

HAMID KHERBACHI [1], MOHAMED ACHOUCHE [2] ET F. ABDERRAHMANI [3]

Estimation d'une fonction de demande de monnaie en Algérie

INTRODUCTION

L'Algérie, dans sa transition vers l'économie de marché, se doit d'opérer et d'entreprendre non seulement des réformes au niveau des politiques et méthodes de la gestion macro-économique mais aussi des ajustements structurels profonds qui touchent les conditions structurelles de l'économie.

La politique monétaire est décidément conduite dans des conditions différentes, réhabilitation de la monnaie dans ses fonctions dans l'économie, des contraintes supplémentaires suite à l'orientation vers une économie ouverte et tournée vers une perspective d'intégration internationale. L'un des impératifs clés de la conduite de la politique monétaire et de sa mise en oeuvre efficace est, sans nul doute, une bonne connaissance de la fonction de demande de la monnaie. En effet, le marché monétaire se distingue des autres marchés des biens et services par le fait que les mécanismes d'ajustement sur ce dernier sont plutôt différents.

L'offre de la monnaie est le fait de l'Etat essentiellement, les autorités monétaires ont une large marge discrétionnaire dans l'exercice d'influence soit directement soit indirectement sur l'offre de monnaie. Sans vouloir être trop monétariste, l'offre de monnaie est plus au moins directement contrôlable. Par contre, la demande de monnaie est le fait d'agents non financiers privés de l'économie. Le mode d'ajustement classiques/keynésiens sur les autres marchés ne sont pas transposables intégralement sur le marché monétaire.

L'offre est indépendante de la demande qui est, à tour, indépendante de l'offre. L'équilibre sur ce marché est atteint par un pur hasard «arrangé» par les autorités monétaires. Il va de soi qu'une meilleure connaissance de la fonction de demande de la monnaie rend plus facile l'atteinte d'une telle situation d'équilibre par le contrôle de l'offre éventuellement.

En théorie économique, nous pouvons répertorier trois grandes tendances dans l'analyse et l'étude de la fonction de demande de monnaie. Pour les classiques et économistes de tradition classique en général, la fonction de demande n'est pas une préoccupation majeure. Une position qui se déduit aisément du statut qu'occupe la monnaie dans leurs constructions théoriques, neutralité parfaite et un rôle de commodité comme intermédiaire dans l'échange. Ils partent

traditionnellement de l'équation des échanges pour dériver une fonction de demande de monnaie, avec comme corollaire de son existence la vérification ex-post de l'équation des échanges. La forme de fonction de demande de monnaie était explicitée d'abord par les adeptes de l'école de Cambridge. Ceci étant, la question de l'existence de cette fonction et de sa stabilité n'a pas vraiment été une préoccupation pour les classiques.

Keynes et les économistes, de tradition keynésienne, apportent une innovation originale pour ce qui est de la demande de la monnaie par la prise en compte de nouveaux motifs dans la demande de monnaie, par exemple l'introduction du taux d'intérêt via la demande de liquidité pour spéculation. La fonction de demande de monnaie reçoit plus d'intérêt de la part des économistes, tant au niveau macro qu'au niveau des fondements microéconomiques d'une telle fonction. L'argument du taux d'intérêt, dans l'optique keynésienne, est intégré dans la fonction de la demande de monnaie, selon la tradition de Keynes, par le mécanisme de substitution entre monnaie (actifs liquides) et actifs financiers où le taux d'intérêt est perçu comme le coût d'opportunité/prix de la liquidité. Comme il est d'usage de l'intégrer dans la fonction microéconomique de demande, modèle des stocks de Baumol ou modèle de portefeuille de James Tobin.

Les monétaristes, avec M. Friedman à leur tête, sont peut être les plus intéressés à l'étude de la fonction de la demande de monnaie. Les monétaristes sont motivés par l'hypothèse fondamentale selon laquelle ils croyaient en l'existence d'une fonction de demande monnaie et en son caractère stable en plus. Les monétaristes sont mues par leur grand souci pour le contrôle de l'offre de la monnaie. La connaissance de la demande leur permettrait de prémunir l'économie contre les distorsions coûteuses que provoqueraient éventuellement des chocs monétaires dans le court terme. Car, à long terme, l'économie réelle est fondamentalement stable selon leur vision. Les monétaristes, dans l'approche de la fonction de demande de monnaie, privilégient nettement les approches positives «empiriques» qui apportent des réponses réelles aux problèmes.

Avec les monétaristes, la liste des arguments intégrés dans la fonction de demande de la monnaie sont plus diversifiés (revenu, richesse, inflation, une très grande variété de taux d'intérêt...).

Le présent travail se propose d'analyser la demande de monnaie en Algérie. La question principale est de cerner les déterminants de la demande de monnaie en Algérie pour la période 1970-2002. Afin de répondre à la question posée, nous nous proposons de nous pencher sur les travaux empiriques antérieurs relatifs à la demande de monnaie. C'est ce problème d'ordre empirique que nous envisageons dans la première partie de ce travail. Une deuxième partie sera consacrée à une application de la théorie dans le cadre de l'économie Algérienne.

Sur la base des données statistiques collectées essentiellement auprès la banque d'Algérie, du FMI et de l'office National des statistiques, nous dégageons à travers un modèle économétrique les facteurs explicatifs

de la demande de monnaie en Algérie. Notre démarche consiste à effectuer un petit tour d'horizon des travaux empiriques antérieurs tant dans certains pays développés que sous-développés. Par la suite, nous tentons de spécifier un modèle à correction d'erreur qui, facile à manipuler, permet de mettre en évidence les principales variables explicatives de la demande de monnaie en Algérie. Sur la base des résultats obtenus, nous avons fait des propositions en matière d'orientation de la politique monétaire nationale. Malgré tout, ces résultats préliminaires devraient orienter les recherches sur une demande de monnaie en Algérie.

1- LES APPROCHES EMPIRIQUES DE LA DEMANDE DE MONNAIE

La plupart des modèles théoriques de la demande de monnaie ont fait l'objet d'une évaluation empirique tant dans les pays développés que sous développés. Dans le cas des pays développés, il ressort de divers travaux empiriques[4] que le revenu, le taux d'intérêt et le taux d'inflation sont des variables fondamentales qui expliquent de façon robuste le comportement de la demande de monnaie.

Dans les pays en voie de développement, les études empiriques sont généralement effectuées en procédant à des adaptations par rapport aux structures économiques de ces pays. Parmi ces travaux, nous retiendrons l'étude de Khan Mohsein[5]. Dans cette étude, les auteurs stipulent que la demande de monnaie globale M_d est une relation linéaire entre le revenu permanent Y_t^p et le taux d'intérêt(i) soit:

$$M_t^d = K_0 + K_1 i_t + K_2 Y_t^p \dots\dots\dots(1)$$

Avec $K_1 < 0$ et $K_2 > 0$

En exprimant cette expression en terme du taux d'intérêt, les auteurs obtiennent une autre équation qui prend la forme suivante :

$$i_t = a_0 + a_1 M_t^d + a_2 Y_t^p + \varepsilon_t \dots\dots\dots(2)$$

Les résultats obtenus de la régression de cette équation permettent de confirmer les relations théoriques entre la demande de monnaie, le taux d'intérêt et le revenu permanent. Selon eux, ces deux variables sont respectivement négativement et positivement liées à la demande de monnaie mais le coefficient de détermination n'est pas très élevé. Ils concluent que le pouvoir explicatif des variables indépendantes est assez faible.

