

UNIVERSITE ABDERRAHMANE MIRA DE BEJAIA



Faculté des Sciences Economiques, Commerciales et des Sciences de Gestion  
Département des Sciences Economiques

## MEMOIRE

En vue de l'obtention du diplôme de  
**MASTER EN SCIENCES ECONOMIQUES**

Option : Economie Quantitative

### L'INTITULE DU MEMOIRE

Essai de construction d'un modèle de simulation des politiques macroéconomiques  
Cas de la politique monétaire

Préparé par :

- TALEB Sara
- TALEB Tiziri

Dirigé par :

Dr ABDERRAHMANI Fares  
Mme ATMANI Anissa

Date de soutenance : .....

#### Jury :

Rapporteur : ABDERRAHMANI. F

Examineur 1 : BOUGHIDENE. R

Examineur 2 : KACI. S

Année universitaire : 2019/2020

## *Remerciements*

*Tout d'abord, nous remercions Dieu le tout puissant, le miséricordieux qui nous a donné la force et la patience de pouvoir mener ce travail à terme.*

*Nos plus vifs remerciements sont adressés à :*

*Notre encadreur : Dr. ABDERRAHMANI Fares*

*Co-encadreur : Mme ATMANI Anissa*

*Mr KACI Saïd*

*Mr ZIDELKHIL Halim*

*Mr BOUGHIDENE Rachid*

*Nos remerciements s'adressent également aux membres du jury de soutenance d'avoir accepté d'évaluer ce mémoire.*

*Sans oublier nos enseignants qui nous ont ouvert les portes du savoir tout au long de notre cursus universitaire.*

*Nous sommes énormément reconnaissantes envers toutes les personnes qui ont contribué de près ou de loin à la réalisation de ce modeste travail.*

## Dédicaces

### *Dédicace \*1\**

*Me voilà à la fin de ce travail que je dédie à toutes les personnes qui comptent beaucoup pour moi.*

*A mon très cher père « Hanafi » qui est un exemple pour moi, et qui m'a tout le temps aidée, encouragée et soutenue pour aller jusqu'au bout.*

*A ma très chère mère « Zahia » qui est toujours présente là à mes côtés et qui m'a toujours souhaité la réussite et le succès dans mes études.*

*A mes très chers frères : Smaïl & Massi*

*A mes très chères sœurs et leurs maris :*

*Ilhem et son mari Fareuk et ma nièce Yousra*

*El-Ghalia et son mari Redouane et mes nièces  
Bouchra Arahmane et Ikhlal*

*A mon adorable âme sœur : Sara*

*Ma chère cousine Souhila et son fils Aris*

*A mes chers ami(e)s sans exception surtout :*

*Braham, Sara, Rabia, Anissa, Soraya, Radia, Amel,  
Maroua, Zina, Sabrina, Toufik, Omar*

*Pour leur précieux soutien moral durant l'élaboration de ce travail.*

*A toute la promotion 2020 Master 2 « EQ ».*

**TIZIRI**

## *Dédicace \*2\**

*Me voilà également à la fin de ce travail que je dédie à toutes les personnes qui comptent beaucoup pour moi.*

*A mon très cher père « Hanafi » qui est un exemple pour moi, et qui m'a tout le temps aidée, encouragée et soutenue pour aller jusqu'au bout.*

*A ma très chère mère « Zahia » qui est toujours présente là à mes côtés et qui m'a toujours souhaité la réussite et le succès dans mes études.*

*A mes très chers frères : Smail & Massi*

*A mes très chères sœurs et leurs maris :*

*Ilhem et son mari Fareuk et ma nièce Yousra*

*El-Ghalia et son mari Redouane et mes nièces Bouchra Arahmane et Ikhlal*

*A mon adorable âme sœur : Tiziri,*

*Ma chère cousine Souhila et son fils Aris*

*Ma chère copine Soraya et sa fille Mayline*

*A mes chers ami(e)s sans exception surtout :*

*Halim, Tiziri, Maya, Anissa, Karima, Radia, Amel, Zina, Sabrina Maroua, Braham, Lounis, Toufik, Omar, Chabane, Yacine.*

*Pour leur précieux soutien moral durant l'élaboration de ce travail.*

*A toute la promotion 2020 Master 2 « EQ ».*

*Sara*

## Sommaire

<b>Introduction générale.....</b>	<b>1</b>
<b>Chapitre 01 : Revue de littérature théorique et empirique sur les canaux de transmission de la politique monétaire.....</b>	<b>4</b>
1. Revue sélective de la littérature théorique sur les canaux de transmission de la politique monétaire .....	4
2. Revue de la littérature empirique sur les canaux de transmission de la politique monétaire .....	14
<b>Chapitre 02 : Evolution des politiques économiques en Algérie .....</b>	<b>22</b>
1. Evolution macroéconomique en Algérie .....	22
2. Evolution de la politique monétaire en Algérie .....	29
<b>Chapitre 03 : Présentation des données et méthodologie.....</b>	<b>39</b>
1. Modélisation vectorielle .....	39
2. Les variables d'étude .....	43
<b>Chapitre 04 : Etude empirique de l'impact de la politique monétaire sur la croissance économique en Algérie 1970-2018 .....</b>	<b>55</b>
1. Etude préliminaire des séries .....	55
2. Estimation et interprétations des résultats .....	60
<b>Conclusion générale .....</b>	<b>70</b>

## Liste des abréviations

<b>ADF</b>	Dickey-Fuller Augmenté
<b>AIC</b>	Critère d'Information D'Akaike
<b>ARDL</b>	Auto Régressive Distributed Lag
<b>AIC</b>	Critère d'Information D'Akaike
<b>AR</b>	Autorégressif
<b>BCEAO</b>	Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest
<b>CEMAC</b>	Communauté Economique et Monétaire d'Afrique Centrale
<b>CUSUMSQ</b>	Cumulative Sum of Squares
<b>DA</b>	Dinar Algérien
<b>DTC</b>	Droits de Tirage Spéciaux
<b>DZD</b>	Dinar Algérien
<b>E</b>	Dépôts Nationaux
<b>ECM</b>	Modèle à Correction d'Erreur
<b>Fc</b>	Statistique de Fisher calculée
<b>FMI</b>	Fond Monétaire International
<b>I</b>	Investissement
<b>IPC</b>	Indice des Prix à la Consommation
<b>INF</b>	Inflation
<b>IS</b>	Investissement et Epargne
<b>LMC</b>	La Loi sur la Monnaie et le Crédit
<b>LM</b>	Demande et Offre de Monnaie
<b>LOG</b>	Logarithme Népérien
<b>M</b>	La conduite de la politique Monétaire
<b>M2</b>	Masse Monétaire
<b>NX</b>	Exportation Nette
<b><math>p_e</math></b>	Cours des Actions

<b>PCSC</b>	Programme Complémentaire de Soutien à la Croissance Economique
<b>PIB</b>	Produit Intérieur Brut
<b>PIB/H</b>	Produit Intérieur Brut par Habitant
<b>PME</b>	Petite Moyenne Entreprise
<b>PNDA</b>	Plan National de Développement Agricole
<b>PSRE</b>	Programme Triennal de Soutien à la Croissance de l'Economie
<b>PP</b>	Phillips et Perron
<b>Q</b>	Coefficient de Tobin
$r_i$	Taux d'intérêt réel
<b>SC</b>	Critère d'information d'Schwartz
<b>SVAR</b>	Vecteur Autoregressif Structurel
<b>Tc</b>	Statistique de Student calculée
<b>TCH</b>	Taux de Change
<b>TINT</b>	Taux d'Intérêt
<b>UEMOA</b>	Union Economique et Monétaire Ouest Africaine
<b>USD</b>	United states Dollar
<b>US</b>	United states Dollar
<b>VAR</b>	Vecteur Auto Régressif
<b>VECM</b>	Modèle Vectoriel à Correction d'Erreur
<b>Y</b>	La Production

## **Introduction générale**

Dans chaque pays, le gouvernement conçoit et met en œuvre des politiques économiques dont les objectifs sont aussi différents que divers. Ils vont de la simple assurance des grands équilibres macroéconomiques aux visées à moyen et long terme du développement et de la croissance.

A court terme, la politique monétaire a quatre objectifs principaux qui sont représentés dans le carré magique proposé en 1971 par l'économiste britannique Nicola Kaldor à savoir : le plein emploi, la stabilité des prix, l'équilibre de la balance extérieure et la croissance économique. En revanche, à long terme, l'objectif de la politique monétaire est de réunir les conditions nécessaires pour l'enclenchement d'une dynamique de croissance soutenue et durable, d'où la question du lien entre la politique monétaire et la croissance.

L'objectif ultime de la politique monétaire est la stabilité économique en général et la stabilité des prix en particulier. Le rôle de la monnaie dans l'explication des phénomènes économiques a été longtemps au cœur des préoccupations des économistes. Depuis les travaux de Say (1803) qui énoncent que l'offre crée sa propre demande, les économistes ont débattu sur la problématique du voile monétaire. En effet, d'un côté, les meneurs de l'idéologie classique considèrent qu'il existe une dichotomie parfaite entre le secteur réel et le secteur monétaire, la monnaie ne permettant que le passage de l'un à l'autre des pôles. Or, on constate dans l'analyse macroéconomique contemporaine l'émergence d'un consensus à propos de l'impact important de la monnaie et de la politique monétaire sur l'activité économique, dans les débats portant sur la théorie « néoclassique » de la croissance et ce, depuis les articles fondateurs de Keynes. Même leurs travaux de 1950 et 1960, étudient les effets de la monnaie sur l'activité économique en construisant un modèle structurel. Cela, veut dire que les keynésiens examinent la relation entre la politique monétaire et la croissance économique comme une relation entre les taux d'intérêt et les dépenses d'investissements. Par contre, Milton Friedman et ses élèves, dans les années 1960, analysent l'effet exercé par la masse monétaire sur la croissance économique, en faisant comme si l'économie est une boîte noire, renfermant un point d'interrogation pour mieux saisir le plein effet de  $M$  sur  $Y$ . Tobin 1965 montre que la monnaie est capable d'influer le niveau d'activité en modifiant le portefeuille des ménages. Quant à Sidrauski 1967, sa position est diamétralement opposée et suppose que la monnaie entre dans la composition de la fonction d'utilité des ménages car elle fournit un flux de services issus de sa détention.



A l'évidence, la conception et la conduite d'une politique monétaire diffère d'un pays à un autre, mais aussi et surtout, d'un niveau de développement à un autre. En effet, les ambitions d'une politique monétaire sont radicalement différentes dans les pays développés par rapport au pays sous-développés, dit « tiers monde ». De plus, le même constat peut être fait entre les pays à système stable et ceux dits « en transition » tel que le cas de l'Algérie, objet de notre intérêt dans le cadre du présent travail.

Depuis la fin des années 1980, l'Algérie entame officiellement sa transition de l'économie centralement planifiée vers une économie de marché. A cet effet, elle a engagé plusieurs réformes de son système économique en générale et celui des secteurs monétaires et financiers en particulier. Nous citons, à titre d'exemple, la loi sur la monnaie et le crédit d'avril 1990, les ordonnances 2001 et 2003 ou encore les dernières mesures prises par le gouvernement, ces derniers mois, autorisant le recours au financement non conventionnel pour combler le déficit budgétaire suite à la chute des prix internationaux de l'or noir.

En Algérie, en tant que pays émergent, l'objectif final de la politique monétaire est la stabilité interne et externe de la monnaie, la banque d'Algérie fixe un ensemble d'objectifs intermédiaires afin d'atteindre cet objectif final :

- La stabilité de l'inflation : la création de la monnaie est vue comme à l'origine des tensions inflationnistes, maîtriser l'inflation suppose donc maîtriser la création monétaire. A cet effet, elle règle l'offre de la monnaie dans l'économie d'une manière à ce que les moyens de paiements ne soient pas trop abondants pour éviter l'inflation ;
- Le suivi du marché monétaire et la régularisation de la liquidité ;
- La mise en place d'un nouveau système de contrôle et de supervision des banques ;
- La surveillance des réserves de changes ;
- Le suivi de l'évolution de risques notamment la concentration des crédits.

Les différentes réformes citées plus haut visent en théorie à assurer l'efficacité de la politique monétaire dans le sens de l'augmentation de ses effets sur le maintien des équilibres macro-financiers de la nation mais aussi et surtout en faire un levier pour booster la croissance économique. Dès lors, notre objectif dans le cadre de ce travail est de savoir dans quelle mesure la politique monétaire, telle qu'elle est mise en œuvre en Algérie ces dernières décennies, influence-t-elle la croissance économique ? En d'autres termes, qu'elle est l'impact de la politique monétaire sur la croissance économique en Algérie ?

Cette interrogation générale soulève un ensemble de questions, à savoir :

- Cet impact s'exerce t'il-à court ou à long terme ?
- Quelles sont les canaux par lesquels la politique monétaire affecte la croissance économique ?

C'est donc, dans la perspective de trouver des réponses à ces interrogations que se situe notre étude qui a pour objectif général, d'analyser les effets de la politique monétaire sur l'économie algérienne. En adoptant une démarche hypothético-déductible sur laquelle se base notre recherche. Ainsi, on essayera de confirmer ou d'infirmer les hypothèses suivantes :

**H1** : En raison du contexte d'instabilité permanente dans laquelle évolue le système économique algérien, la politique monétaire influence la croissance économique à long terme.

**H2** : le canal du taux de réescompte « comme instrument indirect » ainsi que les crédits à l'économie « comme instrument direct » sont les deux principaux instruments de la politique monétaire qui affectent le niveau d'investissement et de la croissance économique en Algérie.

Pour mener à bien notre travail de recherche, on a opté pour une démarche qui s'articule autour de deux volets ; le premier est théorique dans lequel on va essayer de mettre la lumière sur le cadre théorique de l'impact de la politique monétaire sur la croissance économique, particulièrement dans le cadre de l'économie algérienne. En second lieu, on tentera de vérifier cet impact à l'aide d'un modèle économétrique (ARDL).

Notre travail sera articulé autour de quatre chapitres : dans le premier chapitre, on exposera la revue de la littérature théorique et empirique relative à notre problématique. Dans le second, on présentera notre réflexion sur l'évolution des agrégats macroéconomiques et la politique monétaire en Algérie. Le troisième chapitre sera consacré à la présentation des données ainsi que la méthodologie d'estimation utilisée. Le quatrième et le dernier chapitre est consacré à la vérification empirique des relations existantes entre quelques instruments de la politique monétaire et la croissance économique en Algérie, durant la période [1970-2018]. Enfin, nous terminerons notre travail par une conclusion qui résume les résultats essentiels de notre travail, les recommandations ainsi que les perspectives de recherche.

## **CHAPITRE 01 : REVUE DE LITTÉRATURE THÉORIQUE ET EMPIRIQUE SUR LES CANAUX DE TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE**

### **Introduction**

Appuyée par les écoles et les courants de pensée économique, la problématique concernant l'impact de la politique monétaire sur la croissance économique se caractérise par l'existence ainsi que la nature du lien entre la sphère monétaire et la sphère réelle. Devenue une composante importante de la politique économique, la politique monétaire a permis aux autorités monétaires d'influencer certains agrégats macroéconomiques. Les banques centrales ont pu en effet déclencher certains mécanismes monétaires pour atteindre des objectifs prédéfinis sur la sphère réelle de l'économie (Rakotoarisoa, 2019).

La littérature économique ayant trait à la problématique de la mesure des impacts de la politique monétaire sur la croissance économique est très vaste, et fait l'objet de débats acharnés entre les économistes depuis longtemps. Les économistes néoclassiques et John Maynard Keynes sont les penseurs économiques qui ont surtout marqué des théories dominantes concernant la relation monnaie-croissance. Ils furent ensuite rejoints par les monétaristes, dont Milton Friedman est le chef de file, qui ont fortifié l'optique soulevée par les classiques.

Nous essayerons, dans ce chapitre, d'exposer certains aspects de ces recherches pour expliquer l'impact que peut avoir cette politique sur l'économie.

### **Section 01 : Revue sélective de la littérature théorique sur les canaux de transmission de la politique monétaire**

La politique monétaire est un instrument de la politique économique qui opte pour le contrôle de la masse monétaire émise par la banque centrale et agit sur les conditions monétaires de financement de l'économie (Bassino et al., 2005). Pendant les trente glorieuses, l'importance de la politique monétaire était reléguée au second plan après la politique budgétaire, car la lutte contre l'inflation était sacrifiée au profit d'une plus grande croissance possible, mais à partir des années soixante-dix, le premier choc pétrolier et les tensions inflationnistes qui y ont suivies, la politique monétaire commençait à regagner ses lettres de noblesse en étant considérée comme un bon outil pour réguler la conjoncture en favorisant croissance et stabilité des prix<sup>1</sup>. Or, dans les années soixante, l'économiste R. Mundell a démontré dans sa théorie de "Triangle des incompatibilités", qu'il est impossible d'avoir simultanément une politique monétaire autonome, une fixité des taux de change ainsi qu'une bonne intégration financière,

---

<sup>1</sup> Ludovic Aubert, (2001) La politique monétaire, élément de théorie et pratiques des banques centrales, Document de travail, *Institut de recherches économiques et sociales*, Paris, p 5.

## **CHAPITRE 01 : REVUE DE LITTÉRATURE THÉORIQUE ET EMPIRIQUE SUR LES CANAUX DE TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE**

autrement dit, si on opte pour une politique monétaire indépendante, on doit choisir entre les deux autres objectifs restants à savoir la stabilité des changes ou la liberté de mouvements de capitaux, comme l'ont démontré dans les années 70-80, où la libre circulation des capitaux et l'autonomie de la politique monétaire ont été obtenues au détriment d'une stabilité des changes<sup>2</sup>.

Aussi, la politique monétaire, selon la conjoncture, devient expansive en période de crise, permettant une reprise de l'activité au détriment de la stabilité des prix, ou restrictive en cas de surchauffe de l'économie afin de réduire les tensions inflationnistes au risque de voir la croissance diminuer<sup>3</sup>. Cependant, afin d'atteindre les objectifs finaux, les autorités cherchent à atteindre d'abord les objectifs intermédiaires en matière de politique monétaire souvent connus sous le nom de canaux de transmission de la politique monétaire, qui représentent les mécanismes par lesquels une décision de la politique monétaire affecte les comportements réels des agents économiques<sup>4</sup>.

Ces canaux de transmission sont recensés par la théorie économique au nombre de quatre à savoir : le canal du taux d'intérêt, le canal des actifs financiers, le canal du crédit et enfin le canal du taux de change.

### **- Le canal du taux d'intérêt**

S'appuyant sur des travaux théoriques et empiriques, les classiques pensent que dans le court terme, les impulsions monétaires n'exercent que des effets limités sur l'activité réelle. Cette position se justifie par le fait que, selon eux, l'épargne des ménages et l'investissement des entreprises seraient très peu sensibles aux variations des taux d'intérêt. Ainsi, pour les tenants de cette mémoire, la monnaie est un voile ; en d'autres termes, elle est neutre et n'a pas d'influence sur les grandeurs réelles de l'économie. En revanche, avec la crise de 1929, **J.M Keynes** a critiqué l'analyse classique en mettant l'accent sur l'incapacité des mécanismes spontanés des marchés d'assurer le plein emploi et la croissance économique. Selon lui, l'intervention de la puissance publique est nécessaire pour établir l'équilibre des mécanismes du marché qui sont défailants. Pour cela, il préconise une politique monétaire. Il admet que celle-ci pouvait à court terme stimuler la création d'emploi mais il la rejette globalement sur le

---

<sup>2</sup> Michel Cabannes, (1998). Les politiques conjoncturelles, Edition Armand Colin, p44.

