Ainsi, lorsque le revenu réel augmente de 1%, la demande de monnaie sens large s'élève de presque 0,4%. En revanche, quand l'inflation s'accélère de 1%, l'encaisse détenue décroît d'environ de 1% également. A long terme, la demande de monnaie au sens large dépend principalement du revenu réel et du taux d'inflation. L'élasticité de la demande de monnaie par rapport au revenu est égale à 1. Comme indiqué ci-dessus, cela revient à dire que si le revenu réel progresse de 1%, l'encaisse désirée de long terme s'appréciera également de 1%. L'élasticité de la demande de monnaie par rapport au taux d'inflation est de -1,67. Cela signifie que lorsque l'inflation s'accélère de 1%, l'encaisse désirée de long terme décroît de 1,67%. Ces résultats corroborent les deux principales hypothèses de Friedman (1956), à savoir : (i) l'élasticité-prix de long terme et l'élasticité-revenu de long terme sont unitaires et (ii) le taux d'inflation est un déterminant de la demande de monnaie.

Le graphique 2 (Voir Annexe) reproduit l'évolution des valeurs observées et estimées du taux de croissance de l'encaisse réelle détenue de 1966 à 2010. Il montre que, prises globalement, les valeurs observées et calculées se suivent assez bien.

Le tableau 3 (Voir Annexe) fournit les corrélations entre les variables intervenant dans la spécification (9). Il met en évidence l'absence de forte corrélation entre elles. L'ajustement réalisé n'est pas une régression fallacieuse.

¹⁰ Notons que la statistique du test d'hétéroscédasticité des erreurs de White, la statistique HétéroX-F(9,35), conduit à rejeter l'hypothèse nulle d'homoscédasticité au seuil de

signification de 5%. Mais, elle amène à l'accepter à celui de 1%. Il en va de même de la statistique du test de la validité de la forme fonctionnelle du modèle originel (test de Ramsey).

Tableau 4 : Matrice des corrélations en les variables figurant dans le MCE

	$\Delta(m-p)_t \hat{u}_{t-1}$	$\Delta(y-p)_t \Delta^2 p_t$		
$\Delta(m-p)_t$	1	-	-	-
$\hat{u}_{t-1}$	-0,351	1	-	-
$\Delta(y-p)_t$	0,487	-	1	-
$\Delta^2 p_t$	-0,390	-	0,203	1
		0,289	0,353	

Le graphique 3 (Voir Annexe) reporte les résidus récurrents fluctuant à l'intérieur de deux bornes correspondant à plus ou moins deux fois leur écart-type, aux différentes dates de la période 1976-2010. Il en ressort que les résidus récurrents franchissent la borne inférieure en 1984, dénotant l'instabilité du modèle examiné. Le graphique 4 (Voir Annexe), qui présente l'évolution des statistiques du test de Chow correspondant aux régressions roulantes effectuées en ajoutant une observation à la régression d'avant, pour un seuil de signification de 5%, fait apparaître un changement structurel en 1984. Ces deux tests de changement structurel indiquent clairement l'instabilité de l'équation (9). Par conséquent, nous pouvons affirmer que la fonction de demande de monnaie au sens large n'est stable dans le temps.

CONCLUSION

Cette étude a abouti à un modèle à correction d'erreur dans lequel, à court terme, le taux de variation de l'encaisse réelle est déterminé par l'écart entre l'encaisse détenue et l'encaisse désirée de long terme, le taux de croissance du revenu réel et l'accélération de l'inflation. Ces variables exogènes sont largement significatives et interviennent toutes avec les signes escomptés.

A long terme, la demande de monnaie au sens large tributaire du revenu réel et du taux d'inflation. L'élasticité-revenu et l'élasticité-

prix de la demande de monnaie sont unitaires. En cela, la spécification retenue corrobore la théorie de Friedman (1956).

Dans le même temps, les tests effectués conduisent à rejeter l'hypothèse de stabilité de la fonction de demande de monnaie au Congo sur la période considérée.