Dans une autre étude empirique au Mexique[6], l'auteur teste la fonction de demande de monnaie. Les résultats obtenus indiquent que la demande de monnaie M_d est liée au revenu national par une constante :

$$M_d = K * Y \dots\dots\dots(3)$$

L'objectif du test empirique est de déterminer l'influence de la variation du revenu nominal (ΔY) sur la variation de la demande de monnaie (ΔM_d). L'expression devient alors :

$$\Delta M_d = a + b\Delta Y + \varepsilon \dots\dots\dots(4)$$

Les résultats statistiques de cette équation montrent que le coefficient de détermination s'élève à 31%, et seulement 8% de la variation du revenu national sont consacrés à la demande de monnaie. En terme de variation, le revenu n'explique pas de façon significative la demande de monnaie.

Une autre étude empirique menée par Kunte[7] sur la demande de monnaie est relative au Nigeria. L'auteur commence l'étude en s'interrogeant sur un certain nombre de points dont deux nous semblent fondamentaux :

- La forme de la fonction de la demande de monnaie dans les pays sous développés diffère-t-elle de celle des économies développées ?
- Les relations théoriques développées pour expliquer le comportement monétaire et les conclusions relatives à l'expérience monétaire dans les pays développés sont elles applicables à un autre type d'environnement ?

Partant de l'idée que les anticipations jouent un rôle essentiel dans le secteur monétaire, l'auteur utilise une fonction de demande de monnaie dont les variables explicatives sont des variables anticipées, c'est à dire les valeurs passées observées des variables. La demande d'encaisses réelles désirées spécifiée est fonction de deux variables anticipées : le revenu anticipé (Y_t^a) et le taux d'inflation anticipé (π_t^a) et d'une variable courante, le taux d'intérêt i_t .

$$M_t^d = b_0 + b_1 Y_t^a + b_2 \pi_t^a + b_3 i_t + \varepsilon_t \dots\dots\dots(5)$$

où b_1 : Élasticité revenu de la demande de monnaie

b_2 : Coefficient du taux de variation des prix

b_3 : Élasticité taux d'intérêt de la demande de monnaie

$$b_1 > 0 \quad b_2 > 0 \quad b_3 > 0$$

Dans cette spécification, l'auteur fait remarquer que moins l'environnement économique est développé, plus le décalage dans les anticipations est court. Ainsi, tenant compte du motif de transaction, les anticipations du revenu étant statiques dans les pays en voie de développement, les encaisses réelles doivent être liées au revenu réel courant. En plus, les variables anticipées n'étant pas observables, la demande de monnaie soumise à l'étude est définie en fonction du revenu réel courant et du taux d'inflation courant. De cette étude, trois conclusions peuvent être dégagées :

- Il existe une demande de monnaie stable aussi bien dans les économies en développement que dans les économies développées.
- Une plus grande préférence pour la liquidité fait que l'élasticité revenue de la demande de monnaie est plus élevée dans les pays en voie de développement.
- Enfin, le coût d'opportunité de la détention de la monnaie est plus élevé dans les pays en développement.

Quant à l'économie Algérienne proprement dite, nous pouvons retenir, comme référence en la matière, l'étude de M. Belkheir [8] sur la demande de monnaie dans le cadre de l'économie Algérienne. L'auteur commence l'étude en s'interrogeant sur les causes qui poussent les agents non financiers à maintenir la monnaie sous forme d'encaisses. Partant de l'hypothèse d'une liaison assez forte entre le prix de la monnaie et la demande qui lui est associée, l'auteur utilise une fonction de demande de monnaie qui prend une forme log linéaire dont les variables explicatives sont le produit intérieur brut, le taux d'inflation et le taux d'escompte comme variable approximant le taux d'intérêt : «*dans le cas de l'économie Algérienne, nous avons retenu trois variables il s'agit du produit intérieur brut déflaté, que nous avons assimilé au revenu courant, de l'indice des prix à la consommation qui représente le taux d'inflation et le taux d'escompte comme variable approximant le taux d'intérêt*» [9].

La forme fonctionnelle retenue est schématisée de la manière suivante :

$$L_{mont_t} = Cte + \alpha_1 L_{gnpc_t} + \alpha_2 L_{ipc_t} + \alpha_3 L_{rate_t} + \alpha_4 L_{mont_{t-1}} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Avec :

L_{mont_t} : représente le logarithme népérien de la masse monétaire exprimé en terme réel déflaté par l'indice des prix à la consommation de base 1987. Il mesure la demande de monnaie observable.

L_{gnpc_t} : représente le logarithme népérien du produit intérieur brut déflaté par le prix du PIB de l'année 1987.

L_{ipc_t} : représente le taux d'inflation au temps t

L_{rate_t} : représente le taux d'escompte de la banque centrale au temps t

Les résultats obtenus indiquent que tous les coefficients, d'un point de vue statistique et économétrique, sont significatifs et ont leurs signe tels que les postule la théorie de la demande de monnaie, c'est à dire les variables explicatives retenues expliquent de façon robuste la demande de monnaie. Dans cette étude, il faut signaler que les résultats obtenus s'appuient sur une approche qui ne met pas en avant le problème de stationnarité des séries. Les recherches récentes sur les séries temporelles montrent que si la non stationnarité préserve la convergence des estimateurs, elle peut par contre induire des erreurs de spécifications.

Nous allons suivre, dans un premier temps, la démarche traditionnelle consistant à repérer, tout d'abord, les propriétés stochastiques des différentes variables utilisées, puis à estimer la fonction de demande de monnaie à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaire (MCO) à partir de variables stationnaires, ou non stationnaires mais co-intégrées.

2.1- Le choix des variables

La fonction de demande de monnaie sert à déterminer quelle quantité de monnaie désirent détenir les agents économiques, à un moment donné, lorsqu'ils connaissent (anticipent) le volume de leurs échanges et de leurs patrimoines, le niveau des taux d'intérêt, et celui du taux d'inflation. Comme le relèvent les études empiriques antérieures, le revenu et la variation des prix et un taux d'intérêt au moins sont les variables les plus déterminantes dans une fonction de demande de monnaie. Dans le cas de l'Algérie, il s'agit essentiellement d'identifier les variables qui expliquent de façon globale la demande de monnaie. Il faut noter que l'absence (ou le retrait) d'une variable quelconque dans la spécification n'est pas liée au choix théorique mais bien au caractère non significatif du coefficient qui lui est associé.