<sup>3</sup> Jean Pierre Patat, (2010). La politique monétaire, *la documentation française*, p 195.

<sup>4</sup> Bassino, J.-P., Leroux, J.-Y., & Michelena, P. (2005). Les politiques économiques (Foucher). Librairie

Eyrolles. <https://www.eyrolles.com/Entreprise/Livre/les-politiques-economiques-9782216101917/> p. 67.

## *CHAPITRE 01 : REVUE DE LITTÉRATURE THÉORIQUE ET EMPIRIQUE SUR LES CANAUX DE TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE*

long terme. Principal mécanisme de transmission de la politique monétaire dans la théorie keynésienne, le canal du taux d'intérêt concerne l'ensemble des moyens par lesquels la variation des taux directs est susceptible d'affecter la sphère réelle, à travers les décisions d'investissement et de consommation des entreprises et des ménages.

Étant le loyer de l'argent, il peut s'analyser à la fois comme le taux de rendement d'un actif composite (titre financier ou capital physique) mais également comme un prix relatif ou une charge financière. Lorsqu'il est considéré comme un prix relatif, il influe sur la composition des portefeuilles des agents économiques, la liquidité de l'économie ou sur le solde des paiements courants. Analysé comme une charge financière, il affecte le coût de production des entreprises et reste déterminant dans le choix entre les différents modes de production intensifs en capital ou en travail.

Selon les monétaristes, la politique monétaire a un rôle actif sur la conjoncture économique. De leur point de vue, une politique monétaire restrictive entraîne une diminution des prix relatifs des actifs monétaires, financiers et réels dans le cas des pays développés. Cela se traduit par une modification des demandes réelles que sont la consommation et l'investissement mais également les stocks réels accumulés (capital et richesse). Le mécanisme de taux d'intérêt ou canal monétaire est un thème classique dans la littérature économique. Il est le principal mécanisme de transmission de la politique monétaire dans le modèle IS-LM. Il a fait l'objet de plusieurs travaux dont Hubbard, R.G. (1994), Taylor, J.B. (1995), Bernanke, Ben S. et M. Gertler (1995) ...etc.

Le modèle IS-LM standard est dû à Hicks (1937), c'est le modèle de base de la macroéconomie keynésienne. Le modèle est composé d'une partie réelle et d'une partie monétaire, il comporte deux marchés: un marché des biens et services illustré par la courbe IS et un marché de la monnaie illustré par la courbe LM. Dans ce modèle la politique monétaire a des effets sur la sphère réelle à travers les mouvements de taux d'intérêt. La courbe IS permet de visualiser les situations d'équilibre sur le marché des biens et services. Elle correspond aux couples (production ou revenu, taux d'intérêt) assurant l'équilibre du marché des biens et services. La courbe LM correspond à l'équilibre sur le marché de la monnaie, elle nous donne toutes les combinaisons (revenu, taux d'intérêt) correspondant à une situation d'équilibre entre l'offre et la demande de monnaie. Dans ce modèle, l'offre de monnaie est exogène alors que la demande de monnaie varie positivement avec le revenu (motif de transaction et de précaution) et négativement avec le taux d'intérêt (motif de spéculation).

## CHAPITRE 01 : REVUE DE LITTÉRATURE THÉORIQUE ET EMPIRIQUE SUR LES CANAUX DE TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE

L'intersection entre les deux courbes LM et IS correspond à une situation d'équilibre simultané sur le marché des biens et services et le marché de la monnaie. La transmission des impulsions de la politique monétaire dans ce modèle peut être illustrée par l'effet d'une expansion monétaire. En effet, une politique monétaire expansionniste provoque une baisse des taux d'intérêt et donc du coût du capital. Ce qui entraîne une hausse de l'investissement et de la production.

On doit noter aussi que le canal de taux d'intérêt met l'accent sur le taux d'intérêt réel de long terme<sup>5</sup> plutôt que nominal comme étant capable d'affecter les décisions de consommation et d'investissement. Pour cela le modèle suppose une rigidité des prix de sorte qu'une politique monétaire expansionniste qui fait baisser les taux d'intérêt nominaux réduit également les taux d'intérêt réels<sup>6</sup>. Selon la théorie néo-keynésienne représentée par le modèle IS-LM, les chocs monétaires sont transmis à la sphère réelle à travers le taux d'intérêt qui est le canal privilégié. La conception keynésienne IS-LM traditionnelle du mécanisme de transmission de la politique monétaire peut se résumer par le schéma suivant, qui illustre les effets d'une expansion monétaire :

$$M \uparrow \Rightarrow i_r \downarrow \Rightarrow I \uparrow \Rightarrow Y \uparrow \dots \dots (1)$$

Où  $M \uparrow$  indique la conduite d'une politique monétaire expansionniste, qui aboutit à une baisse des taux d'intérêt réels ( $i_r \downarrow$ ) ; celle-ci réduit le coût du capital, ce qui entraîne une augmentation des dépenses d'investissement ( $I \uparrow$ ) et, par là-même, un accroissement de la demande globale et de la production ( $Y \uparrow$ ) .

D'après [Robinson \(1965\)](#), une politique de taux d'intérêt bas permet de promouvoir l'investissement et la croissance économique. Renforçant ce point de vue, [Chandavarkar \(1971\)](#) assure que la fixation des taux d'intérêt à des niveaux appropriés, permet d'assurer l'investissement désiré en volume et en composition. Selon lui, le taux d'intérêt doit être maintenu à des niveaux bas pour stimuler l'investissement. [Mc Kinnon et Shawn \(1973\)](#), prenant le contre-pied de ce raisonnement, ont montré que des niveaux de taux d'intérêt bas ne favorisent pas l'accumulation du capital et la croissance économique. En effet, des taux d'intérêt faibles peuvent stimuler la demande d'investissement. Toutefois, du fait de leur niveau assez bas, ils ne peuvent pas susciter l'épargne nécessaire en vue de satisfaire cette nouvelle

---

<sup>5</sup> C'est le taux d'intérêt réel de long terme et non de court terme qui est capable d'affecter les décisions de consommation et d'investissement car dans un monde régi par l'hypothèse d'anticipations rationnelles le taux d'intérêt de long terme représente la moyenne des prévisions relatives aux taux futurs de court terme.

<sup>6</sup> ABDENOUR Faouzi (1999), « Les canaux de transmission de la politique monétaire : Analyse théorique et application sur données tunisienne », *Revue tunisienne d'économie*, N° 10, p. 9

## ***CHAPITRE 01 : REVUE DE LITTÉRATURE THÉORIQUE ET EMPIRIQUE SUR LES CANAUX DE TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE***

demande créée. Il en résulte, par conséquent, une diminution de l'investissement. Pour ces raisons, ces auteurs prônent la libéralisation financière. En conséquence, développant la théorie de la répression financière, ils arrivent à montrer que des taux d'intérêt maintenus à des niveaux bas pouvaient entraîner des effets néfastes sur l'épargne<sup>7</sup>.

Le canal de taux d'intérêt agit par l'intermédiaire des décisions des entreprises en matière d'investissement ainsi que celle des ménages en matière de consommation en biens durables et en logements. Ce canal agit à travers ces trois effets : un effet substitution, un effet de richesse et un effet de revenu.

- **L'effet substitution**

La variation du taux d'intérêt conduit les agents économiques à réviser l'arbitrage entre consommation (dépense) immédiate et épargne. Une hausse des taux d'intérêt accroît l'attractivité de l'épargne et donc la préférence pour la consommation future. Par contre, une baisse des taux d'intérêt accroît la valeur de la consommation immédiate et rend par conséquent l'épargne moins attractive. Cet effet est plus important que l'élasticité de substitution inter temporelle soit forte. Il dépend aussi des anticipations des agents quant au caractère durable ou non de la décision de politique monétaire.

- **L'effet revenu**

La variation des taux d'intérêt du marché a un effet globalement neutre sur le revenu national. Toutefois une variation de taux d'intérêt peut induire des transferts de revenu du fait de la différence de la propension à consommer des différentes catégories d'agents économiques. Une baisse des taux diminue le revenu disponible des épargnants, mais accroît celui des emprunteurs. Autrement, une baisse des taux d'intérêt du marché entraîne une hausse de la valeur actualisée des dépenses de consommation anticipées au cours des périodes futures, ce qui signifie que des sommes actuelles plus importantes sont nécessaires pour les financer. "la consommation future étant plus coûteuse toutes choses égales par ailleurs, la situation des ménages se détériore ce qui les conduit à réduire leur consommation immédiate et à augmenter leur épargne

- **L'effet de richesse**

---

<sup>7</sup> Latif DRAMANI, Bintou DRACKLY, Diama NDIAYE DIOUF, (2007). Transmission de la politique monétaire au secteur réel au SENEGAL, p. 12

## **CHAPITRE 01 : REVUE DE LITTÉRATURE THÉORIQUE ET EMPIRIQUE SUR LES CANAUX DE TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE**

Il joue à travers les fluctuations des prix des actifs notamment financiers. Une baisse des taux tend à faire croître le revenu des ménages. Cette hausse couvre aussi bien les revenus futurs de leur capital humain, capital physique et capital financier<sup>8</sup>.

### **- Le canal des prix des actifs**

Une des principales objections des monétaristes au paradigme IS-LM concernant l'analyse des effets de la politique monétaire sur l'économie est que ce modèle se concentre sur le prix d'un seul actif, le taux d'intérêt, et non sur les prix de plusieurs actifs. Les monétaristes imaginent un mécanisme de transmission dans lequel les prix relatifs d'autres actifs et la richesse réelle transmettent des effets monétaires dans l'économie. L'identification de ces autres canaux est une caractéristique des modèles macroéconomiques conçus par des keynésiens, tels *Franco Modigliani* (année), qui considèrent les effets des prix de ces autres actifs comme essentiels pour le mécanisme de transmission de la politique monétaire. Il existe deux actifs-clés, en plus des obligations, qui font l'objet de beaucoup d'attention dans la littérature consacrée aux mécanismes de transmission : les devises et les actions.

### **- Le canal du taux de change**

Compte tenu de l'internationalisation croissante de l'économie américaine et du passage aux taux de change flexibles, on s'est davantage intéressé à la transmission de la politique monétaire à travers l'influence des taux de change sur les exportations nettes. De fait, ce mécanisme de transmission est devenu une caractéristique des principaux manuels de référence en macroéconomie, tout comme ceux portant sur la monnaie et le système bancaire. Ce canal fait également intervenir les effets du taux d'intérêt car la baisse des taux d'intérêt réels nationaux réduit l'attrait des dépôts nationaux en dollars par rapport aux dépôts libellés en monnaies étrangères, ce qui entraîne une chute de la valeur des dépôts en dollars par rapport aux dépôts en devises, c'est-à-dire une dépréciation du dollar. La dépréciation de la monnaie nationale abaisse le prix des biens nationaux par rapport aux biens étrangers, ce qui se traduit par une augmentation des exportations nettes ( $NX \uparrow$ ) et donc de la production globale. Par conséquent, le schéma du mécanisme de transmission de la politique monétaire par le canal du taux de change est le suivant :

$$M \uparrow \Rightarrow i_r \downarrow \Rightarrow E \downarrow \Rightarrow NX \uparrow \Rightarrow Y \uparrow \dots\dots(2)$$

<sup>8</sup> ABDENOUR Faouzi (1999), Op.cit. p. 10



## ***CHAPITRE 01 : REVUE DE LITTÉRATURE THÉORIQUE ET EMPIRIQUE SUR LES CANAUX DE TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE***

Ce canal joue un rôle important dans la façon dont la politique monétaire affecte l'économie nationale, ce qui apparaît clairement dans les récentes études menées sur ce sujet, comme celles de Bryant, Hooper et Mann (1993) et de Taylor (1993)<sup>9</sup>.

### **a. Canal du cours des actions**

Il existe deux canaux importants impliquant les cours des actions pour le mécanisme de transmission de la politique monétaire : ils se réfèrent à la théorie de l'investissement de Tobin (coefficient  $q$ ) et aux effets de richesse sur la consommation.

#### **- La théorie du coefficient $q$ de Tobin**

Cette théorie établit un mécanisme selon lequel la politique monétaire affecte l'économie par le biais de ses effets sur la valorisation des actions (cf. Tobin 1969). Tobin définit le coefficient  $q$  comme étant le rapport entre la valeur boursière des entreprises et le coût de renouvellement du capital. Si  $q$  est élevé, la valeur boursière des entreprises est élevée par rapport au coût de renouvellement du capital et les nouveaux investissements productifs sont peu onéreux par rapport à la valeur boursière des entreprises.

Celles-ci peuvent alors émettre des actions et en obtenir un prix élevé, compte tenu du coût des investissements productifs qu'elles réalisent. Par conséquent, les dépenses d'investissement augmenteront car les entreprises peuvent acquérir beaucoup de biens d'équipement en émettant peu d'actions nouvelles.

En revanche, lorsque  $q$  est faible, les entreprises ne chercheront pas à acquérir de nouveaux biens d'équipement, car leur valeur boursière est faible par rapport au coût du capital. Si les entreprises veulent se procurer du capital lorsque  $q$  est faible, elles peuvent acheter une autre entreprise à un prix avantageux et acquérir ainsi du capital existant. Dans ce cas, les dépenses d'investissement seront faibles.

L'existence d'un lien entre le coefficient  $q$  de Tobin et les dépenses d'investissement se situe au centre du débat. Néanmoins, comment la politique monétaire est-elle susceptible d'affecter les cours des actions ? Selon la conception monétariste, lorsque l'offre de monnaie augmente, les agents estiment qu'ils disposent de trop de liquidités par rapport au niveau souhaité et tentent, dès lors, de réduire leurs encaisses en accroissant leurs dépenses. Le marché boursier leur offre une possibilité de dépenser ce surplus, ce qui accroît la demande d'actions et fait ainsi monter les cours. Selon une conception plus keynésienne, qui aboutit à la même conclusion, la

---

<sup>9</sup> BENDAHMANE Mohammed el amine (2016). Politique monétaire et croissance économique dans les pays du Maghreb, p. 41

## **CHAPITRE 01 : REVUE DE LITTÉRATURE THÉORIQUE ET EMPIRIQUE SUR LES CANAUX DE TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE**

chute des taux d'intérêt découlant d'une politique monétaire expansionniste réduit l'attrait des obligations par rapport aux actions, ce qui suscite une hausse des cours de ces dernières. En combinant ces thèses avec le fait que la hausse des cours des actions ( $P_e \uparrow$ ) entraîne une augmentation du coefficient  $q$  ( $q \uparrow$ ) et donc des dépenses d'investissement ( $I \uparrow$ ), on déduit le mécanisme suivant de transmission de la politique monétaire :

$$M \uparrow \Rightarrow P_e \uparrow \Rightarrow q \uparrow \Rightarrow I \uparrow \Rightarrow Y \uparrow \dots\dots(3)$$

### **- Effets de richesse**

Un autre canal de transmission par les cours des actions agit par le biais des effets de richesse sur la consommation. Ce canal a été mis en évidence par Franco Modigliani dans son modèle MPS, dont une version est actuellement utilisée par le Conseil des gouverneurs du Système de réserve fédérale (Modigliani, 1971). Dans le modèle du cycle de vie de Modigliani, les dépenses de consommation sont déterminées par les ressources des consommateurs tout au long de leur vie, qui sont constituées du capital humain, du capital matériel et de la richesse financière — ou patrimoine. Les actions ordinaires sont une composante majeure du patrimoine financier. Lorsque les cours des actions s'élèvent, la valeur de ce patrimoine financier s'accroît et, par conséquent, les ressources globales des consommateurs pendant l'ensemble de leur vie augmentent, et par conséquent la consommation. Comme nous avons déjà constaté qu'une politique monétaire expansionniste peut entraîner une hausse des cours des actions ( $P_e \uparrow$ ), nous en déduisons alors un autre mécanisme de transmission de la politique monétaire :

$$M \uparrow \Rightarrow P_e \uparrow \Rightarrow \text{richesse} \uparrow \Rightarrow \text{consommation} \uparrow \Rightarrow Y \uparrow \dots\dots(4)$$

Autrement dit cette revalorisation de patrimoine, les ménages peuvent profiter de cet effet de richesse et augmenter leur consommation, ainsi que pour les entreprises qui vont voir leur situation financière renforcée leur permettant plus d'investissements<sup>10</sup>.

### **b. Canaux des prix des logements et des terrains**

Les deux canaux de la richesse et du coefficient  $q$  de Tobin, décrits ci-dessus, s'appuient sur une définition tout à fait générale du capital. La théorie de Tobin s'applique directement au marché de l'immobilier, où le logement représente le capital. Une hausse du prix des logements, qui accroît leur valeur par rapport au coût de renouvellement, aboutit à l'augmentation du

---

<sup>10</sup> Agnès Bénassy-Quéré, Benoît Coeuré, Pierre Jacquet, Jean Pisani-Ferry. (2005). Politique économique, De Boeck, p 234.

## **CHAPITRE 01 : REVUE DE LITTÉRATURE THÉORIQUE ET EMPIRIQUE SUR LES CANAUX DE TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE**

coefficient  $q$  de Tobin dans le secteur de l'immobilier résidentiel, ce qui stimule la production. De même, les prix des logements et des terrains sont un élément extrêmement important de la richesse qui s'accroît sous l'effet d'une hausse de ces prix, d'où une augmentation de la consommation. L'expansion monétaire, qui élève les prix des terrains et des logements par l'intermédiaire des mécanismes décrits précédemment, aboutit donc à une hausse de la demande globale. Par conséquent, le mécanisme de transmission de la politique monétaire agit également par le biais des canaux des prix des terrains et des logements. Autrement dit, la hausse des cours des actions fait diminuer le coût de renouvellement du capital et donc investir devient moins onéreux, par conséquent, la baisse des taux d'intérêts a permis de dynamiser l'investissement et, par la suite, la demande globale et l'activité économique<sup>11</sup>.

### **- Le canal du crédit**

Le théorème de **Modigliani-Miller** stipulant l'équivalence des différentes sources de financement dominait la littérature économique à la fin des années 50. Durant la seconde moitié des années 80, à travers une littérature abondante, de nombreux économistes vont tenter de démontrer le rôle spécifique du crédit bancaire dans la transmission des chocs monétaires. Selon **Christian de Boissieu**, il s'agit d'intégrer les imperfections des marchés du crédit et des marchés de capitaux, en particulier les asymétries d'information et toutes leurs implications : existence de nombreuses primes de risque, en particulier de la prime de financement externe. **Christian de Boissieu** souligne que le canal du crédit comporte en fait deux composantes étroitement imbriquées : le canal qui passe par l'incidence des variations des taux d'intérêt sur la situation et le comportement des emprunteurs et celui qui s'intéresse à l'effet des mouvements de taux d'intérêt sur le comportement des prêteurs, en particulier des banques. Ainsi, il souligne que le canal du taux du crédit n'est donc, en général, pas indépendant du canal du taux d'intérêt, et tous les deux jouent dans le même sens pour renforcer l'impact de la politique monétaire.