Il va sans dire que les variables explicatives retenues dans cet article ne sont pas les seuls déterminants de la demande de monnaie en République du Congo. Il est probable que le taux d'intérêt du marché monétaire et le taux de rendement des obligations échangées à la Bourse des valeurs mobilières de la CEMAC¹¹ aient un rôle à jouer dans l'évolution de la demande de monnaie. Mais ces deux marchés sont de création relativement récente. Le marché monétaire a été créé en 1994 et la Bourse de valeurs mobilières de l'Afrique Centrale date de l'année 2000. Il va falloir attendre encore quelques années avant de disposer des séries longues de taux d'intérêt à court terme et de taux d'intérêt à long terme.

BIBLIOGRAPHIE

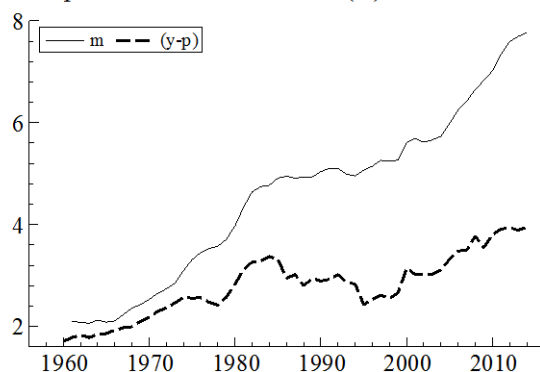
- Baharumshah A. Z., S. H. Mohd and A. M. M. Masih (2009). The Stability of Money Demand in China, *Economic Systems*, Vol. 2009, No. 33, pp. 231-244.
- Banerjee A., J.J. Dolado, J.W. Galbraith and D.F. Hendry (1993). *Co-integration, Error Correction, and The Econometric Analysis of Non-Stationary Data*, Oxford University Press, Oxford, 329 p.
- Ben-Salha O. and Z. Jaidi (2014). Some new evidence on the determinants of money demand in developing countries- A case study of Tunisia, *The Journal of Economic Asymmetries*, Vol. 2014, No. 11, pp. 30-45.
- Bramoulle G. et D. Augey (1998). *Economie monétaire*, Paris, Dalloz, 473 p.
- Chow G. C. (1966). On the Long-Run and Short-Run Demand for Money, *Journal of Political Economy*, Vol. 74, No 2, pp. 111-131.
- Davidson J. E. H., D.F. Hendry, F. Srba. and S. Yeo (1978). Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship Between

¹¹ CEMAC signifie Communauté économique et monétaire de l'Afrique Centrale.