Le choix des variables rentrant dans l'analyse dépend du genre de relation à laquelle on s'intéresse. Dans notre cas, il s'agit d'une demande de monnaie à long terme. Pour cela, les principales variables retenues dans la modélisation de cette fonction sont la masse monétaire, le revenu national (variable d'échelle) le taux d'intérêt et le taux d'inflation. Toutes ces variables sont quantitativement évaluées en utilisant les variables réelles des variables nominales. La spécification à retenir prend la forme suivante :

$$\text{Log}(M2_t) = \beta_0 + \beta_1 \text{Log}(PIB_t) + \beta_2 \text{Log}(TINF_t) + \beta_3 \text{Log}(TINT_t) + \varepsilon_t \text{ Où}$$

$\text{Log}(M2)$, $\text{Log}(PIB)$, $\text{Log}(TINF)$ et $\text{Log}(TINT)$ désignent respectivement les logarithmes des encaisses monétaires réelles, de la variable d'échelle, de la variation de l'indice des prix à la consommation et du taux d'escompte de la banque d'Algérie comme variable approximant le taux d'intérêt.

Dans ce travail, la masse monétaire est définie au sens large (M2) étant donné que c'est un agrégat «cible» pour la banque d'Algérie dans la conduite de la politique monétaire. Pour la variable d'échelle, nous retenons, comme la plupart des études sur cette question, le PIB réel comme variable proxy du volume des transactions totales. L'élasticité de long terme β_1 de la demande d'encaisses réelles par rapport au revenu réel devrait être positive. Certaines théories économiques prédisent une valeur particulière pour β_1 . Par exemple, le modèle de Baumol-Tobin prévoit une valeur de $\beta_1 = 0,5$, tandis que celui de Friedman escompte une valeur de $\beta_1 = 1$. Cependant, il n'est pas rare de trouver, dans certaines études, ne valeur $\beta_1 > 1$. Pour le niveau général des prix, nous retiendrons la variation de l'indice des prix à la consommation (le signe attendu $\beta_2 > 0$). Concernant le taux d'intérêt, le taux de référence est le

taux d'escompte de la banque centrale (signe attendu $\beta_3 \pi_0$) qui est fixé de façon discrétionnaire par les autorités monétaires.

2.2 - Les propriétés stochastiques

Nous considérons deux sortes de séries temporelles, les séries temporelles stationnaires et les séries temporelles non stationnaires. Les propriétés statistiques habituelles de la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) ne sont valables que si les variables de la série temporelle sont stationnaires. En d'autres termes, ces variables n'ont pas de trend, pas de fluctuations saisonnières et ont des variances constantes dans le temps. Ainsi, les séries temporelles non stationnaires doivent être nettoyées de leurs tendances.

Le fait qu'une série soit stationnaire ou non conditionne le choix de la modélisation à adopter. En règle générale, si la série est issue d'un processus générateur de données stationnaires, la méthode des moindres carrés ordinaires fournit des estimateurs convergents. En revanche, si la série est issue d'un processus non stationnaire, nous devons, avant tout, chercher à la stationnariser, c'est-à-dire trouver une transformation stationnaire de ce processus puis à la modéliser et à estimer les paramètres associés à la composante stationnaire. La difficulté réside dans le fait qu'il existe différentes sources de non stationnarité et qu'à chaque origine de la non stationnarité est associée une méthode de stationnarisation. Deux approches sont possibles : la première consiste à estimer des régressions à tendances temporelles (trend stationary process), la seconde suggère une différenciation (Différence stationary process), des séries une ou plusieurs fois.

Le problème vient du fait que ces deux types de processus peuvent se comporter de manière identique alors qu'ils demandent des méthodes différentes pour éliminer la tendance. Nelson et Plosser (1982) utilisent un test développé par Dickey et Fuller pour déterminer s'il s'agit d'une série temporelle stationnaire différentielle ou tendancielle. Le test est basé sur le modèle suivant :

$$X_t = \alpha + \beta t + \rho X_{t-1} + \varepsilon_t \dots \dots \dots (7)$$

avec ε_t qui suit une loi normale de paramètres zéro et σ^2 .

Si $\rho = 1$ et $\beta = 0$, la série est stationnaire par différenciation. Par contre, si $|\rho| < 1$ alors X_t est stationnaire par la tendance. En fait, il s'agit de tester l'hypothèse nulle selon laquelle la série temporelle marche aléatoire a une tendance nulle. En d'autres termes, nous testons l'hypothèse nulle jointe : $H_0 : \rho = 1, \beta = 0$. Ce n'est pas un problème facile car si $\rho = 1$ alors X_t est non stationnaire, l'estimation par les MCO de l'équation (7) et le test correspondant n'ont pas les propriétés habituelles. Afin que le test fonctionne, transformons l'équation (7) en

$$\Delta X_t = \alpha + \beta t + (\rho - 1)X_{t-1} + \sum_{j=1}^k \rho_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \dots \dots (8)$$

Le test statistique pour tester l'hypothèse nulle jointe est le test de Fisher habituel

2.2.1 - Analyse des autocorrélations des variables

L'analyse des autocorrélations des variables met en oeuvre des outils privilégiés. Ce sont principalement les fonctions d'autocorrélation et d'autocorrélation partielle de la série analysée, la fonction d'autocorrélation des résidus ainsi que la fonction d'autocorrélation inverse. Pour les besoins de notre analyse (la stationnarité des séries étudiées), nous nous limiterons à l'analyse des fonctions d'autocorrélations.

Nous procédons à l'analyse statistique préliminaire des séries utilisées dans le but d'apprécier leurs propriétés. Il est, en effet, nécessaire de déterminer leur ordre d'intégration et, par conséquent, leur stationnarité (ce qui est rarement fait dans la plupart des travaux économétriques) avant d'étudier les relations liant la masse monétaire et les autres variables explicatives potentielles. Pour dévoiler les premières remarques statistiques caractérisant les différents processus de génération des données, nous commençons par examiner leurs autocorrélations. Si la série statistique est très autocorrélée de manière persistante, elle ne sera pas stationnaire, puisqu'en conséquence sa valeur à chaque période dépend fortement de ses réalisations passées. Les variables dont les autocorrélations sont proches de l'unité et qui ne décroissent que lentement tout en restant significativement différentes de zéro jusqu'à un certain ordre sont des variables non stationnaires. Le test de Box Pierce est fondé sur la statistique suivante :

$$Q = T \sum_{k=1}^p \hat{\rho}_k^2 \quad \text{Avec } \hat{\rho}_k \text{ est la fonction d'autocorrélation estimée}$$

associée à la série X_t .

Dans le cas d'un processus ARMA (Autorégressive Moving Average), et sous l'hypothèse d'indépendance des erreurs, la statistique Q suit asymptotiquement une loi de Khi deux à k degrés de liberté, où k désigne l'ordre du retard. Ainsi, si la valeur calculée de Q est supérieure à sa valeur correspondante tabulée (fractile de la loi de Khi deux) au seuil de 5%, nous pouvons accepter, avec une précision de 95%, que les vrais coefficients d'autocorrélations ρ_1, \dots, ρ_k ne soient pas tous nuls. Dans le cas contraire, nous acceptons l'hypothèse selon laquelle la série est générée par un processus bruit blanc (White noise process).