D'autres auteurs, travaillant en information asymétrique sur les canaux de transmission de la politique monétaire, ont montré qu'une hausse des taux d'intérêt pourrait également se traduire par une baisse de l'offre de crédit par les banques. Celle-ci résulterait de l'incertitude sur la solvabilité de certains clients à la suite de l'augmentation du risque induite par la hausse du crédit. C'est ainsi que **Stiglitz et Weiss (1981)** ont montré, qu'en présence d'une information asymétrique entre prêteurs et emprunteurs, les variations des taux débiteurs bancaires ne permettent pas un apurement efficace du marché du crédit. Dans une telle situation, le

---

<sup>11</sup> Bassino, J.-P., Leroux, J.-Y., & Michelena, P. (2005). Op. Cit, p. 68

## *CHAPITRE 01 : REVUE DE LITTÉRATURE THÉORIQUE ET EMPIRIQUE SUR LES CANAUX DE TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE*

rationnement du crédit qui est la seule réponse optimale aux variations de taux d'intérêt. Les crédits impulsés par les autorités monétaires entraîneront une diminution de la demande via la baisse de l'investissement.

Selon K.K Nubukpo (2002), le canal de transmission du taux d'intérêt directeur de la Banque Centrale est le suivant : une modification du taux d'intérêt directeur engendre une variation des taux bancaires qui influe sur la demande de biens. La modification du taux directeur entraîne un changement des taux d'intérêt et de rendement des nouveaux emprunts et des placements. Elle pèse aussi sur le taux d'une partie des contrats existants et, en conséquence, sur les flux de revenus et les possibilités de dépenses. La variation du taux d'intérêt directeur induit également un effet de valorisation des actifs financiers. Ces différents enchaînements sont eux-mêmes fonction des structures financières de l'économie. En outre, la modification du taux directeur a un impact sur le taux de change (dans les régimes de changes flexibles) et, par suite, sur les prix relatifs des biens et des actifs selon les devises<sup>12</sup>.

Le canal strict (ou étroit) du crédit met en exergue le comportement d'offre des établissements bancaires. IL distingue les crédits bancaires des autres moyens de financement. IL repose sur l'hypothèse d'une substitution imparfaite entre les prêts bancaires et les autres actifs financiers. Ce canal est fondé sur l'idée que les banques sont bien placées pour résoudre les problèmes d'asymétries d'information sur le marché des crédits. Ces imperfections financières interviennent dans les relations entre banques et emprunteurs ainsi qu'entre autorités monétaires et banques (Kashyap et Stein, 1994) et soutiennent que les banques sont confrontées, comme les autres agents, à des problèmes d'asymétrie d'information.

Dans un premier cas (relation autorité monétaire - banque), un durcissement de la politique monétaire oblige les banques à ajuster leurs portefeuilles, en réduisant leurs offres de prêts afin de protéger leur activité d'octroi de crédits. Pour cela elles peuvent effectuer, soit des émissions de certificats de dépôts (pour augmenter leurs passifs), soit vendre leurs portefeuilles titres (au lieu de contracter leurs prêts à l'actif). Dans un deuxième cas (relation banque- emprunteur), suite à une restriction de l'offre de prêts, les emprunteurs vont réduire leurs dépenses. Ainsi donc, le canal strict de crédit tient compte de l'offre de crédits par les banques et non de la demande de monnaie des agents non financiers (Bernanke et Blinder, 1988). Ce canal peut s'accompagner d'un rationnement du crédit. Le rationnement correspond à une situation où la demande de crédit excède l'offre au taux d'intérêt proposé par les banques. Même si les

---

<sup>12</sup> Latif DRAMANI, Bintou DRACKLY, Diama NDIAYE DIOUF (2007). Transmission de la politique monétaire au secteur réel au SENEGAL, Agence Nationale de la Statistique et de la Démographie, SENEGAL, p. 13

## **CHAPITRE 01 : REVUE DE LITTÉRATURE THÉORIQUE ET EMPIRIQUE SUR LES CANAUX DE TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE**

emprunteurs sont prêts à s'endetter à des taux d'intérêt plus élevés, les banques refusent de les accorder les crédits demandés. Cette situation s'explique par les problèmes de sélection adverse et/ou de problèmes d'aléa moral<sup>6</sup>. Une hausse des taux d'intérêt de la part des banques pour équilibrer l'offre et la demande va entraîner une baisse des bénéfices bruts en attirant les emprunteurs les plus risqués et en décourageant les projets les moins risqué (Stiglitz et Weiss, 1981). Le rationnement du crédit affectera principalement les petits emprunteurs tels que les ménages et les petites et moyennes entreprises qui n'ont pas d'autres sources de financement, en réduisant leurs dépenses de consommation et d'investissement. Ainsi donc, à travers ce canal étroit du crédit, une politique monétaire restrictive se transmet à l'économie réelle sous forme d'une baisse des crédits bancaires<sup>13</sup>.

### **Section 02 : Revue de la littérature empirique sur les canaux de transmission de la politique monétaire**

Au-delà du débat théorique, de nombreuses études empiriques ont porté sur l'impact de la politique monétaire sur la croissance économique notamment ANDERSEN et CARLSON (1970), qui ont développés un modèle connu sous le nom de modèle de St. LOUIS, exprimant la variation de la dépense totale courante en fonction des variations de l'offre de monnaie et des dépenses publiques. L'objectif visé par ce modèle était d'une part, de tester l'efficacité relative des politiques monétaire et budgétaire sur l'activité économique, et d'autre part de fournir un outil de prévision de la demande globale. Le résultat fondamental qui se dégage de leur étude et que l'impact de politique monétaire est plus important, plus rapide et plus prévisible que celui de la politique budgétaire. Dans une version ultérieure du modèle de St. LOUIS, une spécification en terme de taux de croissance a été utilisée (CARLSON, 1978). Avec des données trimestrielles des Etats-Unis sur la période allant de 1953 à 1976, les résultats montrent que les effets de l'offre de monnaie sont significatifs et positifs sur l'activité économique.

L'étude de BETTEN et HAFER (1983), portant sur six pays industrialisés aboutit à une conclusion que la politique monétaire à un effet significatif dans tous les pays étudiés. CHOWDHURY (1988)<sup>14</sup> a appliqué l'équation de St. LOUIS à six pays Européens, les résultats font ressortir que l'impact de la politique monétaire sur l'activité économique était plus important dans trois pays.

---

<sup>13</sup> ABDENOUR Faouzi (1999), *Op.cit.* p. 12 et p. 13

<sup>14</sup> FOU DA EKOBENA, S. Y. (2010). Politique monétaire et croissance économique en zone CEMAC: une évaluation empirique en données de panel [Maîtrise en Sciences Economiques]. <https://www.memoireonline.com/01/12/5115/Politique-monetaire-et-croissance-economique-en-zone-CEMAC-une-evaluation-empirique-en-donnees.html>

## *CHAPITRE 01 : REVUE DE LITTÉRATURE THÉORIQUE ET EMPIRIQUE SUR LES CANAUX DE TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE*

Taylor (1995)<sup>15</sup> propose une excellente vue d'ensemble des récentes études menées sur les canaux de taux d'intérêt et, selon lui, l'expérience prouve largement que les taux d'intérêt exercent un effet considérable sur les dépenses de consommation et d'investissement, ce qui en fait un puissant mécanisme de transmission de la politique monétaire. Sa position est fortement controversée : de nombreux chercheurs, comme Bernanke et Gertler (1995), professent une toute autre opinion et affirment que les études empiriques ont eu beaucoup de mal à déceler une incidence significative des taux d'intérêt par le biais du coût du capital. Ces experts considèrent que l'échec du taux d'intérêt comme mécanisme de transmission de la politique monétaire a encouragé la recherche d'autres mécanismes, notamment le canal du crédit. Plus généralement, pour les pays les plus industrialisés (regroupés au sein du G8), les délais d'action de la politique monétaire ne sont pas sensiblement différents d'un pays à l'autre (S. Gerlach et F. Smets 1995 ; C. Cortet, 1998). Ces délais sont les suivants :

- L'impact d'une variation des taux directeurs sur l'activité est perceptible au bout de six mois et maximal au bout de six à sept trimestres ;
- L'impact sur les prix n'apparaît significatif qu'au bout de dix-huit mois à deux ans et atteint son maximum au bout de trois ou quatre ans.

De ce fait, les différences entre pays portent plus sur l'ampleur de l'ajustement des économies à un choc monétaire que sur la vitesse d'un tel ajustement (MISHKIN, 1996).

A l'exception de certaines études comprenant pour la plupart des pays d'Amérique latine, peu de travaux ont concernés les pays en développement. King et Levine (1992) s'intéressent plus particulièrement à la question de l'approfondissement financier et procèdent pour cela à l'estimation de lien entre la croissance économique et le développement financier. Ils estiment une équation de rattrapage à la Barro en coupe transversale et trouvent l'existence d'un lien empirique fort entre la croissance économique et le développement financier, ce qui est en accord avec la position de Schumpeter. Cette étude va influencer largement des travaux ultérieurs menés dans le domaine de la politique monétaire (FOUDA EKOBENA, 2010).

Cités dans (FOUDA EKOBENA, 2010)<sup>16</sup> : Bynou (1994) a adopté la version modifiée de l'équation St. LOUIS pour tester empiriquement les effets de la politique monétaire sur l'activité économique de cinq pays Africains et en utilisant les données annuelles couvrant pour

---

<sup>15</sup> MISHKIN, F. S. (1996). Les canaux de transmission monétaire : leçons pour la politique monétaire (N° 27; p. 91-105). Banque de France-Université.

<sup>16</sup> Idem

## **CHAPITRE 01 : REVUE DE LITTÉRATURE THÉORIQUE ET EMPIRIQUE SUR LES CANAUX DE TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE**

la plupart la période 1965-1990. Il explique ainsi la prédominance des effets de la politique monétaire par monétisation des réserves en devises ou du déficit budgétaire dans ces pays. Ireland (1994) utilise un modèle basé sur la maximisation de l'utilité d'un ménage représentatif et la fonction de production de King et Rebelo (1990) à partir des données des Etats-Unis montre que l'effet de l'inflation sur le produit réel est faible mais négatif et que les effets de la croissance économique sur le système monétaire sont substantiels. Ses résultats sont compatibles avec ceux des travaux de Tobin et Sidrauski. Pour Alexander (1997), Khan et Senhadji (2001), Gillman et al. (2002), Drukker et al (2005), il ne ressort qu'une faible inflation à un effet positif sur la croissance, tandis qu'une inflation élevée a un effet négatif sur la croissance économique. Bruneau et De Brandt (1998) discutant de l'intérêt et des limites de la modélisation VAR structurel font une application à la politique monétaire de la France et trouvent que la politique monétaire a des effets significatifs sur l'activité et l'inflation : l'impact d'un choc monétaire sur l'inflation est négatif et persistant tandis qu'un choc monétaire restrictif entraîne une baisse du produit réel. Beck, Levine et Loayza (1999) mènent une étude en données de panel et en coupe afin d'évaluer les relations empiriques de manière dynamique entre le niveau de développement financier et la croissance économique. Cet article se distingue par l'utilisation de *dynamic panel data*, qui permettent d'estimer les relations de croissance en utilisant une variable endogène retardée. Ils utilisent les variables instrumentales via l'estimateur des Moments Généralisés (GMM). Ils aboutissent à la conclusion que les composantes exogènes du développement de l'intermédiation financière influencent positivement la croissance économique. Beck, Levine et Loayza (1999) mènent une étude en données de panel et en coupe afin d'évaluer les relations empiriques de manière dynamique entre le niveau de développement financier et la croissance économique. Cet article se distingue par l'utilisation de *dynamic panel data*, qui permettent d'estimer les relations de croissance en utilisant une variable endogène retardée. Ils utilisent les variables instrumentales via l'estimateur des Moments Généralisés (GMM). Ils aboutissent à la conclusion que les composantes exogènes du développement de l'intermédiation financière influencent positivement la croissance économique. SARR et DINGUI (2000), ont travaillé sur les mécanismes de transmission de la politique monétaire en Côte d'Ivoire en utilisant un modèle Vectoriel Auto Régressif (VAR) avec sept variables dont : le taux d'escompte, le taux débiteur réel des banques, la masse monétaire, le crédit à l'économie, le PIB réel, l'indice des prix à la consommation et l'investissement privé. Les résultats obtenus montrent que les impulsions monétaires sont transmises à la sphère réelle via le taux d'intérêt débiteur des banques. Un choc monétaire de 1% entraîne une augmentation de l'activité réelle de 0,2%. En revanche, une

## **CHAPITRE 01 : REVUE DE LITTÉRATURE THÉORIQUE ET EMPIRIQUE SUR LES CANAUX DE TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE**

hausse de l'inflation de 1% entraîne une régression de l'activité réelle de 0,01%. **KONE (2000)** dans un article publié à la BCEAO<sup>17</sup>, analyse l'efficacité relative des politiques monétaires et budgétaires de par leurs actions sur l'activité économique des pays membres de l'UEMOA<sup>18</sup>. En termes réels et en termes nominaux sur le court terme et le long terme à l'aide d'un modèle à correction d'erreur (MCE). Il aboutit au résultat que les politiques monétaire et budgétaire influenceraient positivement le PIB nominal et réel.

**BERNARD. (2000)** s'intéresse à la question avec une approche en données panel et en adaptant une optique purement keynésienne, ses résultats restent toutefois mitigés, puisqu'il reste vague sur l'impact des variables monétaires sur la croissance économique. En outre dans son échantillon, le sous-échantillon des pays en voie de développement est trop faible par rapport à celui des pays de l'OCDE (Organisation pour la Coopération et le Développement en Europe). L'étude de **KING (2002)** qui est une extension de l'étude de **Mc CANDLESS** effectuée une investigation en données de panel, elle a pour originalité que le taux de variation annuels moyens sont calculés à différents horizons et les principaux résultats auxquels elle aboutit sont l'existence d'une corrélation entre la croissance de la base monétaire et l'inflation qui augmente avec la longueur de l'horizon sur lesquels les taux de variations sont calculés ce qui permet de prendre en compte les délais de transmission des impulsions monétaire à l'inflation, on note aussi l'absence d'une relation de long terme entre croissance du produit réel et croissance monétaire, ce résultat est cependant moins robuste, il semble que cela dépende du taux de croissance et de la quantité de monnaie. **GRAUWE et POLAN (2005)** examinent à travers une régression fondée sur l'équation quantitative de la monnaie, la relation entre croissance monétaire et inflation. L'étude est menée en coupe transversale et en données de panel. Les résultats de l'étude montrent sur l'ensemble de l'échantillon une relation positive et élevée entre le taux de croissance de la masse monétaire et le taux d'inflation cependant les résultats restent moins robustes concernant la relation entre croissance monétaire d'une part et croissance de la production d'autre part. **ONDO OSSA (2005)** mène une étude sur les pays de la zone CEMAC, en utilisant un modèle de panel, il montre que la politique monétaire a des effets expansionnistes sur l'activité économique contrairement à la politique budgétaire validant ainsi l'existence d'effets anti-keynésiens en zone CEMAC. **DRAMANI, DIACK LY et NDIAYE DIOUF (2007)**

---

<sup>17</sup> BCEAO : Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest, c'est l'instrument d'émission des pays de l'UEMOA

<sup>18</sup> UEMOA : Union Economique et monétaire Ouest Africaine. Elle a été créée en 1994 et compte à ce jour huit Etats membres : Bénin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Mali, Niger, Sénégal, Togo, Guinée Bissau



## **CHAPITRE 01 : REVUE DE LITTÉRATURE THÉORIQUE ET EMPIRIQUE SUR LES CANAUX DE TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE**

analysent le mécanisme de transmission de la politique monétaire axé uniquement sur le rôle joué par le taux d'intérêt et le taux de change, ils ne tiennent pas compte des agrégats nominaux de la monnaie et du crédit. Ils utilisent un modèle macroéconomique d'ensemble dans le cadre de l'économie Sénégalaise et aboutissent au résultat qu'un resserrement temporaire des conditions monétaires entraîne une baisse transitoire de la production réelle en deçà de son niveau tendanciel.

Cités dans (BOURIOUNE, 2018)<sup>19</sup> : G. Clostermann (2002) utilisa l'approche P-Star pour analyser l'effet de la politique monétaire sur l'inflation et les agrégats réels en Allemagne, sur la base d'un modèle VECM. Les résultats révélèrent que les effets de la politique monétaire sur les agrégats réels sont de nature temporaire. A long terme, la monnaie est neutre. B. Céspedes (2008) utilisa le modèle SVAR pour apprécier les chocs des politiques monétaires au Brésil. Les résultats empiriques soutenaient à l'évidence qu'une politique monétaire restrictive réduit le niveau des prix. A. Chuku (2009) identifia l'effet de la politique monétaire expansive au Nigéria grâce au modèle SVAR. Les résultats montrèrent qu'une augmentation de M2 a un modeste impact sur l'output. M. Sadeghi (2013) étudia l'effet d'une politique monétaire expansive sur l'inflation et le PIB en Iran au moyen du modèle VECM et conclua qu'à long terme l'effet de cette politique est inflationniste bien qu'à court terme elle n'a pas d'effet si sur l'inflation ni sur le PIB. O. Agdonlahor (2014) étudia l'impact de la politique monétaire sur la croissance en Grande Bretagne en se servant du modèle VECM. Les résultats montrèrent qu'à long terme l'accroissement de la masse monétaire conduit à la croissance économique. L. Bonga (2015) évalua l'impact d'un choc monétaire sur l'inflation et le PIB en Afrique du Sud en utilisant le modèle SVAR. Les fonctions de réponse à un choc positif de la masse monétaire aboutirent, selon lui, à diminuer le PIB mais pas l'inflation. I. Ihsan (2015) prospecta, à travers le modèle de régression multiple, l'effet d'une augmentation de M2 sur l'inflation et le PIB au Pakistan. Il aboutit à dire que plus M2 est grand plus l'inflation est élevée.

Selon K. K Nubukpo (2002), les deux principales limites à l'efficacité de la transmission de la politique monétaire au secteur réel de l'économie sont les références utilisées dans les contrats financiers et la structure des bilans financiers des agents économiques. Selon cet auteur, lorsque les crédits aux ménages ou les actifs financiers sont libellés à taux des agents qu'à la faveur du renouvellement des actifs et n'exercent donc qu'un impact limité à court terme. De même, la structure spécifique des bilans financiers des agents non financiers limite l'influence

---

<sup>19</sup> BOURIOUNE Tahar, (2018). « Impact d'une politique monétaire expansionniste sur l'inflation en Algérie », *Les cahiers du CREAD*, vol.33, n°123, p. 112-128.