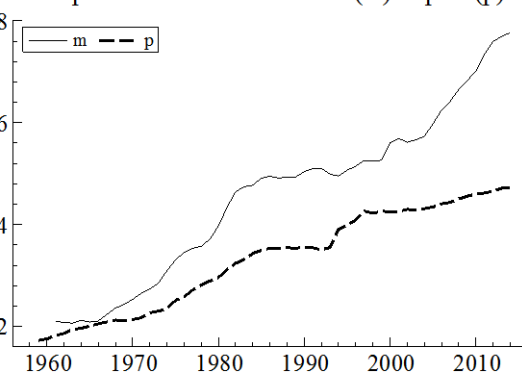
- Consumers' Expenditure and Income in United Kingdom, *The Economic Journal*, Vol. 88, No. 352, pp. 661-692.
- Friedman M. (1956). The Quantity Theory of Money – A Restatement, In *Studies in the Quantity Theory of Money*, The University of Chicago Press, Chicago, 265 p.
- Friedman M. (1959). The Demand for Money: Some Theoretical and Empirical Results, *Journal of Political Economy*, No. 67, pp.327-351.
- Friedman M. and A. J. Schwartz (1982). *Monetary Trends in the United States and the United Kingdom: Their Relation to Income, Prices, and Interest Rates, 1867-1975*, The University of Chicago Press, Chicago, 664 p.
- Goldfeld S. M (1973). The Demand for Money Revisited, *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1973, No. 3, pp. 577-646.
- Goldfeld S. M (1976). The Case of the Missing Money, *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1976, No. 3, pp. 683-730.
- Gourieroux C. et A. Monfort (1995). *Séries temporelles et modèles économétriques*, Paris, Economica, 664 p.
- Granger C.W.J. and P. Newbold (1974). Spurious Regressions in Econometrics, *Journal of Econometrics*, No 2, pp. 111-120.
- Greene W. H. (2005). *Econométrie*, Paris, Pearson Education France, 943 p.
- Harris R. I.D.(1995). *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*, Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf, London, 176 p.
- Hendry D. F. (1995). *Dynamic Econometrics*, Oxford University Press, Oxford, 869 p.
- Hendry D. F. and N.R. Ericsson (1991). 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*, Vol. 81, No. 1, pp. 8-38.
- Hendry D. F., N.R. Ericsson and K. M. Prestwich (1998). The Demand for Broad Money in the United Kingdom, 1878-1993, *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 100, No. 1, pp. 289-324.
- Jondeau E. et N. Villermain-Lécolier (1996). La stabilité de la fonction de demande de monnaie aux Etats-Unis, *Revue Economique*, No. 5, pp. 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, 387 p.
- Klovland J. T. (1983). The Demand for Money in Secular Perspective: The Case of Norway, *European Economic Review*, Vol. 1983, No. 21, pp. 193-218.
- Kumar S., D.J. Webber and S. Fargher (2013). Money Demand Stability: A Case Study of Nigeria, *Journal of Modeling*, Vol. 2013, No. 35, pp. 978-991.
- Maurel F. (1989). Modèles à correction d'erreur : l'apport de la théorie de la co-intégration, *Economie et Prévision*, No. 88-89, pp. 105-125.
- Mignon V. (2008). *Econométrie: Théorie et applications*, Paris, Economica, 368 p.
- Muscattelli V. A. (1989). A Comparison of the Rational Expectations and 'General-to-Specific' Approaches to Modelling the Demand for M1, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 51, No. 4.
- Ngakegni A. (1995). Le comportement séculaire de la demande de monnaie en France de 1876 à 1990, *Journal de la Société de Statistique de Paris*, tome 136, No. 3, pp. 59-88.
- Perron P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, *Econometrica*, Vol. 57, No. 6, pp. 1361-1401.
- Serletis A. (2010). *The Demand for Money*, Springer Science/Business Media, New York, 381 P.

ANNEXE

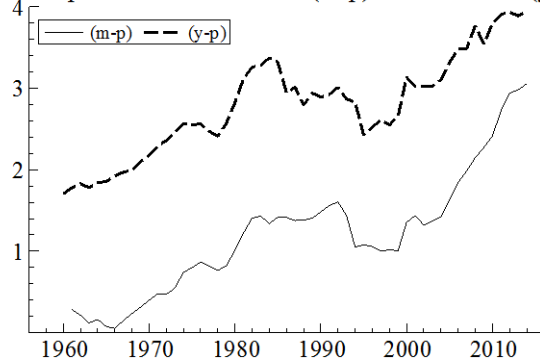
Graph. 1a: Encaisse nominale (m) et revenu réel (y-p)



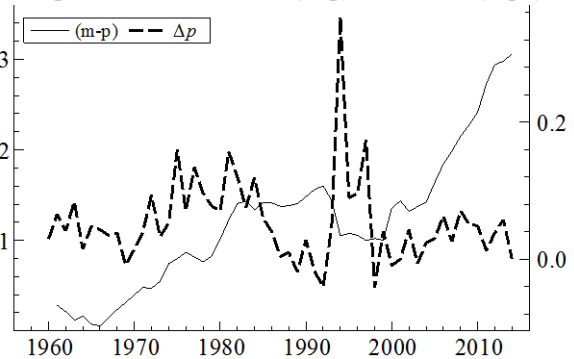
Graph. 1b: Encaisse nominale (m) et prix (p)