Les résultats du tableau suivant montrent, qu'en général, les séries brutes ne peuvent être considérées comme engendrées par un processus stationnaire. En effet, les autocorrélations demeurent élevées pour les retards $k = 1, \dots, 5$. Par contre, au vu des autocorrélations des séries en différences premières, nous pouvons difficilement rejeter l'hypothèse de stationnarité. Pour vérifier cette dernière hypothèse, nous procédons à des tests sur la nature des différences des variables considérées.

Tableau n°1 : Les autocorrélations des variables et le test de Box pierce (Q statistique)

Variables	1	2	3	4	5
$\log(M2)$	0.845	0.674	0.523	0.374	0.248
	25.778*	40.015*	53.227*	58.810*	61.350*
$\text{Log}(PIB)$	0.814	0.675	0.564	0.477	0.398
	23.922*	40.879*	53.119*	62.188*	68.738*
$\text{Log}(TINT)$	0.954	0.874	0.774	0.662	0.552
	32.838*	61.284*	84.340*	101.78*	114.37*
$\text{Log}(TINF)$	0.927	0.848	0.762	0.669	0.568
	31.038*	57.837*	80.182*	97.984*	111.29*

* Représente la statistique de Box Pierce

Source : Obtenu par les auteurs sur Eviews 4.1.

2.2.2 - Test de racine unitaire de Dickey et Fuller

Les résultats des régressions associées au test de DF sont présentés dans le tableau 2.

De l'examen des propriétés statistiques des séries temporelles des variables susceptibles d'intervenir dans la modélisation d'une fonction de demande de monnaie pour l'Algérie, et au moyen des tests de racine unitaire de DF, nous tirons les conclusions suivantes:

- Le taux de croissance du produit intérieur brut, le taux d'inflation et le taux d'intérêt sont intégrés d'ordre $I(1)$. Pour ces variables, les différences premières sont donc stationnaires.
- Le taux de croissance de la masse monétaire au sens large n'est pas stationnaire au seuil statistique de 5%, mais elle est stationnaire au seuil de 10%.

Tableau n°2 : Résultats des régressions avec le test de Dickey et Fuller

Variables	Modèle [1] : modèle sans tendance et sans constante		
$\Delta \text{Log}(M2)$	$t\hat{\phi} = -2.19$	$tcons = 1.3$	$trend = 1.60$
$\Delta \text{Log}(PIB)$	$t\hat{\phi} = -3.89$	$tcons = 2.25$	$ttrend = 0.35$
$\Delta \text{Log}(TINT)$	$t\hat{\phi} = -3.45$	$tcons = 0.69$	$ttrend = -1.005$
$\Delta \text{Log}(TINF)$	$t\hat{\phi} = -6.025$	$tcons = -0.01$	$ttrend = -1.84$
Seuil stat 5%	-3.56		-4.29
Variables	Modèle [2] : modèle avec constante		Modèle [3] : modèle avec tendance et la constante
$\Delta \text{Log}(M2)$	$t\hat{\phi} = -2.19$	$tcons = 1.3$	$t\hat{\phi} = -2.19$
$\Delta \text{Log}(PIB)$	$t\hat{\phi} = 0.15$	$tcons = 1.3$	$t\hat{\phi} = -2.19$
$\Delta \text{Log}(TINT)$	$t\hat{\phi} = -2.19$	$tcons = 1.3$	$t\hat{\phi} = -2.19$
$\Delta \text{Log}(TINF)$	$t\hat{\phi} = -2.19$	$tcons = 1.3$	$t\hat{\phi} = -2.19$
Seuil stat 5%	-2.96	-3.66	-1.62

$t\hat{\phi}$: Représente la statistique de DF associées aux coefficient des variables

$trend$: Représente la statistique de Student associées aux coefficients de variables retardées d'une période.

3. ESTIMATION DE LA RELATION DE LONG TERME POUR LA DEMANDE DE MONNAIE

3.1 - L'approche de l'équation unique d'Engle et Granger

On dit que si deux séries temporelles Y_t et X_t sont intégrées d'ordre d , si une combinaison linéaire des deux séries est intégrée d'ordre inférieur aux variables individuelles, elles sont cointégrées, c'est-à-dire si le terme de déviation ($\varepsilon_t = Y_t - \beta X_t$) est intégré d'ordre $I(d-b)$ où $b \neq 0$, les séries sont cointégrées. Pour tester l'hypothèse nulle que Y_t et X_t ne sont pas cointégrées, nous testons directement dans le cadre d'Engle et Granger si le terme d'erreur dans la régression cointégrante est $I(0)$, c'est à dire stationnaire, ou $I(1)$. Le test de cointégration pour les équations uniques est similaire au test d'intégration. En utilisant l'équation 8, nous pouvons tester la présence d'une racine unitaire dans le terme d'erreur. Cela peut être réécrit comme suit :

$$\Delta e_t = \alpha + \beta + (\rho - 1)e_{t-1} + \sum_{i=1}^n \lambda_i \Delta e_{t-i} + \varepsilon_t$$

La question de l'intégration de la tendance ou du terme de différence dans l'équation de la régression dépend de l'existence d'une constante ou d'une tendance dans la régression cointégrante. La distribution de la statistique de test est aussi affectée par le nombre de régresseurs inclus dans la régression cointégrante.

3.2 - La cointégration à équations multiples : la méthode de Johansen

Cette approche permet l'estimation de toutes les relations cointégrantes et construit une série de tests statistiques pour tester les hypothèses sur le nombre de vecteurs cointégrants existants et leurs fonctionnements dans le système. L'estimation du nombre de vecteurs cointégrants est importante car la sous ou la surestimation peut avoir de sérieuses conséquences pour l'estimation et l'inférence statistique. La sous estimation implique l'omission de termes de correction d'erreurs, empiriquement pertinents, et la surestimation implique que la distribution des statistiques ne sera pas standard.

Johansen a proposé un cadre général pour considérer la possibilité de vecteurs pluriels cointégrants multiples. Ce cadre de travail permet également d'aborder les questions de causalité et les tests des hypothèses générales de manière plus satisfaisante. La procédure commence en définissant un vecteur d'autorégression (VAR) d'un ensemble de variables X

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t \quad t = 1 \dots T \dots (9)$$

S'il y a quatre variables dans le modèle, alors il devient un modèle quadridimensionnel de vecteurs d'autorégression avec des erreurs *gaussiennes*. X_t est un vecteur de toutes les variables pertinentes et K est assez grand pour faire du terme d'erreur un bruit blanc. La longueur du retard (K) peut être déterminée par L'Akaike Information Criteria (AIC) ou le Schwartz Criteria (SC). Dans cette forme, le modèle est basé sur des hypothèses comportementales minimales pour le phénomène économique concerné. Cela permet alors une analyse du maximum de vraisemblance. Le modèle VAR peut être reparamétrisé sous la forme à correction d'erreurs comme suit:

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^k \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-k} + \varepsilon_t \quad t = 1 \dots T \dots \dots \dots (10)$$

où les matrices Γ et Π contiennent respectivement les coefficients de court terme et de long terme.