## *CHAPITRE 01 : REVUE DE LITTÉRATURE THÉORIQUE ET EMPIRIQUE SUR LES CANAUX DE TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE*

de la politique monétaire sur l'activité. Si les ménages ont une capacité de financement plutôt qu'un besoin en financement, les effets de revenu, de richesse et de substitution se compensent, une hausse des taux d'intérêt accroît l'attractivité de l'épargne (effet de substitution et effet de richesse) mais induit une hausse du revenu disponible des ménages, ce qui exerce un effet stimulant sur la consommation (effet de revenu). Ainsi, il souligne que le canal de transmission des impulsions monétaires sur la croissance économique est le suivant : une baisse des taux d'intérêt directeurs de la Banque Centrale engendre une hausse de l'offre de monnaie, ce qui crée un déséquilibre sur le marché de la monnaie, toutes choses égales par ailleurs. Ce déséquilibre engendre une expansion temporaire du revenu réel, issue de la hausse des dépenses réelles de consommation et d'investissement, consécutive à la hausse des crédits domestiques.

Kahn et Knight estiment que la détermination de l'impact de la politique monétaire sur la croissance est une question purement empirique, dans la mesure où il n'existe pas de consensus théorique sur le sujet ; ils suggèrent cependant l'existence d'un faible impact. Afin d'évaluer empiriquement les effets sur l'inflation et la croissance des variations de l'offre de monnaie, les deux auteurs ont effectué des estimations économétriques. Il ressort des estimations effectuées qu'une hausse de l'offre de monnaie exerce un effet positif significatif sur l'inflation ; la valeur de l'élasticité de l'inflation au choc monétaire est de 0,33. De même, une hausse de l'offre de monnaie a une influence positive significative, mais de faible ampleur, sur la croissance économique : l'élasticité de la croissance du PIB réel à l'offre de monnaie n'est que de 0,043. De l'avis des auteurs, les effets d'une variation de l'offre de monnaie sur l'inflation et la croissance sont essentiellement de court terme. Une politique monétaire expansionniste provoque simultanément une hausse de l'inflation, du revenu réel et une détérioration de la balance des paiements. Cependant, la hausse des prix domestiques et la détérioration de la balance des paiements auront tendance à réduire le stock réel de monnaie, ce qui aura pour effet de ramener l'économie à son niveau d'équilibre initial. De plus, du fait de la hausse du revenu réel, la demande de monnaie croît, ce qui stimule le retour à l'équilibre du marché de la monnaie et, partant, de l'économie. Les délais et l'ampleur de l'ajustement dépendent des valeurs des paramètres du modèle<sup>20</sup>.

Mamadou Alhousseynou Sarr et Charles.J.Dingui (2000)<sup>21</sup> ont aussi travaillé sur les mécanismes de transmission de la politique monétaire en Côte d'Ivoire en utilisant un modèle Vectoriel Auto Régressif (VAR) avec sept variables dont : le taux d'escompte, le taux débiteur

---

<sup>20</sup> MISHKIN, F. S. (1996). *Op.cit.* p. 93

<sup>21</sup> Idem

## ***CHAPITRE 01 : REVUE DE LITTÉRATURE THÉORIQUE ET EMPIRIQUE SUR LES CANAUX DE TRANSMISSION DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE***

réel des banques, la masse monétaire, le crédit à l'économie, le PIB réel, l'indice des prix à la consommation et l'investissement privé. L'approche qu'ils ont choisie dans leur étude est similaire à celle de [Diagne et de Doucouré \(2000\)](#).

Les données utilisées dans leur étude sont des statistiques monétaires et celles de l'activité réelle sur base annuelle. Les tests d'intégration ont permis de détecter des ruptures structurelles dans les données. Les résultats obtenus font ressortir deux phénomènes importants dans l'économie ivoirienne :

- Le taux d'escompte n'est pas déterminant dans l'évolution du PIB à prix constants ;
- Les impulsions monétaires sont transmises à la sphère réelle via le taux d'intérêt débiteur des banques. Un relèvement du taux débiteur de 10% se traduit par une baisse de la croissance réelle de 1,2%. Par ailleurs, un choc sur la masse monétaire de 1% entraîne une augmentation de l'activité réelle de 0,2% ;
- Un relèvement d'un point de croissance de l'investissement privé se traduit par un accroissement de la croissance réelle de 0,2 %. En revanche, une hausse de l'inflation d'un point de pourcentage entraîne une régression de l'activité réelle de 0,01 %.

[MALLAYE \(2009\)](#) étudiant l'impact des réformes monétaires sur la croissance économique en zone CEMAC, effectue une régression sur données de panel en utilisant l'équation de St Louis, parvient à la conclusion que les réformes monétaires ont des effets mitigés sur la croissance économique : la politique monétaire a généré une dynamique inflationniste au lieu d'une expansion du produit intérieur brut.

### **Conclusion**

Les théories économiques sont le meilleur moyen permettant d'englober les différents fondements des écoles économiques portant sur le sujet de l'intervention de l'Etat à travers ses politiques économiques. La politique monétaire est en mesure d'affecter l'activité économique à court et moyen termes. Par conséquent, elle peut, en principe, jouer un rôle stabilisateur. Cependant, cela ne signifie pas, tant en règle générale qu'en pratique, qu'un tel rôle, parce qu'il peut s'avérer efficace, soit nécessaire ou souhaitable.

En effet, la revue de la littérature a permis de cerner quelques théories et études empiriques concernant la mesure de l'impact des politiques monétaire en général sur l'activité économique. Il en ressort que le changement de politiques à une répercussion directe sur l'activité économique. Les résultats de ces répercussions sont très variés en ce qui concerne l'importance et les signes (positif ou négatif).

## **Introduction**

Après la période de colonisation, l'Algérie a opté pour un modèle de croissance économique à travers une série de plans de développement qui se basaient sur l'industrialisation, la révolution agraire et la révolution culturelle. La base de ce plan était la relance de l'économie nationale à travers des sociétés nationales et ce grâce à une planification centralisée. Le passage de l'économie algérienne d'une économie administrée à une économie de marché au début des années 90 s'est caractérisé par une ouverture des échanges commerciaux et une présence de l'entrepreneuriat privé dans l'ensemble des secteurs. Il demeure, néanmoins, que l'économie algérienne est caractérisée par un faible niveau de production industrielle hors hydrocarbures alors que les hydrocarbures occupent une place dominante au sein de l'économie.

Dans un contexte de résolution de la baisse des prix de pétrole, les pouvoirs publics ont pris des mesures visant à assainir et redresser les finances publiques dans le but d'atténuer les conséquences de ce recul des prix sur les indicateurs macroéconomiques. Dans ce cadre, l'objet de ce chapitre est d'expliquer la conduite de la politique économique actuelle en se basant sur l'étude de ses instruments et ses objectifs.

Ce chapitre est structuré par deux sections. La première section s'agit d'un retraçage de l'évolution macroéconomique de l'économie algérienne et les principales réformes économiques initiées dans le cadre de la transition vers l'économie du marché. La seconde section met l'accent sur la conduite de la politique monétaire en Algérie sur la période allant de 1990 à 2018.

### **Section 01 : Evolution macroéconomique en Algérie**

Depuis l'indépendance et afin de relever le défi et tourner la page d'une colonisation centenaire, l'Algérie a toujours opté pour un modèle de croissance économique basé sur l'industrialisation et la planification centralisées à travers une série de plans de croissance<sup>22</sup> :

- Le plan triennal (1967-1969) avait pour but de développer le tissu productif du pays en mettant en place les rapports techniques et institutionnels pour une stratégie de développement à long terme ;

---

<sup>22</sup>ABBES A. (2015) « Efficacité et limites de la politique économique et conjoncture dans un modèle de type Mundell-Fleming ; étude économétrique sur l'Algérie », thèse doctorat en sciences économiques, université Abou-Bekr Belkaid, Tlemcen, P.181

- Le premier plan quadriennal (1970-1973) a donné une importance accrue à l'industrie contrairement à l'agriculture (35 milliards de dépenses publiques avec 51% pour l'industrie et 15% pour l'agriculture) ;
- Le deuxième plan quadriennal (1974-1977) avec un budget important visait à promouvoir le secteur productif, l'industrie et l'infrastructure de base et concrétiser une économie socialiste indépendante ;
- Une période intermédiaire (1978-1979) avait pour but de compléter les programmes du plan précédent avec des taux d'investissements colossaux grâce à l'augmentation du prix des hydrocarbures suite au deuxième choc pétrolier vers la fin des années 70 (le prix du baril est passé de 12\$ fin 1978 à 34\$ en 1980 et même 40\$ en 1981) ;
- Le premier plan quinquennal (1980-1984) a été pour une meilleure industrialisation et diversification de la production nationale afin de faire face aux besoins de la demande interne.

Depuis 1967, l'Algérie s'est basée sur une planification centralisée ainsi qu'une industrialisation lourde pour la réalisation de son modèle de croissance. A partir de 1986, une année qui marque la baisse sensible du prix du pétrole, l'économie algérienne bascule dans une situation de graves dysfonctionnements et de détériorations de la plupart de ses agrégats macroéconomiques, cette situation de déséquilibre a duré une quinzaine d'années. A la fin des années quatre-vingt, l'Algérie engage un processus de réformes économiques qui sera désigné, plus tard, comme une « *transition à l'économie de marché* ». Après les émeutes d'Octobre 1988, l'avènement du gouvernement « *réformateur* », en 1989, est alors le point de départ de la mise en œuvre d'un projet global de réformes économiques, telles que<sup>23</sup> :

- En 1989, l'Algérie négocie un arrangement avec le Fonds Monétaire International (FMI) pour conclure un premier accord de « *stand-by* » pour un prêt de 155.7 millions de DTS (droits de tirage spéciaux) accompagné d'une facilité du financement élargi d'un montant de 315.2 millions de DTS<sup>24</sup>, cette démarche est conditionnée par quelques réformes touchant la politique monétaire, la suppression du déficit budgétaire, la poursuite de la dépréciation du cours du dinar et l'adoption d'une loi imposant la flexibilité des prix.

---

<sup>23</sup> TALAHITE F. (2010) « Réformes et transformations économiques en Algérie », Economies et finances, université Paris-Nord, P. 12

<sup>24</sup> HADJAR A. (2011) « L'entreprise et la relance économique », mémoire en magister, université d'Oran. Disponible sur : <http://www.Memoireonline.com> (consulté le 28/03/2017)

- En 1991, en dépit de la situation d'instabilité politique accentuée, l'Algérie signe un second accord plus exigeant pour un prêt de 300 millions DTS, ce nouvel accord, d'une durée de dix mois, conditionné par quelques réformes touchant la libéralisation du commerce extérieur, le régime fiscal et l'investissement direct étranger, afin de remédier à la position inconfortable de l'Algérie sur le marché international des capitaux.
- En 1994, en situation de cessation de paiement, le gouvernement demande le rééchelonnement de sa dette extérieure et doit négocier un autre accord avec le FMI et la Banque Mondiale (1994-1998). Les accords de rééchelonnement conclus avec les Clubs de Paris (1994) et de Londres (1995) apportent 20 à 22 milliards de dollars entre 1994 et 1998. En contrepartie, le gouvernement engage l'Algérie auprès de ses créanciers sur un plan d'ajustement structurel comprenant des mesures de stabilisation macro-financière (réduction de l'inflation, dévaluation et convertibilité du dinar dans les transactions commerciales avec l'extérieur, libération des prix, libéralisation du commerce extérieur, restauration des équilibres internes et externes)<sup>25</sup>.

La performance macroéconomique s'est en effet améliorée. Entre 1994 et 2000, l'inflation est tombée de 29 à 0,3% ; le déficit budgétaire est passé de - 4,4% du PIB à un excédent de 7,8% du PIB; l'écart entre les taux de change du marché parallèle et ceux du marché officiel s'est réduit d'environ 100% et la croissance s'est située à un taux modeste de 3,2%<sup>26</sup>. Toutefois, la fermeture inévitable de plus de 900 entreprises publiques, non viables, a réduit de 320 000 (environ 40%) les effectifs du secteur public, entraînant un coût social important. Le chômage s'est aggravé, son taux passant de 24 % en 1994 à 30% en 2000. En outre, la masse salariale a baissé de la moitié entre 1989 et 2000.

La stabilité économique a été péniblement restaurée au prix de lourds sacrifices, mais s'est accompagnée d'un coût social et taux de chômage élevé.<sup>27</sup>

Dans ce contexte d'urgence qui prévalait en 2001, les pressions sociales et politiques et grâce à la hausse des prix de pétrole, le gouvernement a été incité à mettre en place un programme triennal de soutien à la croissance de l'économie (PSRE) afin de donner une dynamique de croissance à l'économie. Les objectifs visés par le PSRE sont la réduction de la

---

<sup>25</sup> Opcit. p. 15.

<sup>26</sup> Rapport de la banque mondiale, 2003b

<sup>27</sup> ACHOUR T. Y. (2014) « L'analyse de la croissance économique en Algérie », thèse de Doctorat en sciences économiques, université Abou-Bekr Belkaid, Tlemcen, P. 30

pauvreté, la création d'emplois, la préservation des équilibres régionaux et la redynamisation des espaces ruraux (Banque mondiale 2004).

PSRE est doté de 525 milliards de dinars (environ 7 milliards de dollars), répartis sur cinq volets : 45 milliards de dinars pour l'appui aux réformes, 65.3 milliards de dinars destinés à l'agriculture et à la pêche, 114 milliards de dinars à l'appui au développement local, 210.5 milliards de dinars consacrés aux grands travaux d'infrastructures et 90.2 milliards de dinars alloués au développement des ressources humaines<sup>28</sup>. Le PSRE a pour mission, la création de 850 000 emplois et la relance de la croissance par une politique budgétaire expansionniste, à travers l'augmentation des dépenses publiques d'équipement en vue de développement de l'agriculture (plan national de développement agricole PNDA), les infrastructures et le transport.

L'évaluation faite par la Banque Mondiale dans une étude de mi-parcours en 2004 sur le PSRE peut être résumée comme suit<sup>29</sup> :

- a) Le PSRE avait un impact modeste sur la croissance (un accroissement de 1 % en moyenne par an) ;
- b) Les emplois créés dans le cadre des projets PSRE étaient temporaires, un effet direct de 85000 emplois (170 000 en moyenne) et de 664 000 emplois indirectement créés ;
- c) Les importations (plus particulièrement celles liées aux projets dans les secteurs du transport et des travaux publics) augmentaient plus rapidement que les exportations, réduisant ainsi l'excédent du compte courant de 1% du PIB pendant la période 2001-2005 ;
- d) Les projets faisaient faible référence à l'atteinte des objectifs stratégiques sectoriels, leur qualité est généralement faible et inégale, et la préparation technique du personnel d'exécution est faible en général ;
- e) La part des insuffisances du PSRE découlait de l'urgence qui a accompagné la préparation des projets, de la myriade de demandes spécifiques auxquelles les projets sont supposés répondre et de la multiplicité des acteurs (25 commissions ministérielles et 48 commissions de wilaya) ;
- f) Une analyse des coûts démontrait que les projets sélectionnés dans le cadre du PSRE étaient extrêmement coûteux.

---

<sup>28</sup> Ibid, p31

<sup>29</sup> Rapport N° 36270 – DZ, 2007, « A la recherche d'un investissement public de qualité », Revue des dépenses publiques, document de la banque mondiale, vol. 01, p.39.

Dans une seconde évaluation, la Banque Mondiale reconnaît que la contribution du PSRE à la croissance a été de 2% en moyenne par an au lieu de 1% prévu initialement. Elle reconnaît avoir sous-évalué l'effet de l'investissement public (PSRE) sur la formation du stock du capital et avoir centré essentiellement son évaluation sur l'effet dépense<sup>30</sup>.

Le PSRE a entraîné une augmentation des importations, et a contribué à une accélération de la croissance économique et à une baisse de chômage de près de 4 points (passent de 28% à 23.7%). L'espace budgétaire créé par l'avènement d'une manne pétrolière prolongée a permis au pays d'entreprendre un important programme d'investissement public dans la période 2005-2009 (le *Programme complémentaire de soutien à la croissance économique*)<sup>31</sup>.

Le PCSC est conçu pour prendre le relais du PSRE, non seulement pour préserver les acquis de ce dernier, mais aussi, et surtout, pour accroître les possibilités de croissance économique en compatibilité avec la création du maximum d'emplois. De durée quinquennale, le PCSC sera exécuté sur une période de 2005-2009, l'enveloppe initiale qui lui était affectée s'élevait à 4 203 milliards DA (soit environ 55 milliards de dollars) a plus que doublé, passant à pas moins de 8 705 milliards (environ 114 milliards de dollars) due à l'incorporation du précédent portefeuille de programmes, des budgets supplémentaires, et l'adjonction de nouveaux programmes pour les régions du Sud et des Hauts Plateaux. Le PCSC allouait 85 % pour améliorer les conditions de vie de la population, en investissant massivement dans le logement et la formation, et le développement des infrastructures de base (transports, eau, rénovation urbaine).

Les financements restants visent à soutenir le développement économique (l'agriculture est largement ciblée), à moderniser le service public et à développer de nouvelles technologies. Les principaux objectifs du PCSC sont<sup>32</sup> :

- Le rééquilibrage territorial à travers le développement et la modernisation du réseau routier et ferroviaire ;
- L'amélioration des conditions de vie en matière d'habitat et d'accès aux soins ;
- La prise en charge de besoins croissants en matière d'éducation, d'enseignement supérieur et de formation ;
- Le desserrement de la contrainte en matière de ressources en eau ;
- Le développement et la modernisation du service public.

---

<sup>30</sup> BENABDALLAH Y. (2008) « Le développement des infrastructures en Algérie : quels effets sur la croissance économique et l'environnement de l'investissement ? », *CREAD*, Alger, P. 16.

<sup>31</sup> Op.cit. Rapport N° 36270 – DZ, P.1.

<sup>32</sup> Op.cit. Achour T. Y., (2014), P 33.



Le programme d'investissement public retenu pour la période allant de 2010 à 2014 implique des engagements financiers de l'ordre de 21 214 milliards DA (l'équivalent de 286 milliards de dollars) et concerne deux volets : le parachèvement des grands projets déjà entamés, notamment dans les secteurs du rail, des routes et de l'eau, pour un montant de 9 700 milliards DA (équivalent à 130 milliards de dollars) et 156 milliards de dollars pour les nouveaux projets dont 40% pour le développement humain ( éducation, hôpitaux, électricité, logements) et 60% pour les infrastructures de base et secteur public ( route, transports en tout genre, environnement, développement agricole et rurale, promotion de la PME).

Ce programme vise la réalisation de six objectifs<sup>33</sup> à savoir : l'amélioration du développement humain, la poursuite du développement des infrastructures de base et l'amélioration du service public, le développement de l'industrie, l'encouragement à la création d'emplois et le développement économique.