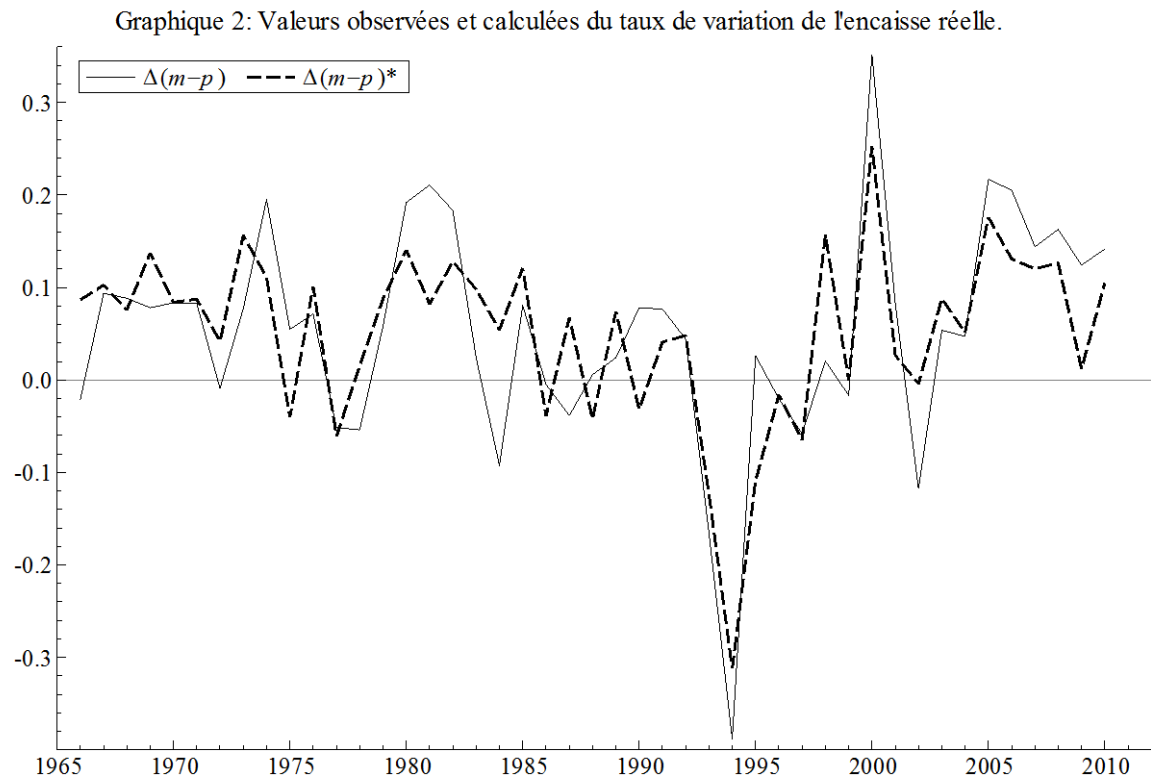


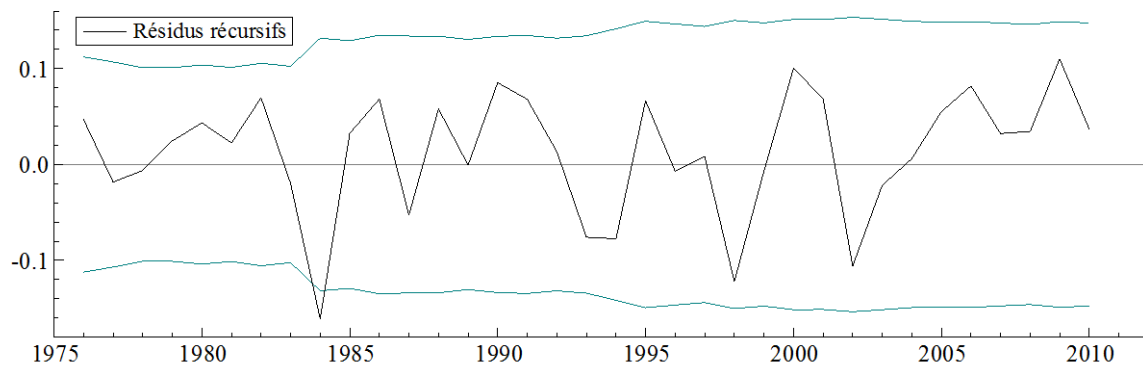
Graph. 1c: Encaisse réelle (m-p) et revenu réel (y-p)



Graph 1d: Encaisse réelle (m-p) et inflation (Δp)





Graphique 3: Evolution des résidus récurrents entre les bornes $\pm \hat{\sigma}$ 

Graphique 4: Valeurs de la statistique du test de Chow associées aux régressions roulantes