La procédure du test de Johansen est un test multivarié du rapport de vraisemblance. Pour un processus autorégressif avec des erreurs *gaussiennes* indépendantes, la procédure implique l'identification du rang de la matrice Π . Le coeur de la procédure de Johansen est simplement de décomposer Π en deux matrices α et β , toutes deux étant ($n \times r$) de sorte que :

$$\Pi = \alpha \beta'$$

Où les rangs de β peuvent être définis, les r vecteurs cointégrants distincts (les relations cointégrantes entre les variables non stationnaires), et les rangées de α montrent comment ces vecteurs cointégrants sont mis dans chaque équation du système. Johansen donne une technique du maximum de vraisemblance pour estimer les matrices et délimiter les tests convenables qui nous permettent de tester le nombre de vecteurs cointégrants distincts qui existent et de tester les hypothèses sur les matrices. En testant β , nous pouvons tester les restrictions des paramètres sur les propriétés des données à long terme. En testant α , nous pouvons tester la direction de la causalité au sein du modèle. L'hypothèse H1 de cointégration est formulée comme une matrice Π de rang réduit ($r \times n$). Elle s'écrit de la façon suivante :

$$H_1(r) : \alpha \beta'$$

Si $r = 0$, alors $\Pi = 0$, ce qui signifie qu'il n'existe aucune combinaison linéaire des éléments du vecteur X_t qui soit stationnaire.

Si $r = n$, alors $\Pi = n$, ce qui signifie que X_t est un processus stationnaire ;

Si $0 < r < n$, alors il existe r combinaisons linéaires des éléments de X_t qui sont stationnaires.

Cette hypothèse de rang réduit de la matrice Π sera testée à l'aide de

la statistique de la trace :

$x_T = -T \sum_{i=T+1}^n L_n(1-\lambda_i) \Gamma = 0,1,2,\dots,n-2,n-1$ et λ_i est la $i^{\text{ème}}$ valeur propre maximale.

3.3 - Le modèle à correction d'erreur (ECM)

La notion de correction d'erreur a été introduite par Davidson dans le contexte d'une fonction de consommation. C'était une manière de montrer la direction et l'ampleur de la correction de la variable dépendante due à un déséquilibre entre les variables dépendantes et explicatives. L'équation (3) montre si deux variables forment un système en équilibre stable. Il demeure que cet équilibre n'est pas observable directement. Le décalage ε_t ou $Y_t - \alpha_0 - \beta X_T$ (de l'équation 3) contient une information utile puisque qu'en moyenne le système va se déplacer vers l'équilibre. Si $Y_{t-1} - \alpha - \beta X_{t-1}$ représente le déséquilibre précédent, alors le décalage devrait être utile comme variable explicative pour la prochaine direction du mouvement de Y_t . L'ECM, qui utilise les premières variables différenciées (c'est-à-dire stationnaire), incorpore cet écart comme variable explicative.

Afin de modéliser la dynamique de court terme de la demande de monnaie, nous cherchons, en premier lieu, à déterminer s'il existe une relation de long terme entre la demande de monnaie mesurée par l'agrégat M2 et les variables sélectionnées, à savoir, le produit intérieur brut, le taux d'inflation et le taux d'intérêt. La méthode d'estimation utilisée est celle des deux étapes d'Engel et Granger. Elle utilise les moindres carrés ordinaires.

La relation qui lie, à long terme, la demande de monnaie et les variables sélectionnées prend la forme fonctionnelle suivante :

$$\text{Log}(M2_t) = c + \beta_1 \text{Log}(PIB_t) + \beta_2 \text{Log}(TINF_t) + \beta_3 \text{Log}(TINT_t) + W_t \quad (11)$$

Avec W_t est le terme résiduel.

La condition pour qu'il y ait cointégration est que W_{t-1} soit stationnaire, avec :

$$W_t = \text{Log}(M2_t) - c - \beta_1 \text{Log}(PIB_t) - \beta_2 \text{Log}(TINF_t) - \beta_3 \text{Log}(TINT_t) \quad (12)$$

L'estimation de la relation de long terme donne les résultats suivants :

$$\text{Log}(M2) = -4,80 + 1,58 \text{Log}(PIB) - 0,18 \text{Log}(TINT) + 0,05 \text{Log}(TINF) + W_t$$

(4,65) (10,65) (2,20) (0,94)

$$R^2 = 0,85 \quad DW = 1,51 \quad \text{Fischer stat} = 53,70$$

$$SER = 0,21$$

Où W_t : le résidu de la relation de long terme.

Les valeurs des coefficients sont, pour l'ensemble des variables, supérieures à zéro. Ils sont, d'un point de vue statistique et économétrique, significatifs et ont le signe attendu sauf pour le taux d'inflation et la constante qui méritent une attention particulière pour la suite de notre travail.

Le coefficient de corrélation ($R^2 = 0.85$) obtenu, dans la régression, montre que la demande de monnaie est bien expliquée par la combinaison linéaire des variables explicatives. Le R^2 ajusté et les deux critères d'information de Schwarz et de Akaike n'apportent pas d'autres informations complémentaires pour apprécier l'explication de la demande de monnaie

L'écart type résiduel de la régression permet d'évaluer la précision de l'ajustement (différence entre deux variables représentées par leur logarithme, valeurs estimées et observées). Il est correct de l'interpréter comme un pourcentage d'erreurs qui est de 0.21%.

Les statistiques de Student (rapport du coefficient estimé sur son écart type) sont très différentes selon les variables explicatives que nous avons distinguées en deux catégories. La première est celle où le degré de précision, au seuil de 5%, est largement satisfaisant. Il s'agit de la variable représentative du volume de transaction $\text{Log}(\text{PIB}_t)$, de la variable taux d'intérêt et de la constante avec respectivement les valeurs suivantes : (10,65), (2,20) et (4,64). La deuxième catégorie de variables est celle où nous pouvons considérer que leur influence est négligeable. Il s'agit de la variable taux d'inflation dont la probabilité de nullité de son coefficient dépasse largement 5%.

La statistique de Durbin Watson sert à vérifier l'absence d'autocorrélation des erreurs, c'est-à-dire l'indépendance de chaque écart par rapport au précédent. Cette hypothèse est valable tant que la valeur du test est proche d'une valeur centrale égale à 2. Si la valeur s'éloigne de deux, il y a incertitude quant à la précision des coefficients. Dans notre cas, cette statistique, égale à 1,51, est à comparer à celles lues dans la table de Durbin Watson à $T=32$ et $K=3$ (nombre de variables explicatives), soit ($d_1=1,24$ $d_2=1,65$). La valeur de DW se situe dans la zone de doute ($d_1 < DW < d_2$), cependant à proximité immédiate de la zone de rejet de H_0 . Nous pouvons conclure à une autocorrélation positive des résidus, donc à une présomption de dépendance des erreurs.