Le programme de 2010-2014 réserve plus de 40% de ses ressources à l'amélioration du développement humain avec notamment<sup>34</sup> :

- Près de 5000 établissements de l'Education nationale (dont 1000 collèges et 850 lycées), 600.000 places pédagogiques universitaires et 400.000 places d'hébergement pour les étudiants, et plus de 300 établissements de formation et d'enseignement professionnels ;
- Plus de 1500 infrastructures de santé dont 172 hôpitaux, 45 complexes spécialisés de santé, et 377 polycliniques, ce à quoi s'ajoutent plus de 70 établissements spécialisés au bénéfice des handicapés ;
- 2 millions de logements, dont 1,2 million étaient livrés durant le quinquennat, le reste devait déjà être mis en chantier avant la fin de l'année 2014 ;
- Le raccordement d'un million de foyers au réseau du gaz naturel et l'alimentation de 220.000 foyers ruraux en électricité ;
- L'amélioration de l'alimentation en eau potable, notamment, avec la réalisation de 35 barrages et de 25 systèmes de transfert d'eau, et l'achèvement de toutes les stations de dessalement d'eau de mer en chantier ;
- Plus de 5.000 infrastructures pour la jeunesse et les sports dont 80 stades, 160 salles polyvalentes, 400 piscines et plus de 200 auberges et maisons de jeunes ;

---

<sup>33</sup> Direction générale de trésor, l'Algérie le plan d'investissements publics 2010-2014 ; publication des services économique, novembre 2011.

<sup>34</sup> Ministère de l'industrie et la promotion de la PME (2011), disponible sur le site [www.mipmepi.gov.dz/IMG/PDF/001.pdf](http://www.mipmepi.gov.dz/IMG/PDF/001.pdf)

- Ainsi que d'importants programmes pour les secteurs de moudjahidine, des affaires religieuses, de la culture et de la communication.

Par ailleurs, ce programme d'investissements publics réserve, aussi, près de 40% de ses ressources à la poursuite du développement des infrastructures de base et à l'amélioration du secteur public, avec notamment<sup>35</sup> :

- Plus de 3.100 milliards DA destinés au secteur des travaux publics pour poursuivre l'extension et la modernisation du réseau routier, et l'augmentation des capacités portuaires ;
- Plus de 2.800 milliards DA réservés au secteur des transports en vue de moderniser et d'étendre le réseau de chemin de fer, d'améliorer le transport urbain (ainsi que la réalisation de tramways à travers 14 villes), et de moderniser les infrastructures aéroportuaires ;
- Près de 500 milliards DA pour l'aménagement du territoire et l'environnement ;
- Près de 1.800 milliards DA pour l'amélioration des moyens et des prestations des collectivités locales, du secteur judiciaire, et des administrations de régulation fiscale, commerciale et du travail.

Outre le volume d'activités qu'il générerait pour l'outil national de réalisation, le programme quinquennal a réservé aussi plus de 1.500 milliards DA à l'appui au développement de l'économie nationale, avec notamment <sup>36</sup>:

- Plus de 1000 milliards DA affectés au soutien du développement agricole et rural mis en route depuis l'année dernière ;
- Près de 150 milliards DA à la promotion de la petite et moyenne entreprise, à travers la réalisation de zones industrielles, le soutien public à la mise à niveau ainsi que la bonification de crédits bancaires pouvant atteindre 300 milliards DA pour cette même fin.

Le développement industriel a mobilisé aussi plus de 2000 milliards DA de crédits bancaires bonifiés par l'Etat pour la réalisation de nouvelles centrales électriques, le développement de l'industrie pétrochimique et la modernisation des entreprises publiques.

L'encouragement de la création d'emplois a bénéficié, quant à lui, de 350 milliards DA sur le programme quinquennal, pour accompagner l'insertion professionnelle des diplômés

---

<sup>35</sup> Ibidem

<sup>36</sup> Ibid. p3

universitaires et de la formation professionnelle, soutenir la création de microentreprises et financer les dispositifs d'emploi d'attente. Les résultats des encouragements publics à l'emploi venaient s'ajouter au volume massif des recrutements qui découlaient de la réalisation du programme quinquennal et des effets de la croissance économique. Tout cela permettait de concrétiser l'objectif de création de trois millions d'emplois durant les cinq années passées. Par ailleurs, le programme 2010-2014 réserve également un montant de 250 milliards DA au développement de l'économie de la connaissance à travers le soutien à la recherche scientifique et la généralisation de l'enseignement et de l'usage de l'outil informatique dans tout le système national d'enseignement et dans le service public <sup>37</sup>.

### **Section 02 : Evolution de la politique monétaire en Algérie**

La politique monétaire vise à agir de façon globale sur les variables économiques : prix, niveau d'activité, emploi et équilibre externe. Cette action s'exerce par le truchement de variables monétaires elles-mêmes imparfaitement contrôlables et qu'elle se donne pour mission de maîtriser. Ce sont ces variables appelées « objectifs intermédiaires » qui sont l'objet de la politique monétaire. Les objectifs intermédiaires sont les taux d'intérêt, les agrégats monétaires et de crédit et le taux de change.

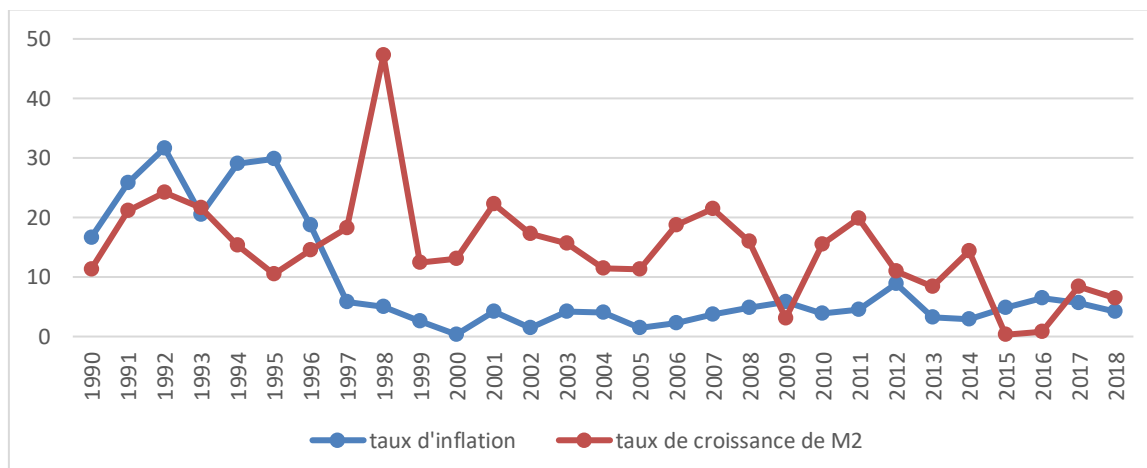
La politique monétaire est délicate à mettre en œuvre. L'utilisation d'un agrégat monétaire comme objectif intermédiaire de la politique monétaire, nécessite qu'il soit un bon indicateur de l'évolution des prix. En plus de sa propriété de contrôlabilité, sa demande devrait être suffisamment stable et aussi moins sensible que possible au taux d'intérêt.

L'objectif principale de la politique monétaire en Algérie est de lutter contre l'inflation mesurée par le taux moyen de l'indice des prix à la consommation, plus précisément de réduire l'inflation à un niveau acceptable pouvant être contrôlé tel qu'il a été annoncé dans le rapport de la banque d'Algérie en 2003 : « *l'objectif ultime de la politique monétaire exprimé en terme de stabilité à moyen terme des prix, à savoir une inflation inférieure à 3%* ». L'évolution sur la période 1990-2018 du taux d'inflation et du taux de croissance de la masse monétaire est représentée sur la figure ci-dessous:

---

<sup>37</sup> Ibidem

Figure n°1 : Evolution du taux d'inflation et du taux de croissance de la masse monétaire



Source : la banque d'Algérie

D'après cette figure (n°1), l'évolution du taux d'inflation passe par plusieurs périodes :

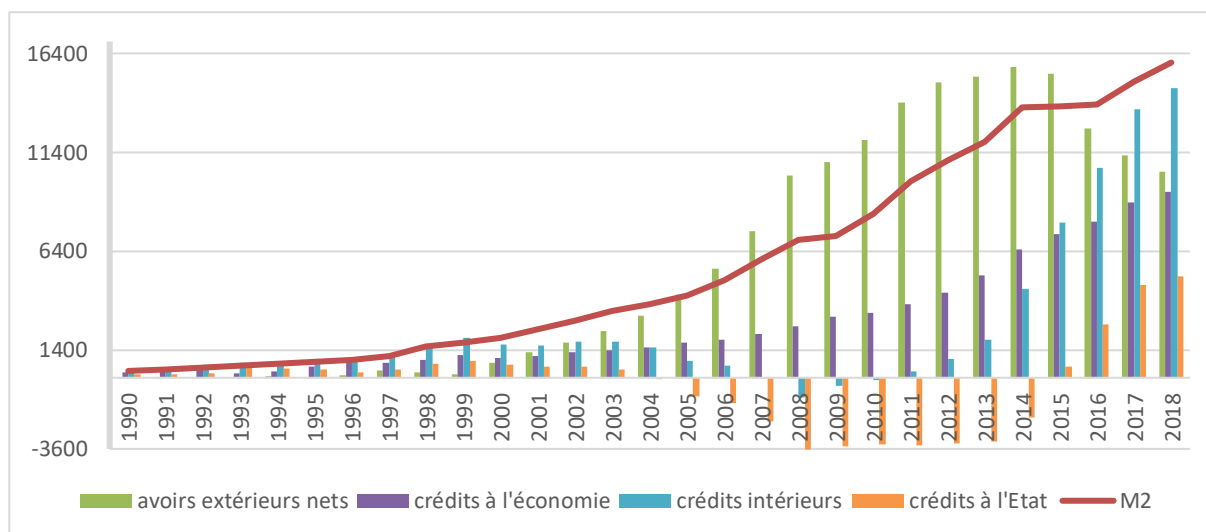
- **De 1990 à 1995** : cette période est caractérisée par un fort taux d'inflation. En effet, le taux d'inflation passe de 16.65% à 29.78%, avec un pic en 1992 de 31.67%. Cette augmentation est liée à la demande solvable de plus en plus importante, face à une offre rigide régulée en grande partie par les importations associées à une libéralisation des prix. De plus, durant cette période, la politique monétaire se présente comme un élément de la politique de stabilisation et du PAS (1990-1994). Ainsi, la politique d'ajustement structurel menée en étroite collaboration avec le FMI s'est traduite par l'encadrement de la masse monétaire et une baisse significative de la liquidité dans l'économie au cours de la période 1992-1994.
- **De 1996 à 2005** : la mise en œuvre des programmes d'ajustement structurel a permis la lutte efficace contre l'inflation en Algérie dans la mesure où le taux d'inflation est passé de 29.78% à 4,95% entre le début et la fin des programmes.  
L'inflation semble être maîtrisée en termes d'objectif vu que le taux d'inflation est passé de 2,65% en 1999 à 1,38% en 2005. Cette décélération s'explique par la baisse des prix de produits alimentaires, et le retour des prix pétroliers à leur niveau normal. De plus, la banque d'Algérie, durant cette période, a augmenté le taux de réserves obligatoires et a repris directement des liquidités sur le marché monétaire, ce qui a permis de prévenir les pressions inflationnistes qui pourraient être générées et développées par l'excédent de l'offre de monnaie.
- **2006 à 2018** : en 2006, l'inflation est contenue, se positionnant à un taux de 2,31% elle atteint 4.86 % en 2008, et 4.27% en 2018. Durant cette dernière période, le taux

d'inflation est instable avec deux pics importants l'un en 2009 avec 5.73 % et l'autre 8.89% en 2012. En 2013, le taux d'inflation baisse jusqu'à 3.25%, grâce à une politique monétaire prudente, de la consolidation budgétaire mais aussi des actions des pouvoirs publics destinées à maîtriser et à améliorer les circuits de distribution des biens de grande consommation. La conduite de la politique monétaire par la banque d'Algérie qui est demeurée prudente, a contribué à cette bonne tenue de l'inflation en contexte d'excès structurel de liquidité sur le marché monétaire. En 2015 et 2016, l'inflation s'est accélérée alors que l'expansion de la masse monétaire (M2) n'a pas progressé, respectivement, que de 0,13 % et 0,79 %. Inversement, en 2017, la reprise, quoique relativement faible, de l'expansion monétaire, notamment de M2 hors hydrocarbures, s'est accompagnée d'une décélération de l'inflation, y compris de l'inflation structurelle. Le rythme annuel moyen de l'inflation, qui s'était accéléré durant douze (12) mois consécutifs jusqu'au mois de Mars 2017 (7,07 %), s'était ralenti au cours du second semestre de 2017 pour atteindre 5,59 % en décembre. Cette décélération s'est poursuivie jusqu'au mois d'Avril 2018 (4,33 %) pour ensuite amorcer une légère hausse et s'établir à 4,58 %, à Juin 2018.

La politique monétaire des années 1990 constituait un élément de la planification financière dont le rôle principal était l'ajustement de l'offre à la demande de la monnaie centrale. Néanmoins, dès la promulgation de la loi bancaire, et suite aux problèmes d'équilibre de la balance des paiements, la politique monétaire utilisait des méthodes directes pour contrôler l'expansion du volume des crédits par la fixation pour chaque banque, d'un plafond de crédit à distribuer. La figure n° 2 montre l'évolution de la masse monétaire (M2) et ses contreparties sur la période allant de 1990 jusqu'à 2018.

Ainsi, l'analyse de la situation monétaire constituée des agrégats monétaires et de crédit, montre que son évolution est tirée de celle de l'agrégat des avoirs extérieurs nets, comme facteur instrumental. En effet, la figure ci-dessous montre clairement que depuis 2005, les avoirs extérieurs nets dépassent largement les liquidités monétaires à savoir la masse monétaire et constituent ainsi la seule source de création monétaire. Le parachèvement de la conduite soutenue de la stratégie de désendettement extérieur (2004-2006) a débouché sur une accumulation plus importante des réserves officielles de change au cours des années 2007-2008, source principale de l'expansion monétaire.

Figure n°2 : Évolution des contreparties de la masse monétaire



Source : la banque d'Algérie

Après un trend baissier en la matière, l'année 2009, sous l'effet du choc externe inhérent à la grave crise économique mondiale, s'est caractérisées par des rythmes de croissance modérés des agrégats de monnaie. Entre 2010 et 2012, le taux de croissance de la masse monétaire passe de 15.44% à 10.91% en raison de l'augmentation d'épargne financière et les avoirs extérieurs des exportations hydrocarbures. Pour l'année suivante, le taux de croissance s'élève à 8.41 %. Cette baisse est le résultat des effets conjugués d'une baisse de la part relative des dépôts bancaires à vue, d'une augmentation de celle des dépôts aux comptes courants postaux et au Trésor, ainsi que celle de la quasi-monnaie, le tout dans un contexte de stabilisation de la part relative de la circulation fiduciaire. En 2015 et 2017, les avoirs extérieurs nets ont diminué de 2,28% et 10,9%. Cette faible contraction, malgré la forte érosion des réserves de change exprimées en dollars, s'explique par la dépréciation du dinar vis-à-vis du dollar US.

Les crédits nets à l'Etat ont encore augmenté de 74,9 %, passant de 2 682,2 milliards de dinars en fin 2016 à 4 691,9 milliards de dinars en fin 2017, sous l'effet de la hausse des créances de la Banque d'Algérie sur le Trésor qui passent de -870,1 milliards de dinars à fin 2016 à 1 967,4 milliards de dinars en fin 2017 et en dépit de la baisse des créances des banques sur l'Etat (-11,0 %). Les crédits nets de l'Etat ont encore augmenté de 9,51 %, passant de 4691,9 milliards de dinars, en fin Décembre 2017 à 5138,1 milliards de dinars, en fin Juin 2018, sous l'effet, principalement, de l'augmentation des créances nettes de la Banque d'Algérie sur le Trésor qui passe de 1967,4 milliards de dinars en fin Décembre 2017 à 2316,6 milliards de dinars en fin Juin 2018 (injection de monnaie).

Les crédits à l'économie, hors rachats de créances non performantes, se sont accrus de 12,3 % en 2017 contre 8,4 % en 2016 pour atteindre 8 880,9 milliards de dinars. En revanche, les crédits à l'économie ont poursuivi leur progression, au cours du premier semestre de 2018, au rythme de 5,95 % contre 7,05 % au premier semestre de 2017 et 4,87 % au second.

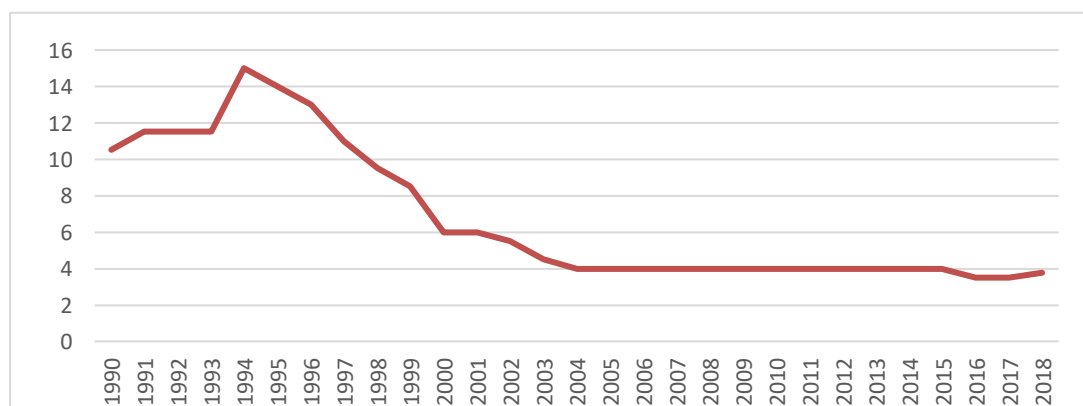
Avec un flux net de crédits supplémentaire de 528 milliards de dinars, au premier semestre de 2018, les crédits à l'économie ont le plus contribué à l'accroissement de la masse monétaire; l'accroissement des crédits nets à l'Etat ayant été de 446,2 milliards de dinars.

Concernant le taux d'escompte, qui représente en Algérie le taux directeur, permet à la banque centrale de refinancer les banques commerciales en leur rachetant des effets représentatifs de crédits accordés aux agents économiques en garantissant l'accès à la liquidité, à un prix connu à l'avance. D'après la figure n° 3, le taux de d'escompte a connu une augmentation jusqu'à 1994, puis a diminué pour se stabiliser à 4 à partir de 2004.

Durant la période (1990 -1993), la politique monétaire a fait recours aux instruments directs tels que l'encadrement du crédit bancaire et la fixation de plafonds de réescompte pour les banques commerciales.

En revanche, avec la mise en œuvre des programmes de stabilisation et d'ajustement structurel (1994-1998), on a assisté à la libéralisation de la politique monétaire par la substitution des instruments indirects aux instruments directs dans le but de contribuer à faire face au déséquilibre économique du pays.

**Figure n° 3: Evolution du taux d'escompte sur la période allant de 1990 à 2018**



Source : la banque d'Algérie

Au cours de la période 1994-1998, l'objectif intermédiaire principal était l'agrégat des avoirs intérieurs nets de la banque d'Algérie. Depuis le second semestre de l'année 2001, et suite à la surliquidité bancaire et l'accroissement des avoirs extérieurs nets, la base monétaire a été devenue l'objectif intermédiaire de la politique monétaire. Ainsi, les banques ne recourent plus à la banque centrale, et le marché monétaire devient hors banque et représente le seul canal de transmission de la politique monétaire.