La statistique de Fisher est définie comme le rapport entre la somme des carrés expliqués et la somme des carrés des résidus, chacune étant divisée par son degré de liberté. Les résultats obtenus, ($F_C = 53,70$), nous permettent d'avancer qu'il existe une relation entre les variables exogènes et la demande de monnaie.

Pour vérifier l'existence d'une relation de long terme entre les variables, nous vérifions la stationnarité de ses résidus retardés d'une période. La procédure de Dickey Fuller fournit les résultats suivants :

Valeur calculée	Valeur tabulée	Seuil statistique
$t_{\hat{\phi}} = -4,39$	- 4.11	5%

La statistique de DF, associée au coefficient W_{t-1} , est inférieure à la valeur tabulée au seuil de 5%. Ce résultat nous permet de conclure que les résidus de la relation de long terme sont stationnaires, et la relation estimée est une relation de cointégration. En d'autres termes, les variables masse monétaire réelle au sens de M2, produit intérieur brut, taux d'inflation et le taux d'intérêt sont cointégrés. Il est alors possible d'estimer un modèle à correction d'erreurs qui prend la forme suivante:

$$\Delta \log(M2_t) = c + \beta_1 \Delta \log(M2_{t-1}) + \beta_2 \Delta \log(PIB_t) + \beta_3 \Delta \log(TINT_t) + \beta_4 \Delta \log(TINF_t) + \gamma W_{t-1}$$

qui relie une variation des encaisses monétaires réelles, à la date t, aux variations retardées d'une période des encaisses monétaires réelles, aux variations courantes du revenu réel mesuré en terme du PIB, aux variations du taux d'intérêt, aux variations courantes de l'inflation et un terme à correction d'erreur W_{t-1} qui est un résidu de la relation de long terme retardé d'une période, c'est-à-dire la différence entre le niveau des encaisses monétaires réelles et la valeur prédite. Cette variable approxime les déviations des valeurs d'équilibres à long terme des encaisses monétaires réelles et représente la réponse à court terme nécessaire pour que la demande de monnaie se déplace vers son niveau d'équilibre de long terme. L'estimation du modèle donne les résultats suivants :

$$\Delta \log(M2_t) = \underbrace{0,558}_{4,10} \Delta \log(M2_{t-1}) + \underbrace{0,273}_{2,10} \Delta \log(PIB_t) - \underbrace{0,047}_{0,04} \Delta \log(TINT_t) - \underbrace{0,032}_{0,95} \Delta \log(TINF_t) - 0,236 W_{t-1}$$

$$DW = 2.19 \quad R^2 = 0.45$$

Avec :

$$W_{t-1} = \log(M2_t) + 4,40 - 1,586 \log(PIB_t) + 0,185 \log(TINT_t) - 0,053 \log(TINF_t)$$

Les chiffres entre parenthèses représentent les valeurs de la statistique de Student.

De ces résultats, nous retiendrons que :

1. Le taux de croissance des encaisses réelles dépend positivement du niveau des encaisses monétaires antérieur, du taux de croissance du produit intérieur brut.
2. Le taux d'intérêt et le taux d'inflation ont leurs signes tels que postulés par la théorie de la demande de monnaie, mais ces deux variables sont,

d'un point de vue statistique, non significatives.

3. Le coefficient associé à la force de rappel (erreur d'équilibre) est négatif (-0,23), ce qui répond à l'une des caractéristiques des modèles ECM, est significativement différent de zéro au seuil statistique usuel de 5%. Il existe alors un mécanisme à correction d'erreur : à long terme les déséquilibres entre les encaisses monétaires réelles, le produit intérieur brut, le taux d'intérêt et le taux d'inflation se compensent de sorte que les séries ont des évolutions similaires à long terme.

4. Les coefficients, qui représentent les élasticités entre les variables, ont le signe cohérent aussi bien dans la relation de court terme que dans la relation de long terme.

5. Les élasticités de long terme sont plus importantes que celles du court terme, notamment celle du produit intérieur brut. En effet, à long terme, une croissance de 1% du produit intérieur brut engendre un effet direct sur les encaisses monétaires réelles qui seront augmentées de 1,58%.

En résumé, nous apercevons plus de réponse de long terme du système que de court terme. Cette situation caractérise, généralement, les modèles macroéconomiques.

La relation de cointégration définit la tendance commune qui guide la demande d'encaisses monétaires réelles à long terme puisque cette variable est principalement déterminée par le produit intérieur brut et le taux d'intérêt. On cherche alors la tendance entre les trois variables. Nous supposons qu'elles s'alignent d'elles-mêmes sur un même niveau d'équilibre de long terme à chaque fois qu'il y a une perturbation. Le modèle ECM est construit pour estimer la déviation par rapport à l'équilibre de long terme. La méthode d'Engle et Granger nous permet d'estimer aisément un modèle à correction d'erreurs en deux étapes. L'inconvénient de cette approche est qu'elle ne permet pas de distinguer plusieurs vecteurs de cointégration. Afin de palier cette difficulté, nous nous proposons d'appliquer l'approche multivariée de la cointégration développée par Johansen.

4. ESTIMATION DU MODÈLE VECM POUR LA DEMANDE DE MONNAIE

Dans cette approche, nous procédons en deux étapes :

1- En premier lieu, nous effectuons une représentation autorégressive vectorielle des quatre variables afin de déterminer le nombre de retards à retenir à partir des critères d'Akaike et Schwarz.

2- Ensuite, nous appliquons le test de vraisemblance de Johansen pour définir le nombre de relation de cointégration et nous estimerons le modèle VECM

4-1 Détermination du nombre de retards

Pour le retard $p=3$, la statistique de Akaike et de Schwarz prend la valeur minimale selon le tableau suivant:

Retard «p»	Akaike	Schwarz	Log vraisemblance
P=1	-14,72	-14,42	109,43
P=2	-14,86	-14,37	111,71
P=3	-16,74	-16,05	136,42

L'estimation du modèle ECM, à partir de ce retard, donne les résultats suivants :

Valeurs propres	λ_{trace}	Seuil de 5%	Seuil de 1%
0,893	101,64	53,12	60,16
0,574	43,53	34,91	41,07
0,439	21,31	19,96	24,60
0,213	6,25	9,24	12,97

Pour effectuer ce test, la spécification à retenir dépend de :

- l'absence de la présence de la constante dans le modèle à correction d'erreur ;
- L'absence ou la présence de la constante et de la tendance dans la relation de cointégration.