Depuis 2002, la banque d'Algérie mène une politique active visant à résoudre le problème de surliquidité essentiellement due au gonflement des réserves de change. Afin de contrôler la liquidité globale, la banque d'Algérie a eu recours à la manipulation du taux de réserves obligatoires et à la reprise directe de liquidité. De plus, en raison du caractère structurel de l'excès de liquidité, la banque d'Algérie a introduit durant le second semestre de 2005 deux nouveaux instruments indirects : la reprise de liquidité à fréquence trimestrielle et la facilité de dépôt rémunérée<sup>38</sup>. À partir de 2008 et avec la mise en place d'une fourchette de taux d'intérêt, la banque d'Algérie accorde une attention grandissante au taux d'intérêt à court terme au niveau opérationnel (Banque d'Algérie, 2008). L'année 2013, a été marquée par l'introduction des reprises à six mois dès Janvier.

Les taux appliqués aux opérations de reprise de liquidité à 7 jours, 3 mois et 6 mois et de la facilité de dépôt à 24 heures rémunéré par la Banque d'Algérie restent fixés respectivement à 0,75%, 1,25%, 1,50% et 0,30%. Au cours de la période 1990/2000, l'inflation a augmenté de 17%. La poussée inflationniste de 2013 (3,25%) a été résorbée en partie et l'inflation n'a atteint que 2,92% en 2014, ce qui témoigne de l'efficacité des instruments indirects de la politique monétaire.

L'évolution des facteurs autonomes, en dépit du refinancement de la Banque d'Algérie à partir d'août 2016, s'est traduite par un amenuisement de la liquidité bancaire de 1 011,7 milliards de dinars. Face à la tendance baissière de l'excès de liquidité bancaire, liée au fait que les montants des ponctions de liquidité sont devenus supérieurs aux montants des apports de liquidité, la Banque d'Algérie a suspendu les opérations de reprise de liquidité après en avoir réduit graduellement les seuils de reprise et ramener à zéro la rémunération des opérations de facilités de dépôts. Ce qui a incité les banques à offrir leurs excédents de ressources sur le marché monétaire interbancaire, et a réactivé les opérations de réescompte d'effets privés et publics,

---

<sup>38</sup> <https://www.memoireonline.com/03/17/9707/Estimation-et-stabilite-de-la-fonction-de-demande-de-monnaie-en-Algerie.html>

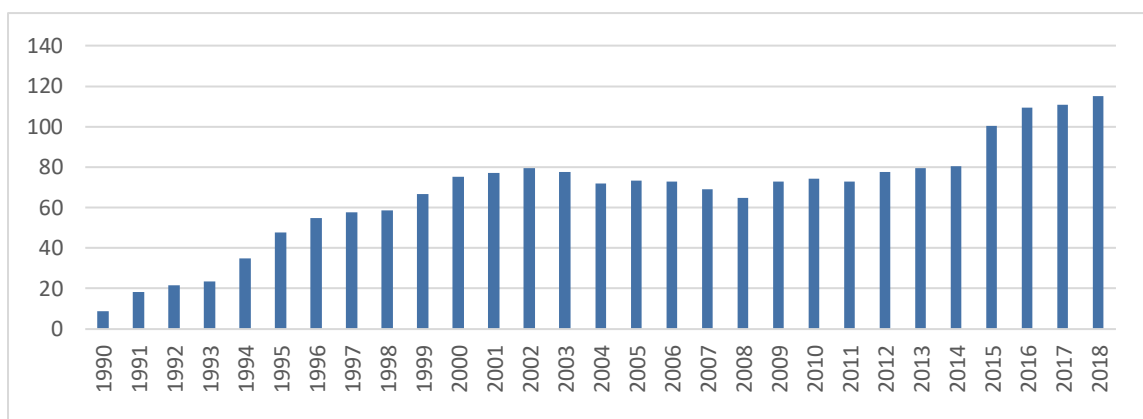


également a baissé son taux de 4 à 3,5 % tout en se préparant à lancer les opérations d'Open Market en début 2017.

En 2015 et 2016, au titre des facteurs autonomes, les montants de ponction de la liquidité (déficit du solde global de la balance des paiements et augmentation de la circulation fiduciaire) étaient supérieurs aux montants d'injection de liquidité (crédits nets à l'Etat). Dans ces conditions et après avoir réactivé, pour un temps, les opérations de réescompte en Août 2016, la Banque d'Algérie a réintroduit les opérations du marché (Open Market), l'injection de liquidité à diverses échéances en Mars 2017 avec l'objectif de faire du taux d'intérêt des opérations à sept (07) jours le principal canal de conduite de la politique monétaire (taux directeur). Ces opérations d'injection de liquidité, dont l'encours a atteint 595,6 milliards de dinars en Octobre 2017, et ont permis de contenir la forte baisse de liquidité bancaire et de la maintenir, jusqu'à cette date, à un niveau compatible avec la croissance des crédits à l'économie qui a atteint 12,3 % en 2017 contre 8,7 %.

Cette situation monétaire s'accompagne d'une politique de « flottement contrôlé » du dinar visant à stabiliser le taux de change réel autour de son niveau d'équilibre, qui est une variable cible de la politique de change de la banque d'Algérie. Depuis Janvier 1974, le taux de change du dinar algérien est rattaché à un panier de monnaies où le dollar USD possédait un coefficient de pondération relativement élevé en raison de l'importance des recettes provenant des exportations des hydrocarbures et de paiements au titre du service de la dette. Le régime du taux de change de l'Algérie est, depuis 1995, un régime de flottement dirigé sans annonce préalable de la trajectoire de ce taux. Un marché interbancaire a été établi en 1996 pour permettre une libre détermination du taux de change (le taux de change du dinar est déterminé par le libre jeu de l'offre et de la demande avec les interventions de la banque centrale sur le marché interbancaire des devises pour ajuster les fluctuations du cours du dinar). En mois de Décembre de la même année, la banque d'Algérie a donné son autorisation à l'ouverture des bureaux de change. Ensuite après le choc externe de 1998-1999, les réserves de change n'étaient que de 6.8 milliard de dollar ce qui a amené à une dépréciation du taux de change du dinar. Durant les années 2000, la bonne tenue des fondamentaux de l'économie nationale, notamment le niveau des prix du pétrole, ont permis de stabiliser le taux de change effectif réel à son niveau d'équilibre fondamental de l'année 2003. Cela s'est traduit, dès cette année, par une appréciation progressive du dinar contre le dollar; le cours passant 79,68 dinars pour un dollar en 2002 à 64,58 dinars pour un dollar en 2008, soit une appréciation de 23,4 % sur la période (d'après la figure suivante).

Figure n°4: Evolution du taux de change officiel (USD/DZD)



Source : la banque mondiale

Au cours de l'année 2009, les fondamentaux de l'économie nationale ont connu une forte détérioration, dans le sillage de la crise économique et financière internationale. Les prix du pétrole ont, ainsi, chuté de 37,7 %, passant de près de 100 dollars le baril en 2008 à 62,3 dollars le baril en 2009, entraînant une chute des recettes d'exportation d'hydrocarbures. Ces évolutions ont engendré une dépréciation du dinar par rapport au dollar, de 11,1 %, en 2009 et de 2,1 % par an sur la période 2010-2013. L'effondrement du prix du pétrole à partir du deuxième semestre de 2014 s'est traduit, en 2015, par un déficit du compte courant extérieur de 16,4 % du PIB et un déficit budgétaire de 15,3 % du PIB.

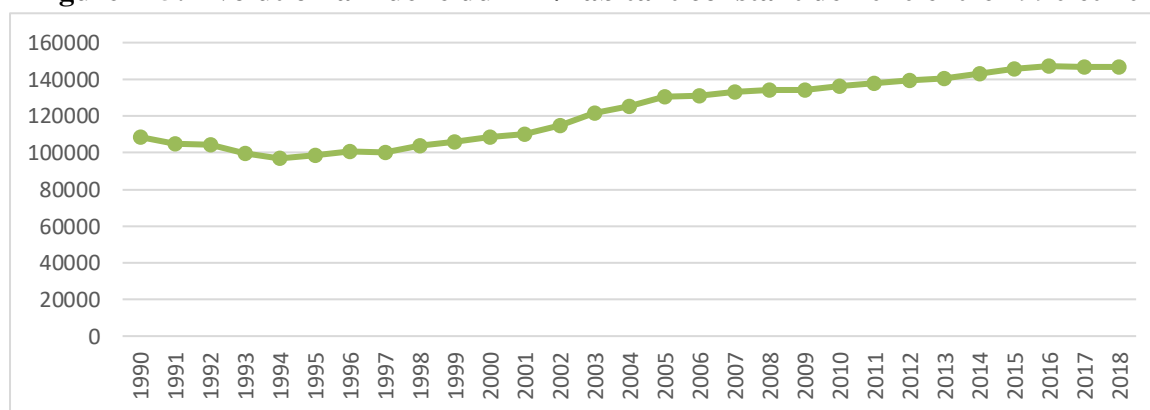
Cette détérioration a entraîné une dépréciation du dinar, en moyenne annuelle, de 19,8 % vis-à-vis du dollar entre 2014 et 2015. A partir de Juin 2016, dans un contexte de quasi stabilité, en cours de fin de période, des cours de change euro/dollar sur les marchés internationaux de change entre Juin 2016 et Juin 2017, le second semestre de 2016 et le premier semestre de 2017 ont connu une relative stabilisation du cours de change du dinar vis-à-vis des deux principales monnaies de règlement de l'Algérie. Cependant, sur l'ensemble de l'année 2017, l'euro a enregistré une appréciation sensible de 12,4 % par rapport au dollar (entre Décembre 2016 et Décembre 2017). En conséquence, le dinar s'est déprécié de 1,3 % vis-à-vis de la monnaie américaine. En cours de fin de période, le dinar s'est déprécié de 3,8 % par rapport au dollar, entre fin Décembre 2016 et fin Décembre de l'année d'après. Entre Décembre 2017 et Mars 2018 le dinar s'est légèrement apprécié face au dollar de 0,86 %. Inversement, entre Mars et Juillet 2018, le dinar s'est déprécié face au dollar de 3,09 %.

Ces évolutions traduisent, ainsi, des ajustements limités du cours de change du dinar par rapport au dollar, en relation avec l'évolution de son cours sur les marchés internationaux, en contexte

de relative amélioration des fondamentaux (meilleure tenue des prix du pétrole et dans une moindre mesure, réduction du différentiel d'inflation).

Notons que l'objectif ultime de la politique monétaire, en plus de la maîtrise d'inflation, est de réaliser une croissance économique durable. Les indicateurs permettant de mesurer la croissance économique sont très variés, tels que le PIB et le PIB par habitant, ce dernier est considéré comme l'un des indicateurs économiques les plus significatifs, son évolution sur la période 1990-2018 est représentée sur la figure suivante:

Figure n°5: Évolution annuelle du PIB/habitant constant de 2010 entre 1990 et 2018



Source : la banque mondiale

L'évolution du PIB par habitant de l'Algérie peut être classée en trois périodes distinctes :

- **1990-1995** : cette période est caractérisée par une baisse continue du PIB par habitant, qui passe de 108726.1 millions de dinars à 98642.4 millions de dinars en 1995. Au début des années 90, l'investissement public a été considérablement réduit à un peu plus de 6,2% en 1991. Cela n'a pas empêché une envolée des déficits budgétaires, qui ont atteint un niveau de -8,3 % du PIB en 1993. Ces taux de croissance médiocres étaient dus à l'aggravation de la situation économique et financière en 1994 qui a conduit les autorités à mettre en place un programme de réformes structurelles imposé par le FMI, et à entamer des négociations pour le rééchelonnement de la dette extérieure. Ces réformes ont jeté les bases d'une reprise de la croissance. Mais au début, les réformes étant lentes et la récession se faisait durement ressentir, et on assistait à l'aggravation des troubles civils.
- **1996-2000** : pendant cette période-là, le niveau du PIB par habitant de l'économie algérienne est resté stable. La situation politique et sociale du pays marquée par une forte instabilité de l'environnement politique et des problèmes de sécurité ont engendré

la détérioration du niveau de vie de la population, et ont freiné l'initiative privée et la mise en œuvre des réformes économiques.

- **2000-2018** : entre 2001 à 2005, l'économie a pris son envol. La manne pétrolière a aidé d'autres secteurs à atteindre des taux de croissance élevés. C'est le cas des secteurs de la construction, des télécommunications et des services. Le PIB par habitant a atteint 130 646.9 millions de dinars en 2005 contre 110 106.7 millions de dinars seulement en 2001. À partir de 2006, le PIB par habitant a enregistré une croissance molle et cela, malgré un volume important d'investissements publics injectés dans l'économie au cours de cette période. En 2015, le PIBH connait de nouveau une diminution causée principalement par la chute brutale des prix du pétrole et le ralentissement de la production des hydrocarbures. Ceci est dû aux faiblesses structurelles de l'économie algérienne ainsi que son extrême dépendance vis-à-vis des hydrocarbures qui influent sur la croissance du PIB par habitant. En revanche, il reprend son mouvement à la hausse en 2017, une croissance positive générée principalement de la croissance des secteurs hors hydrocarbures.

### **Conclusion**

L'évolution de la politique monétaire suivait les mutations de l'économie algérienne. En effet, durant la période de planification, caractérisée par la centralisation des décisions, la politique monétaire s'inscrivait dans le cadre d'une politique économique centralisée, les instruments de la politique monétaire étaient, du coup, inopérants puisque la banque centrale n'a aucun pouvoir sur les banques commerciales.

Avec l'instauration de la LMC en 1990 et l'adoption d'un plan d'ajustement structurel à partir de 1994, la banque centrale retrouve son autonomie et une politique monétaire a été définie avec une instrumentation. Cette politique a permis de réaliser des résultats satisfaisants dans le domaine de la maîtrise de l'inflation notamment à partir de 1996.

A partir de 2000, l'autonomie de la banque centrale est remise en cause. En effet, les modifications apportées par les ordonnances de 2001 et 2003 ont réduit sensiblement l'indépendance de la banque d'Algérie. Le paysage économique algérien se caractérisait par de nouvelles données (croissance monétaire positive, une balance des paiements excédentaire et un taux de change élevé), un contexte très différent de celui de la décennie 1990. Cependant, les résultats obtenus, en terme d'inflation sont satisfaisants et cela malgré la politique budgétaire expansionniste menée par l'Etat depuis le début de la décennie 2000.

## Introduction

Il est clair que la croissance économique est influencée, non seulement par chocs économiques exogènes mais aussi par les politiques mises en place par l'Etat pour l'amélioration de la situation économique. Le caractère mono-exportateur de l'économie algérienne implique une remise en question de ses politiques économiques adoptées, et une interrogation sur les conséquences de celles-ci sur sa santé financière. Ceci est dicté par la réalité qu'elle est une économie non diversifiée, où le secteur des hydrocarbures occupe une place prédominante dans notre économie (plus de 70% de ses recettes sont issues des revenus pétroliers).

L'étude économique que nous avons présentée précédemment (chapitre 1), nous a donné une idée générale sur les variables et la méthodologie à utiliser pour illustrer la relation entre la politique monétaire et la croissance économique durant la période (1990-2018). Ainsi, nous proposons dans le présent chapitre une étude économétrique basée sur l'approche ARDL « *bound testing* » développée par Pesaran et al. (2001) permettant d'évaluer empiriquement les liaisons entre les variables pour expliquer la croissance économique, sachant que l'ensemble de variables explicatives sont relevées de la conduite de la politique monétaire de l'Algérie.

Ce chapitre est composé de deux sections. La première section, présente une synthèse sur la modélisation vectorielle tant dit que la seconde servira à présenter la démarche méthodologique suivie pour déterminer l'impact de la politique monétaire sur l'économie algérienne.

### Section 01 : Modélisation vectorielle

La modélisation économétrique classique à plusieurs équations structurelles et réduite, a connu beaucoup de critiques par les deux économistes Granger (1969) et Sims (1980)<sup>39</sup>, la critique principale formulée à l'encontre de ces modèles structurels concerne la simultanéité des relations et la notion de variable exogène; il arrive fréquemment qu'une variable endogène d'une équation apparaisse en tant que variable explicative d'une autre équation, ce double statu de certaines variables entraîne un biais dans les estimations.

---

<sup>39</sup>[https://www.memoireonline.com/11/11/4926/m\\_Relation-investissement-epargne-priee-en-RDC26.html](https://www.memoireonline.com/11/11/4926/m_Relation-investissement-epargne-priee-en-RDC26.html), consulté le 22/03/20

Par défaut, ces critiques découlent d'une autre méthodologie d'estimation, la représentation vectorielle autorégressive (notée VAR), proposée dans les années 1980 par Sims est une généralisation de modèles autorégressifs (noté AR) au cas multivarié. En règle générale, la modélisation VAR consiste à modéliser un vecteur de variables stationnaires, que convient de s'assurer de la stationnarité des variables retenues car cette dernière (stationnarité) constitue est une condition nécessaire pour éviter les régressions fallacieuses.

De telles régressions se réalisent lorsque les variables ne sont pas stationnaires à partir de sa propre histoire et chaque variable est ainsi expliquée par le passé de l'ensemble des variables ou le nombre de décalage (retard) associé à chaque variable dans chaque équation identique.

Les modèles VAR permettent d'analyser les effets de la politique économique, à travers une simulation de chocs aléatoires<sup>40</sup> et de décomposition de la variance de l'erreur. Cependant, cette analyse s'effectue en posant la constance de l'environnement économique «*toutes choses étant égales par ailleurs*»<sup>41</sup>. L'analyse des chocs consiste à mesurer l'impact de la variation d'une innovation sur les variables. Une variation à un instant donné de la fonction des réponses impulsionnelles est trouvée à partir des différentes valeurs calculées suite aux simulations des chocs.

Une première qualité des modèles VAR est qu'ils permettent d'appréhender le comportement dynamique des variables dépendantes linéairement du passé. De plus, en tenant compte des relations entre plusieurs variables, les modèles VAR permettent ainsi d'expliquer, pas uniquement de décrire, l'évolution d'une série. La seconde qualité des VAR est qu'ils évitent d'avoir à décider quelles sont les variables exogènes et endogènes du modèle. Ils comportent seulement des variables endogènes. Le troisième avantage est que les VAR sont des modèles empiriques. Cependant, seules les données décident des relations possibles entre les variables. L'intervention du chercheur pour poser des restrictions ou des hypothèses est quasi absente. Les seules et uniques restrictions dans un VAR sont le choix de variables à inclure dans le modèle et le nombre de retards<sup>42</sup>.

---

<sup>40</sup> Le terme d'innovation est aussi souvent employé.

<sup>41</sup> BOURBONNAIS R. (2015), « Econométrie : cours et exercices corrigés », 9<sup>ème</sup> Edition, DUNOD, Paris, p.284

<sup>42</sup> KOKOU J. (2008). « Prédiction des prix du logement avec des var: l'impact de l'addition des effets spatiaux », mémoire de maîtrise en économie, université du Québec à Montréal, p. 18  
<https://archipel.uqam.ca/1158/1/M10540.pdf>

La modélisation VAR prend en compte des relations existantes entre plusieurs variables, qui permet la mise en évidence des relations causales entre les variables économiques et fournit également des éléments de réflexion propices à la meilleure compréhension des phénomènes économiques. De plus, les processus VAR permettent de connaître le sens de la causalité entre les variables traitées, qui est un point aussi important de mettre en évidence une liaison entre des variables économiques.