Nous effectuons le test de la trace en supposant l'absence de la tendance dans la relation de cointégration et l'absence de la constante dans le modèle à correction d'erreur. Ce choix peut être justifié économiquement en supposant que les relations de long terme entre les variables ne comportent pas de trend **[10]**. L'absence d'une constante dans le modèle à correction d'erreur vient du fait que sa présence ne valide pas le modèle ECM (Coefficient du terme de rappel est de signe positif). La procédure du test se fait de la manière suivante :

$$H_0: r=0$$

$$H_1: r \neq 0$$

Les quatre valeurs propres estimées sont égales à $\lambda_1=0,893$, $\lambda_2=0,574$, $\lambda_3=0,439$, $\lambda_4=0,213$. La statistique calculée de Johansen ($\lambda_{trace}=101,64$) est supérieure à la valeur théorique tabulée par Johansen au seuil statistique de 5% (53,12). On rejette alors l'hypothèse nulle d'absence de cointégration. En d'autres termes, on accepte l'hypothèse d'existence d'au moins une relation de cointégration. Pour les test : $H_0: r=1$ contre $H_1: r \neq 1$, ($\lambda_{trace}=43,53$) est supérieure à la valeur tabulée au seuil de 5%, ce qui nous permet d'accepter l'hypothèse d'existence au plus d'une relation de cointégration. Pour le test $H_0: r=2$ contre $H_1: r \neq 2$, ($\lambda_{trace}=21,33$) est supérieur à la valeur tabulée au seuil de 5%. L'hypothèse d'existence de deux relations de cointégration est acceptée du fait que la statistique de Johansen, pour l'existence de trois relations, est rejetée ($\lambda_{trace} = 6,25 \leq 9,24$).

Selon le test de λ_{\max} , il existe alors deux relations de cointégration. Mais, pour la suite de notre travail, nous retenons seulement l'hypothèse d'une seule relation puisque les coefficients estimés de la deuxième relation sont de signe qui n'ont aucun fondement théorique sur le plan économique. L'estimation de la relation de long terme donne :

Log (M2)	Log(PIB)	Log(TINT)	Log(TINF)	Constante
0,985570	-2,258045	0,711926	0,336629	7,688400
-0,624588	2,423326	-0,428334	0,154506	-13,52541
0,835717	-1,351017	0,443144	-0,890181	5,830336
1,477289	2,135005	0,189181	-0,198625	6,161497

Après normalisation par rapport à la variable $\log(M2)$, nous considérons la variable $\log(M2)$ comme une variable endogène. La relation de long terme devient alors :

Log (M2)	Log(PIB)	Log(TINT)	Log(TINF)	Constante
1,000000	-2,291106	0,722350	0,341558	7,800969
Ecart type	0,11902	0,07459	0,09994	0,72967
Student stat	19,24	9,68	3,41	10,69

Sous la forme fonctionnelle, l'équation s'écrit :

$$\log(M2_t) = -7,8 + 2,69 \log(PIB_t) - 0,72 \log(TINT_t) - 0,34 \log(TINF_t) + W_t$$

(10,69)
(19,24)
(9,68)
(3,41)

Les coefficients des variables explicatives (produit intérieur brut, le taux d'inflation, taux d'intérêt) sont d'un point de vue statistique et économétrique significativement différents de zéro telle que l'indique la statistique de Student, et ont leur signe comme le postule la théorie de la demande de monnaie. Il est alors possible d'estimer un Modèle VECM. Dans la mesure où nous avons quatre variables, le VECM comportera quatre équations. Les résultats de l'estimation sont résumés dans les équations suivantes de la représentation VAR du modèle estimées. W_{t-1} désigne les résidus retardés d'une période de la relation de cointégration. Nous avons :

$$\begin{aligned} \Delta \log(M2_t) = & -0,27 W_{t-1} + 0,21 \Delta \log(M2_{t-1}) + 0,06 \Delta \log(M2_{t-2}) - \\ & 0,52 \Delta \log(M2_{t-3}) - 0,36 \Delta \log(PIB_{t-1}) - 0,043 \Delta \log(PIB_{t-2}) - 0,29 \Delta \log(PIB_{t-3}) - \\ & 0,12 \Delta \log(TINT_{t-1}) + 0,05 \Delta \log(TINT_{t-2}) - 0,03 \Delta \log(TINT_{t-3}) + 0,03 \Delta \log(TINF_{t-1}) \\ & + 0,038 \Delta \log(TINF_{t-2}) + 0,06 \Delta \log(TINF_{t-3}) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta \log(PIB_t) = & -0,08 W_{t-1} + 0,24 \Delta \log(M2_{t-1}) - 0,29 \Delta \log(M2_{t-2}) + \\ & 0,50 \Delta \log(M2_{t-3}) - 0,73 \Delta \log(PIB_{t-1}) - 0,39 \Delta \log(PIB_{t-2}) - 0,23 \Delta \log(PIB_{t-3}) - \\ & 0,02 \Delta \log(TINT_{t-1}) - 0,02 \Delta \log(TINT_{t-2}) + 0,08 \Delta \log(TINT_{t-3}) - 0,02 \Delta \log(TINF_{t-1}) \\ & + 0,03 \Delta \log(TINF_{t-2}) + 0,06 \Delta \log(TINF_{t-3}) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta \text{Log}(TINT_t) = & -0.23W_{t-1} + 0.14\Delta \text{Log}(M2_{t-1}) - 0.17\Delta \text{Log}(M2_{t-2}) - 0.41\Delta \text{Log}(M2_{t-3}) \\ & - 0.48\Delta \text{Log}(PIB_{t-1}) - 0.48\Delta \text{Log}(PIB_{t-2}) - 0.12\Delta \text{Log}(PIB_{t-3}) + 0.43\Delta \text{Log}(TINT_{t-1}) \\ & + 0.14\Delta \text{Log}(TINT_{t-2}) - 0.1\Delta \text{Log}(TINT_{t-3}) + 0.09\Delta \text{Log}(TINF_{t-1}) + 0.17\Delta \text{Log}(TINF_{t-2}) \\ & + 0.03\Delta \text{Log}(TINF_{t-3}) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta \text{Log}(TINF_t) = & 1.02W_{t-1} - 0.9\Delta \text{Log}(M2_{t-1}) + 2.43\Delta \text{Log}(M2_{t-2}) + 3.65\Delta \text{Log}(M2_{t-3}) \\ & + 0.94\Delta \text{Log}(PIB_{t-1}) + 1.33\Delta \text{Log}(PIB_{t-2}) + 1.69\Delta \text{Log}(PIB_{t-3}) - 0.63\Delta \text{Log}(TINT_{t-1}) \\ & + 0.28\Delta \text{Log}(TINT_{t-2}) + 1.18\Delta \text{Log}(TINT_{t-3}) - 0.70\Delta \text{Log}(TINF_{t-1}) - 0.16\Delta \text{Log}(TINF_{t-2}) \\ & - 0.0007\Delta \text{Log}(TINF_{t-3}) \end{aligned}$$

L'équation des résidus estimés de la relation de long terme retardés d'une période s'écrit :

$$\begin{aligned} W_{t-1} = & \text{Log}(M2_{t-1}) - \frac{7.8}{1069} \text{Log}(PIB_{t-1}) + \frac{0.72}{968} \text{Log}(TINT_{t-1}) \\ & + \frac{0.34}{341} \text{Log}(TINF_{t-1}) \end{aligned}$$

Les résultats issus de l'estimation montrent que le terme à correction d'erreur est négatif et significativement différent de zéro dans la relation relative au taux de croissance de la masse monétaire réelle. Dans l'équation explicative de la variation du taux d'inflation, le terme de rappel vers l'équilibre est significativement différent de zéro, mais de signe positif, ce qui est difficilement interprétable. En revanche, nous remarquons que le taux de croissance du produit intérieur brut a un coefficient du mécanisme à correction d'erreur négatif, ce qui est conforme à l'esprit de la spécification VECM mais statistiquement non significatif au seuil de 5% ce qui pourrait être le résultat d'un biais de la taille de l'échantillon sur la puissance du test. Concernant l'équation explicative de l'inflation, au seuil de 10%, nous remarquons que le taux d'inflation, à court terme, dépend positivement de la croissance de la masse monétaire.

Il faut noter que quelques coefficients du modèle ne sont pas significatifs. Cela était probable vu la taille de l'échantillon et ne remet pas en cause la validité globale du modèle. En conclusion, nous pouvons affirmer qu'il existe une relation de long terme entre la demande de monnaie et ses déterminants dont les arguments sont représentés par les variables revenu réel, taux d'intérêt et taux d'inflation. Toutefois, la disponibilité de séries d'observations très longues aurait permis une meilleure précision des résultats et une affirmation catégorique de l'existence de la fonction de demande de monnaie en Algérie et de son caractère stable éventuellement. Enfin, savoir si oui ou non il y a une relation de long terme (relation de cointégration) est une question empirique. Il faut que les économistes aient, au départ, une intuition afin que l'utilité de la cointégration prenne son importance.

CONCLUSION

En guise de conclusion, nous aimerions noter quelques remarques très importantes quant aux extensions de cette analyse et ses implications pour la politique monétaire en Algérie. La première note concerne le signe négatif de la constante dans la relation de long terme de la fonction de demande de monnaie dans notre modèle. Il ne faudrait pas

l'interpréter comme un signe d'une mauvaise spécification, ni d'une insuffisance des variables explicatives de la demande de la monnaie en Algérie. Cette constante de signe négatif indique au contraire que l'agrégat (M2), considéré comme la demande observée, mesure en fait très imparfaitement la quantité de monnaie en Algérie. L'utilisation de cette fonction de demande de monnaie à des fins prévisionnelles nous conduirait en fait à une situation que nous qualifions « de monnaie excédentaire » par opposition au phénomène de la monnaie manquante qu'ont révélé certains modèles de demande de monnaie aux Etats-Unis dans les années quatre vingt dix. En termes plus concrets, l'agrégat M2 serait un peu une mesure exagérée de la masse monétaire en Algérie. Les actifs quasi-monétaires (dépôts à termes) ne sont pas effectivement mobilisés en tant que moyen de paiement et, du coup, ils ne sont pas de parfaits substituts de la monnaie au sens strict. La deuxième note complète, en réalité, la précédente dans la mesure où si la connaissance de la fonction de la demande de la monnaie est un élément central dans la conception des politiques monétaires, il n'en demeure pas moins important de compléter cette connaissance de la fonction de la demande par une connaissance plus ou moins exacte de l'agrégat mesurant le mieux la masse monétaire. Cependant, la connaissance préliminaire de la fonction de demande de monnaie est une condition nécessaire pour affiner l'agrégat mesurant la masse monétaire en Algérie, d'où une piste de recherche particulièrement prometteuse.

Références bibliographiques

ABDELKRIM NAAS, Le système bancaire algérien de la décolonisation à l'économie de marché, Edition 2003.

ADERRAHMANI F., Essai d'application de la théorie de la cointégration et modèles à corrections d'erreurs à la détermination de la fonction demande de monnaie : Cas de l'Algérie, Mémoire de magistère, Université de Béjaia, 2004.

AHMED ZEGLY, Nouveau regard sur la demande de monnaie au Maroc de 1930-1985, Revue annales d'économie et de statistiques n° 18-1990, pp. 46-89.

ATSUSHI INOUE, Tests of cointegrating rank with a trend break, Journal of Econometrics, 90-1999, pp. 215-237.

M. BELKHEIR, Fonction de demande de monnaie pour l'Algérie. Thèse de Doctorat d'Etat en Sciences Economiques. Université d'Oran. 2004

B. CANDILAR ET E. CUDEVILLE, Politique monétaire et canal du crédit, une estimation empirique sur l'économie française, Revue d'économie politique n° 107 (6) nov-déc 1997, pp. 781- 807.

BYEONGSEON SEC, Test for structural change in cointegrated systems, Econometric theory, 14, 1998, pp. 222-259, USA.

CATHRINE BRUNEAU, Analyse économétrique de la causalité : Un bilan de la littérature, Revue d'économie politique n° 106 (3), Mai-Juin 1996, pp. 324-353.

CATHRINE BRUNEAU, JEAN-PAUL NICOLAI, Causalité persistante entre séries non stationnaires, Revue annales d'économie et de statistiques, n° 40, 1995, pp. 177-206.

ERIC JONDEAU, Les modèles monétaires des taux de change : Un réexamen empirique, Revue économétrie et prévision, n°/1993/2-3, pp. 53-54.

ROGER GUERRA. Etude de la stabilité de fonction de demande en suisse. Juin 2000

MOHSEIN S. KHAN : «Expérimente with a monetary model Venezuelan economy» IMF Staff Papers 1986

ADEL KUNTE the demand for money. Evidence from developed and Less developed economics (Washington, DC : IMF staff papers), Vol XV July 1968

LARDIC S. ET MIGNON V. : Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières. Edition Economica, Paris, 2001.

EMMANUEL PINTO MOREIRA, La gestion macroéconomique, nouvelles approches et enjeux des politiques économiques, programme de la formation de la banque mondiale, Abijan, 13-23 mars 2000.

CARMELA E.OUINTOS, Stability tests in error correction model, Journal of Econometrics 82, 1997, pp. 289-315.

CHARLES SCHOTTA : «The money supply, exports and income in an economy » in economic development and cultural change n° 14 1965-1966 october – July

Notes

[1] Hamid Kherbachi, Professeur, Laboratoire Economie et Développement, Université de Béjaïa.

[2] Mohammed Achouche, C. C., Doctorant, Laboratoire Economie et Développement, Université de Béjaïa.

[3] Farés Abderahmani, M. A., Laboratoire Economie et Développement, Université de Béjaïa.

[4] Roger Guerra. Etude de la stabilité de fonction de demande en suisse. Document de travail, La banque Centrale Suisse, Juin 2001, page 3.

[5] Mohsein S. Khan : «Expérimente with a monetary model Venezuelan economy» IMF Staff Papers, 1986.

[6] Charles Schotta : «The money supply, exports and income in an economy» in economic development and cultural change N° 14,1966, July.

[7] Adel Kunte the demand for money. Evidence from developed and Less developed economics, Washington,

DC, IMF staff papers, Vol XV July 1968, Washigton DC.

[8] M. Belkheir : Fonction de demande de monnaie pour l'Algérie. Thèse d'Etat en Sciences Economiques. Université d'Oran, 2004.

[9] M. Belkheir Op. cité, page 15.

[10] Lardic.S et Mignon V. : Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières. Edition Economica, Paris, 2001, page 239.