La causalité entre deux chroniques est généralement étudiée en termes d'amélioration de la prévision selon la caractérisation de Granger (1969), ou en termes d'analyse impulsionnelle selon les principes de Sims (1980)<sup>43</sup>. Au sens de Granger (1969), une série « cause » une autre si la connaissance du passé de la première améliore la prévision de la seconde. Selon Sims (1980), une série peut être reconnue comme causale pour une autre série, si les innovations de la première contribuent à la variance d'erreur de prévision de la seconde. Entre ces deux principaux modes de causalité, l'approche de Granger (1969) est la plus utilisée dans la recherche. Le fondement de la causalité de Granger (1969) est une relation dynamique entre les variables, le test consiste à poser deux hypothèses : la première peut nous affirmer l'absence de causalité entre les variables, contre l'hypothèse alternative de l'existence de cette dernière.

Cependant, l'utilisation des méthodes VAR n'est pas dépourvue d'inconvénients. En effet, outre les difficultés liées au choix des variables, la principale limite des processus VAR se réfère à l'identification des chocs<sup>44</sup>. En principe, les modèles VAR comportent plusieurs variables et chaque variable est fonction de ses propres valeurs passées, des valeurs passées et présentes des autres variables mais aussi d'un terme d'erreur. Le choc que subira un terme d'erreur affectera immédiatement la variable à laquelle est associée puis, par la suite, les autres variables. Cette relation « choc-terme d'erreur » n'est possible que si le présent terme d'erreur n'est pas corrélé de façon contemporaine avec les autres termes d'erreur du système<sup>45</sup>. Néanmoins, les termes d'erreur sont, en pratique, généralement corrélés. Ils ont donc une composante commune qui ne peut pas être associée à une variable spécifique.

Afin d'analyser la réponse d'une variable aux différents chocs, et la part de chaque choc dans les mouvements de la variable, il faut que les termes d'erreur soient non corrélés entre eux. Dans le cas contraire, il faut répartir les parties communes des termes d'erreur entre les différentes variables. Sinon, l'analyse de la propagation d'un choc n'est pas possible.

---

<sup>43</sup>[https://www.researchgate.net/publication/336115671\\_COINTEGRATION\\_ET\\_CAUSALITE\\_ENTRE\\_GOUVERNANCE\\_ET\\_CROISSANCE\\_ECONOMIQUE\\_CAS\\_DU\\_MAROC](https://www.researchgate.net/publication/336115671_COINTEGRATION_ET_CAUSALITE_ENTRE_GOUVERNANCE_ET_CROISSANCE_ECONOMIQUE_CAS_DU_MAROC) consulté le 25/03/20

<sup>44</sup> KOKOU J. (2008). Op.cit. p. 19

<sup>45</sup> Idem

Si la représentation VAR exige l'utilisation de données stationnaires, il arrive parfois que l'on souhaite travailler avec des variables stationnaires plutôt en niveau qu'en différence première. Dans ce cas, comment régresser des variables non stationnaires ? Et comment savoir si la régression obtenue n'est pas fallacieuse ? C'est alors qu'intervient la notion de Co-intégration introduite par Granger en 1981. L'idée sous-jacente de la Co-intégration est qu'à court terme, les séries traitées peuvent avoir une évolution divergente (elles sont toutes non stationnaires) mais elles vont évoluer ensemble à long terme. Il existe alors une relation stable à long terme entre ces variables.

Pour but de vérifier si la régression effectuée sur des variables non stationnaires ne sera pas fallacieuse, un test de Co-intégration doit être effectué. Pour tester l'existence ou non de la Co-intégration entre les séries, la littérature économétrique a fourni plusieurs approches. Le test de Co-intégration d'Engle et Granger (1987) permet alors de vérifier l'existence de la Co-intégration qu'entre deux séries intégrées de même ordre, si cette condition est vérifiée, on estime par la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) la relation de long terme entre les variables. Pour que la relation de Co-intégration soit acceptée, le résidu issu de cette régression doit être stationnaire. Ainsi, Si le résidu est stationnaire nous pouvons donc estimer le modèle à correction d'erreur (ECM). Engle et Granger (1987)<sup>46</sup> ont démontré que toutes les séries Co-intégrées peuvent être représentées par un modèle à correction d'erreur (ECM) qui intègre à la fois la relation de court et long terme. Le seul inconvénient de cette méthode est qu'elle ne permet pas de distinguer plusieurs relations de Co-intégration. En effet, si on étudie simultanément  $N$  variables avec  $N > 2$ , on peut avoir jusqu'à  $(N-1)$  relations de Co-intégration alors que la méthode d'Engle et Granger (1987) nous permet d'obtenir qu'une seule relation de Co-intégration.

De ce fait, afin de pallier cette difficulté, Johansen (1988) a proposé une approche multivariée de la Co-intégration fondée sur la méthode du maximum de vraisemblance. Le test de Co-intégration est basé sur le rang de la matrice  $\pi$ , car c'est ce rang qui détermine le nombre de relations de Co-intégrations ou de long terme.

Toutefois, bien que le test de Johansen (1988) soit fondé sur une modélisation vectorielle autorégressive à correction d'erreur (VECM), il constitue un remède aux limites du test d'Engle et Granger (1987), il exige aussi que toutes les séries utilisées doivent être intégrées de même ordre, ce qui n'est pas toujours accessible en pratique.

---

<sup>46</sup> Idem, p. 303



Alors, lorsqu'on dispose de plusieurs variables intégrées d'ordres différents, on peut recourir au test de Co-intégration de Pesaran et al. (2001) appelé « test de Co-intégration aux bornes » développé au départ par Pesaran et Shin (1999). C'est l'approche ARDL *Bound testing* (*Autoregressif Distributed Lag*) dans laquelle les variables dépendantes retardées et indépendantes retardées peuvent être introduites dans le modèle.

Le terme « *Autoregressif* » signifie que la variable dépendante retardée peut déterminer la variable dépendante présente, et le terme « *Distributed Lag* » se réfère au retard des variables indépendantes. De ce fait, cette technique peut être utilisée même si la variable indépendante n'entraîne pas une variation instantanée de la variable dépendante comme envisagé dans le modèle théorique.

Néanmoins, pour appliquer la méthode ARDL *Bound testing*, il faut être sûr qu'il n'y a aucune variable  $I(2)$ <sup>47</sup>. La procédure du test de Co-intégration selon l'approche de Pesaran et al. (2001) consiste à tester la nullité conjointe des coefficients des variables en niveau et retardées du modèle. Si l'hypothèse nulle est rejetée, alors il existe une relation de long terme entre les variables, sinon il n'y a aucune relation de long terme entre les variables. Grâce aux valeurs de Fisher obtenues aux valeurs critiques (bornes) simulées pour plusieurs cas et différents seuils par Pesaran et al. (2001), l'on notera des valeurs critiques que la borne supérieure reprenne les valeurs pour lesquelles les variables sont  $I(1)$  et la borne inférieure concerne les variables  $I(0)$ . La relation de Co-intégration existe uniquement si la valeur de la statistique de Fisher est supérieure à la valeur de la borne supérieure.

## Section 02 : Les variables d'étude

Le choix des variables rentrant dans l'analyse dépend du genre de la relation à laquelle on s'intéresse. Dans notre cas, nous essayerons de tester l'impact de la politique monétaire sur la croissance économique en Algérie sur une période allant de 1970 à 2018.

Le choix s'est effectué sur la base de travaux théoriques et des diverses études empiriques portant sur cette problématique, ainsi que les différentes décisions prises par les autorités algériennes s'inscrivant dans l'optique des mesures de la politique monétaire. Par conséquent, les variables retenues dans la modélisation économétrique incluent le PIB par habitant (PIBH) comme variable endogène (ou à expliquer), le taux de change (TCH), le taux d'inflation (INF), la masse monétaire (M2) et le taux d'intérêt (TINT) comme variables exogènes. Toutes les

---

<sup>47</sup> ABDERRAHMANI F. (2017). « Guide pratique des séries temporelles macroéconomiques et financières avec Eviews 9.5 », université de Bejaia, p. 55

variables prises en considération sont en terme réel, transformées en logarithme, et sont issues essentiellement de la base de données de la banque mondiale et des rapports de la banque d'Algérie.

## **2.1. Définition des variables et analyse graphique**

### **2.1.1. Le Produit intérieur brut par habitant**

Le produit intérieur brut par habitant noté **PIBH** en terme réel déflaté par l'IPC est un système permettant de mesurer l'activité économique d'un pays, en se basant sur le revenu moyen de ses citoyens. Pour ce qui est de notre étude, cette variable sera utilisée comme mesure de la croissance économique.

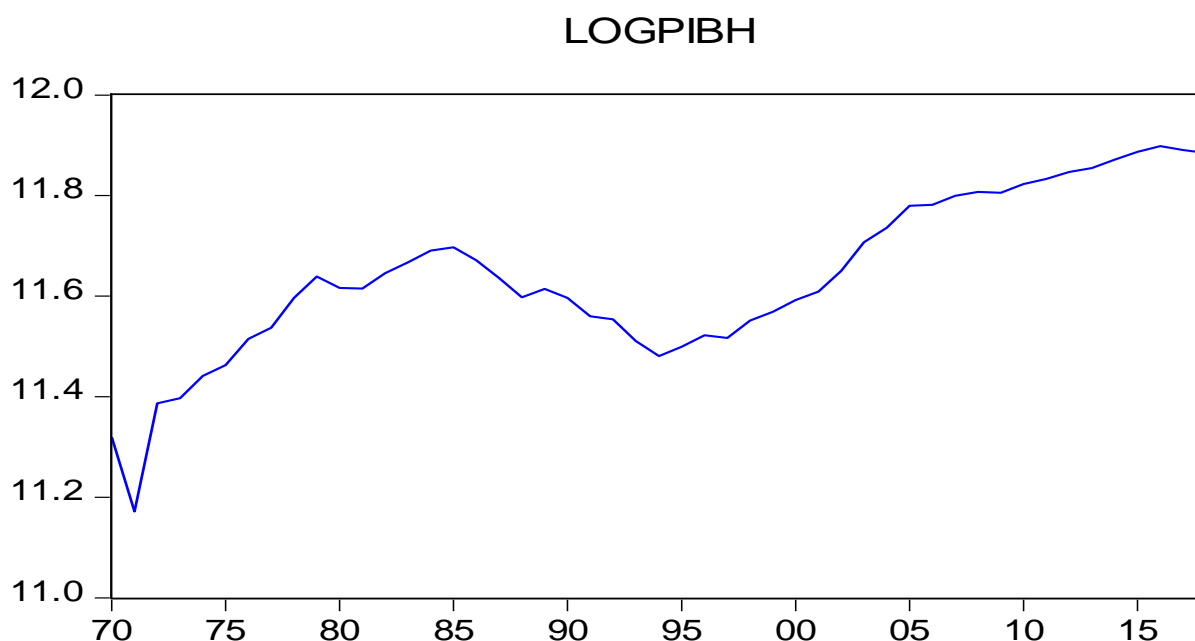
**Tableau n°1: Évolution de la série LOGPIBH sur la période 1970-2018**

**(En milliards de dinars)**

Année	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978
LOGPIBH	11,32	11,17	11,39	11,40	11,44	11,46	11,51	11,54	11,60
Année	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987
LOGPIBH	11,64	11,62	11,62	11,65	11,67	11,69	11,70	11,67	11,64
Année	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
LOGPIBH	11,60	11,61	11,60	11,56	11,55	11,51	11,48	11,50	11,52
Année	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
LOGPIBH	11,52	11,55	11,57	11,59	11,61	11,65	11,71	11,74	11,78
Année	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
LOGPIBH	11,78	11,80	11,81	11,81	11,82	11,83	11,85	11,85	11,87
Année	2015	2016	2017	2018					
LOGPIBH	11,89	11,90	11,89	11,88					

Source : résultat obtenu à partir de logiciel Eviews 10

Figure n°6: Évolution de la série LOGPIBH sur la période 1970-2018



Source : résultat obtenu à partir de logiciel Eviews 10

D'après la figure ci-dessus la série possède une tendance à la hausse. Donc, elle n'est pas stationnaire.

### 2.1.2. Le taux de change

Le taux de change noté **TCH** consiste en la détermination du prix de la monnaie nationale en monnaie étrangère<sup>48</sup>. En Algérie, le taux de change est l'un des éléments importants de la politique monétaire. Dans le cadre de notre travail, cette variable s'avère très importante pour expliquer l'effet de la politique monétaire sur la croissance économique. D'après la figure ci-dessus la série possède une tendance à la hausse. Donc, également, elle n'est pas stationnaire.

Tableau n°2: Évolution de la série LOGTCH sur la période 1970-2018

(En pourcentage)

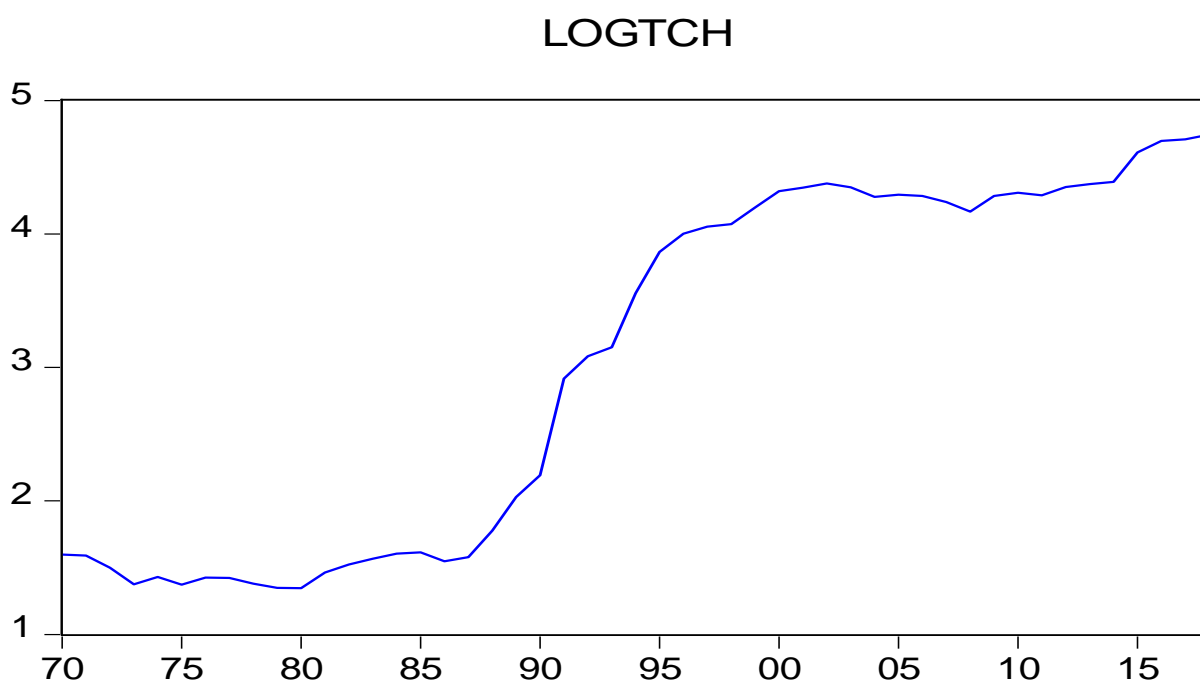
Année	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978
LOGTCH	1,60	1,59	1,50	1,38	1,43	1,37	1,43	1,42	1,38
Année	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987
LOGTCH	1,78	2,03	2,19	2,92	3,08	3,15	3,56	3,86	4,00
Année	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996

<sup>48</sup> DELAPLACE M. (2010). « Monnaie et financement de l'économie ». Edition Dunod, p. 126.

LOGTCH	4,06	4,07	4,20	4,32	4,35	4,38	4,35	4,28	4,06
Année	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
LOGTCH	4,06	4,07	4,20	4,32	4,35	4,38	4,35	4,28	4,29
Année	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
LOGTCH	4,29	4,24	4,17	4,29	4,31	4,29	4,35	4,37	4,39
Année	2015	2016	2017	2018					
LOGTCH	4,61	4,70	4,71	4,74					

Source : résultat obtenu à partir de logiciel Eviews 10

Figure n°7: Évolution de la série LOGTCH sur la période 1970-2018



Source : résultat obtenu à partir de logiciel Eviews 10

### 2.1.3. La masse monétaire

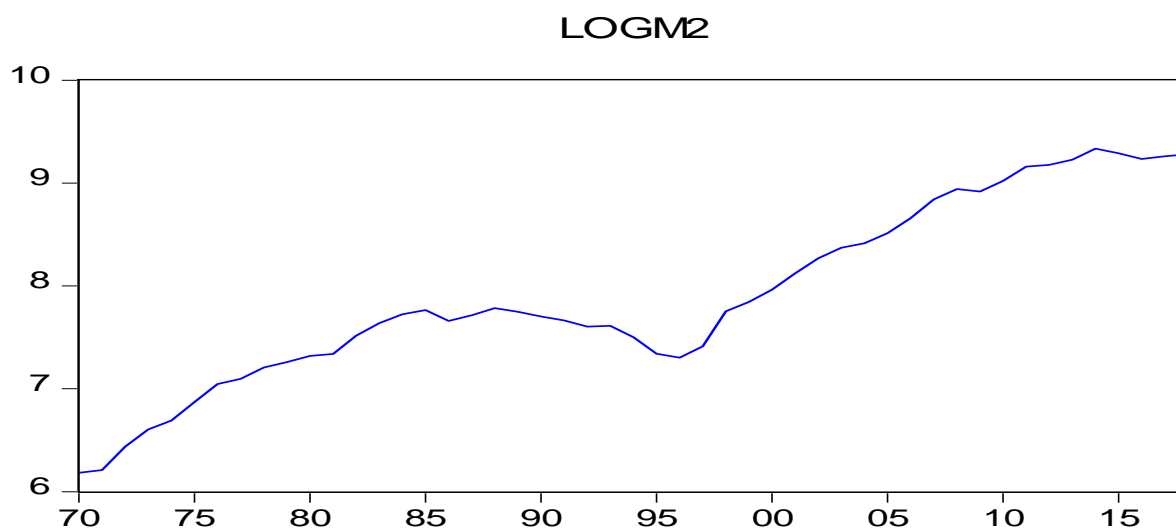
La masse monétaire, notée **M2**, en terme réel déflaté par l'IPC est l'objectif intermédiaire dont disposent les autorités publiques pour mener la politique monétaire et agir sur l'activité économique, en faisant varier les quantités de monnaie présente dans l'économie. La banque d'Algérie admet une politique de contrôle de l'évolution de la masse monétaire et de la liquidité bancaire afin de limiter les risques inflationnistes mais sans compromettre la dynamique d'investissement notamment celle du secteur privé. D'après la figure 8 ci-dessous la série possède une tendance à la hausse. D'où, la non stationnarité.

**Tableau n°3: Évolution de la série LOGM2 sur la période 1970-2018**  
(En milliards de dinars)

Année	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978
LOGM2	6,18	6,21	6,44	6,61	6,69	6,87	7,05	7,10	7,21
Année	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987
LOGM2	7,26	7,32	7,34	7,52	7,64	7,72	7,76	7,66	7,72
Année	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
LOGM2	7,78	7,75	7,70	7,66	7,60	7,61	7,50	7,34	7,30
Année	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
LOGM2	7,41	7,75	7,84	7,96	8,12	8,27	8,37	8,42	8,51
Année	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
LOGM2	8,66	8,84	8,94	8,92	9,02	9,16	9,18	9,23	9,33
Année	2015	2016	2017	2018					
LOGM2	9,29	9,23	9,26	9,28					

Source : résultat obtenu à partir de logiciel Eviews 10

**Figure n°8: Évolution de la série LOGM2 sur la période 1970-2018**



Source : résultat obtenu à partir de logiciel Eviews 10

#### 2.1.4. Le taux d'intérêt

Le taux d'intérêt noté **TINT** représente le prix de location d'une somme de monnaie, c'est-à-dire, le pourcentage par lequel il faut multiplier une somme de monnaie pour obtenir l'intérêt.

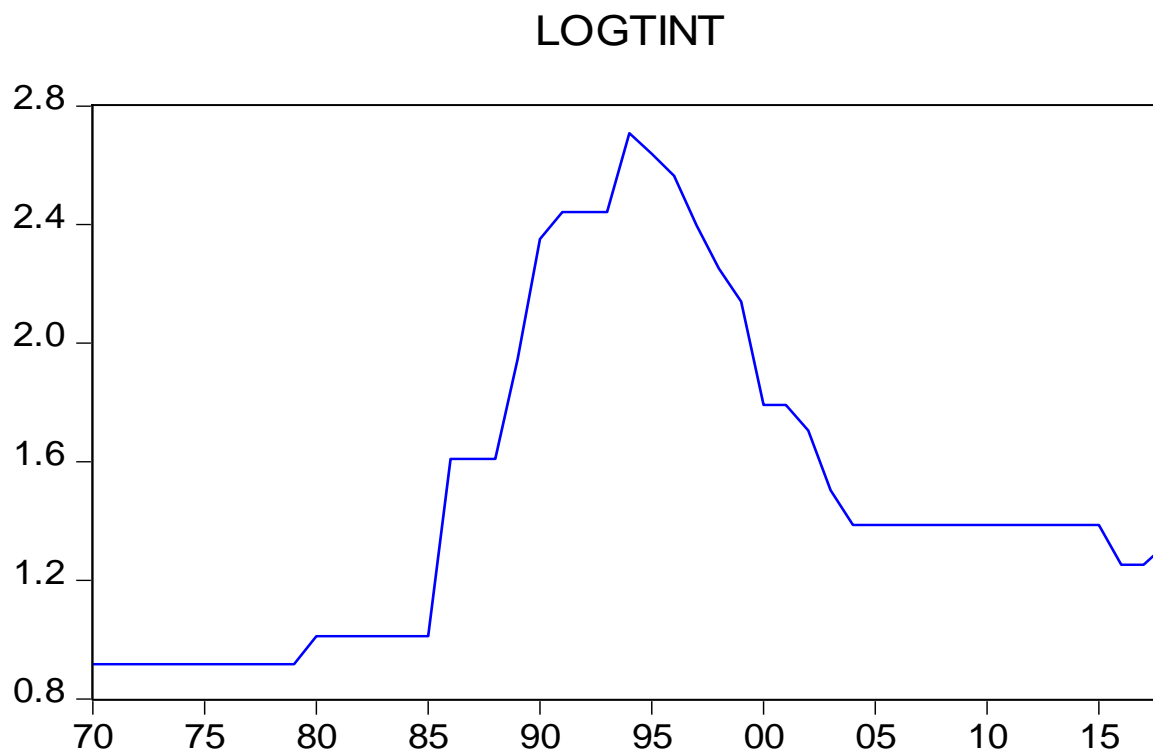
Le niveau des taux d'intérêts constitue un objectif intermédiaire très important de la politique monétaire, tant sur le plan interne que sur le plan externe. Sur le plan interne, il influe sur le niveau d'investissement des entreprises et l'arbitrage entre titres et monnaie. Tant dit que sur le plan externe, il influe sur le mouvement à court terme de capitaux.

**Tableau n°4: Évolution de la série LOGTINT sur la période 1970-2018  
(En pourcentage)**

Année	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978
LOGTINT	0,92	0,92	0,92	0,92	0,92	0,92	0,92	0,92	0,92
Année	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987
LOGTINT	0,92	1,01	1,01	1,01	1,01	1,01	1,01	1,61	1,61
Année	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
LOGTINT	1,61	1,95	2,35	2,44	2,44	2,44	2,71	2,64	2,56
Année	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
LOGTINT	2,40	2,25	2,14	1,79	1,79	1,70	1,50	1,39	1,39
Année	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
LOGTINT	1,39	1,39	1,39	1,39	1,39	1,39	1,39	1,39	1,39
Année	2015	2016	2017	2018					
LOGTINT	1,39	1,25	1,25	1,32					

Source : résultat obtenu à partir de logiciel Eviews 10

Figure n°9: Évolution de la série LOGTINT sur la période 1970-2018 en dinars



Source : résultat obtenu à partir de logiciel Eviews 10.

Clairement, nous observons un pic autour des années 1990, 1995 contrairement aux années 1970 et 1979, où les taux d'escompte sont stables. A partir des années 1995, on remarque une tendance baissière qui finit en stabilité les dix années dernières. En conséquence, la série LOGTINT n'est pas stationnaire.

#### 2.1.5. Le taux d'inflation

L'objectif principal de la politique monétaire était de lutter contre l'inflation mesurée par le taux moyen de l'indice des prix à la consommation, plus précisément de réduire l'inflation à un niveau acceptable pouvant être contrôlée telle qu'il a été annoncé dans le rapport de la banque d'Algérie en 2003. Dans cette étude, l'inflation sera mesurée par son propre taux.

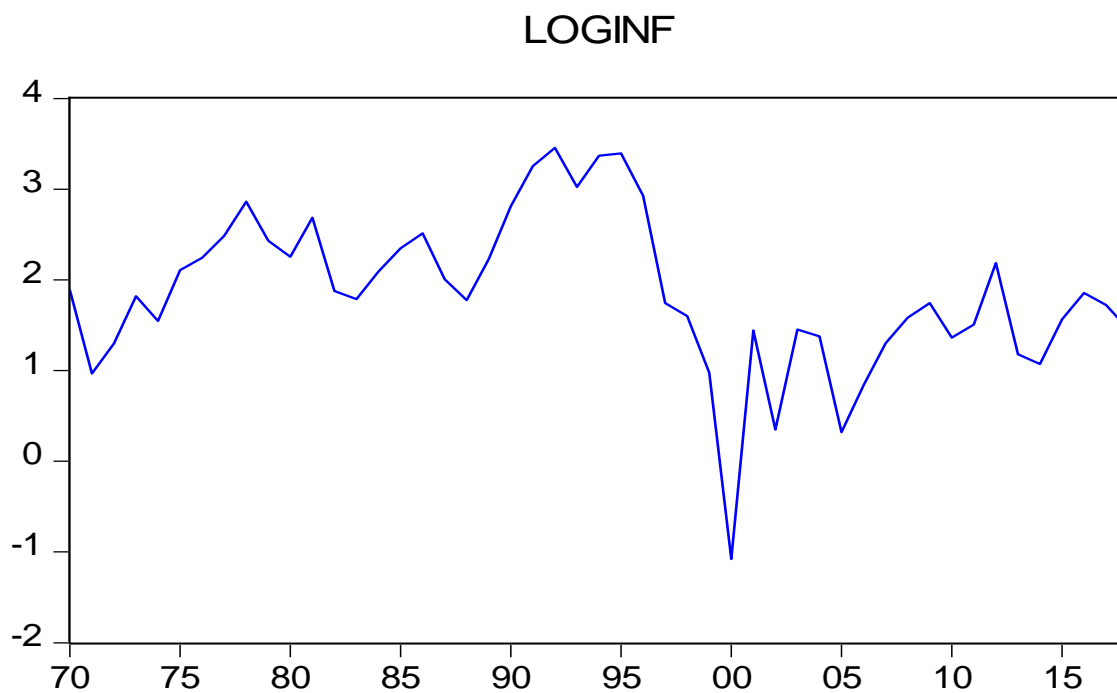
La figure ci-après nous illustre des fluctuations de la série durant toute la période d'étude, sans tendance haussière ou baissière claire sur le long terme, on suppose ainsi que cette série est stationnaire.

**Tableau n°5: Évolution de la série LOGINF sur la période 1970-2018**  
(En pourcentage)

Année	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978
LOGINF	1,89	0,97	1,30	1,82	1,55	2,11	2,24	2,48	2,86
Année	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987
LOGINF	2,43	2,25	2,68	1,88	1,79	2,09	2,35	2,52	2,01
Année	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
LOGINF	1,78	2,23	2,81	3,25	3,46	3,02	3,37	3,39	2,93
Année	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
LOGINF	1,75	1,60	0,97	-1,08	1,44	0,35	1,45	1,38	0,32
Année	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
LOGINF	0,84	1,30	1,58	1,75	1,36	1,51	2,18	1,18	1,07
Année	2015	2016	2017	2018					
LOGINF	1,56	1,86	1,72	1,45					

Source : résultat obtenu à partir de logiciel Eviews 10

**Figure n°10: Évolution de la série LOGINF sur la période 1970-2018**



Source : résultat obtenu à partir de logiciel Eviews 10



**2.2. Spécification du modèle et méthodologie d'estimation**

Pour vérifier si la politique monétaire a un impact sur la croissance économique, et aussi déduire qu'elle est l'outil qu'il faut pour booster la croissance économique, nous allons estimer un modèle autorégressif à retards distribués, en sigle ARDL (*Auto Regressive Distributed Lag model*). Ce modèle, fait partie de la classe des modèles dynamiques, il permet de capter les effets temporels (délai d'ajustement, anticipations, etc.) dans l'explication d'une variable. Dans un modèle dynamique, une variable dépendante (PIBH) peut être expliquée à la fois par :

- Ses propres valeurs décalées. Un tel modèle dynamique est appelé « *modèle autorégressif (AR)* » et peut s'écrire comme :

$$Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + \dots + a_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \text{ ou}$$

$$Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \dots\dots\dots (1)$$

Avec  $\varepsilon_t \sim iid (0, \sigma)$  terme d'erreur

- Des valeurs présentes des variables indépendantes  $X_t$  et leurs valeurs décalées dans le temps  $X_{t-i}$ . Il s'agit ici des « *modèles à retards échelonnés (DL)* » qui ont la forme suivante :

$$Y_t = \beta + b_0 X_t + \dots + b_q X_{t-q} + z_t \text{ ou}$$

$$Y_t = \beta + \sum_{j=0}^q \beta_j X_{t-j} + z_t \dots\dots\dots (2)$$

- Ses propres valeurs décalées, des valeurs présentes des variables indépendantes  $X_t$  et leurs valeurs décalées dans le temps  $X_{t-q}$ . Ces types de modèles combinent les caractéristiques de deux modèles précédents et sont appelés « *modèles autorégressifs à retards échelonnés ou distribués* », en anglais « *ARDL models* ». Ci-dessous on présente leurs formes :

$$Y_t = \varphi + a_1 Y_{t-1} + \dots + a_p Y_{t-p} + b_0 X_t + \dots + b_q X_{t-q} + e_t \text{ où}$$

$$Y_t = \varphi + \sum_{i=1}^p a_i Y_{t-i} + \sum_{j=0}^q b_j X_{t-j} + e_t \dots\dots\dots (3)$$

A cet égard, nous cherchons à saisir les effets sur la croissance économique (*PIBH*: variable dépendante) de la politique monétaire (*M2*: variable d'intérêt), tenant compte d'autres variables de contrôle indispensables dont, l'influence améliore les résultats (ces variables sont

couramment utilisées dans des études mettant en relation la politique monétaire et la croissance économique): le taux d'intérêt (*TINT*), le taux de change (*TCH*), et le taux d'inflation (*INF*). Egalement, nous nous proposons d'estimer un modèle ARDL pour la fonction exprimée dans l'équation (4). La forme du modèle est une combinaison de plusieurs modèles utilisés dans la revue de littérature (BERNARD, 2000 ; SARR et DINGUI, 2000 ; BOURIOUNE, 2018), notée ainsi :

$$\log(PIBH) = f(\log(M2), \log(INF), \log(TINT), \log(TCH)) \dots \dots \dots (4)$$

Si l'on se propose de saisir les effets de court terme et ceux de long terme des variables explicatives ci-dessus sur la croissance économique, la représentation ARDL de la fonction précédente sera comme suit :

$$\begin{aligned} \Delta \log(PIBH)_t = & b_0 + b_1 \log(PIBH)_{t-1} + b_2 \log(M2)_{t-1} + b_3 \log(TINT)_{t-1} + \\ & b_4 \log(INF)_{t-1} + b_5 \log(TCH)_{t-1} + \sum_{i=1}^p a_{1i} \Delta \log(PIBH)_{t-1} + \sum_{i=0}^q a_{2i} \Delta \log(M2)_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^q a_{3i} \Delta \log(TINT)_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{4i} \Delta \log(INF)_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{5i} \Delta \log(TCH)_{t-i} + e_t \dots \dots (5) \end{aligned}$$

Avec :

- PIBH : produit intérieur brut par habitant ;
- M2 : La masse monétaire réelle au sens large ;
- INF : Le taux d'inflation ;
- TCH : Le taux de change ;
- TINT : Le taux d'intérêt ;
- $e_t$  : Un processus stationnaire de moyenne nulle ;
- $\Delta$  : Opérateur de différence première ;
- $a_0$  : La constante ;
- $a_1, \dots, a_6$  : Effets à court terme ;
- $b_1, \dots, b_6$  : Dynamique de long terme du modèle.

Les étapes à suivre pour l'analyse de la Co-intégration dans le modèle ARDL seront détaillés comme suit :

- **Sélectionner le nombre de retard optimal**

La détermination du retard optimal se fait à l'aide des critères d'information « Akaike Information Criterion » (AIC) et le « Schwarz Bayesian Criterion » (SC). Le SC permet de sélectionner le retard le plus petit possible alors que l'AIC permet de choisir le retard le plus élevé possible. Par ailleurs, chaque variable explicative entrant dans le modèle ARDL doit avoir un retard maximal inférieur à  $p$ <sup>49</sup>.

- **Test de cointégration (Bounds-test)**

Le test de Co-intégration selon l'approche de Pesaran et al. (2001) dans les modèles ARDL consiste à tester la nullité conjointe des coefficients des variables en niveau et retardées du modèle. En fait, l'hypothèse nulle du test de Co-intégration s'écrit ainsi :

$$\begin{cases} H_0: b_1 = b_2 = b_3 = b_4 = b_5 = 0; & (\text{Pas de relation de cointégration}) \\ H_1: \text{au moins un des coefficients est significativement différent de zéro;} & (\text{cointégration}) \end{cases}$$

Dans le cas où l'hypothèse nulle  $H_0$  est rejetée, alors il y'a une relation de long terme entre les variables, sinon il n'y a aucune relation de long terme entre les variables. La statistique du test F-stat suit une distribution non standard qui dépend du caractère non stationnaire des variables régresseurs, du nombre de variables dans le modèle ARDL, de la présence ou non d'une constante et d'une tendance ainsi que de la taille de l'échantillon.

Deux valeurs critiques sont générées avec plusieurs cas et différents seuils : la première correspondant au cas où toutes les variables du modèle sont I(1) : CV-I(1) qui représente la borne supérieure ; la seconde correspond au cas où toutes les variables du modèles sont I(0) : CVI(0) qui est la borne inférieure<sup>50</sup>.

Par ailleurs, la règle de décision pour le test de Co-intégration présentée est comme suit :

- Si **F-stat** > **CV-I(1)**, l'hypothèse nulle est rejetée et donc l'existence de Co-intégration :
- Si par contre **F-stat** < **CV-I(0)**, l'hypothèse nulle de non Co-intégration est acceptée ;
- Si la F-stat est comprise entre les deux (2) valeurs critiques, rien ne peut être conclu.

Dans le cas où il existe une relation de long terme entre les variables (Co-intégration), le modèle de long terme s'écrit de cette manière :

<sup>49</sup> ABDERHMANIF. (2017), Op.cit. p. 56

<sup>50</sup> Idem.

$$\log(PIBH)_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^p \delta_{1i} \log(PIBH)_{t-i} + \sum_{i=0}^q \delta_{2i} \log(M2)_{t-i} + \sum_{i=0}^q \delta_{3i} \log(TINT)_{t-i} + \sum_{i=0}^q \delta_{4i} \log(INF)_{t-i} + \sum_{i=0}^q \delta_{5i} \log(TCH)_{t-i} + \varepsilon_t \dots \dots \dots (6)$$

Une fois que la relation de long terme est mise en évidence et validée, il est possible d'estimer les coefficients à long terme et à court terme, afin de déterminer l'impact de ces variables explicatives ( $\log(M2)$ ,  $\log(INF)$ ,  $\log(TINT)$ ,  $\log(TCH)$ ) sur la croissance économique en Algérie.

$$\Delta \log(PIBH)_t = a_0 + \theta (ECM)_{t-1} + \sum_{i=1}^p a_{1i} \Delta \log(PIBH)_{t-1} + \sum_{i=0}^q a_{2i} \Delta \log(M2)_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{3i} \Delta \log(TINT)_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{4i} \Delta \log(INF)_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{5i} \Delta \log(TCH)_{t-i} + \varepsilon_t \dots \dots \dots (7).$$

**Conclusion**

Notre étude empirique a pour objet d'analyser la relation existante entre la politique monétaire et la croissance économique en Algérie. On a spécifié un processus ARDL où la variable  $\log(PIBH)$  est représentée comme variable endogène, et les autres variables exogènes qui sont  $\log(M2)$ ,  $\log(INF)$ ,  $\log(TINT)$  et  $\log(TCH)$  sur une période allant de 1970 jusqu'à 2018. Après avoir effectué une présentation théorique relative à l'économétrie des séries temporelles (partant des modèles VAR jusqu'à la modélisation ARDL développée par Pesaran et al. (2001)), nous avons abordé le choix de différentes variables supposées explicatives et les liaisons entre la croissance économique et la politique monétaire, tout en justifiant ces choix par des recherches, des raisonnements théoriques et empiriques.

Par le biais d'une modélisation ARDL dont la finalité est de voir l'existence d'une ou plusieurs relations de long terme entre la croissance économique et les indicateurs monétaires, nous avons construit un modèle sur données couvrant la période 1970-2018 permettant de vérifier la possibilité d'existence d'impact de la variation indicateurs monétaires sur la croissance économique en Algérie.

## Introduction

La modélisation ARDL<sup>51</sup> est l'une des méthodes les plus recommandées qui permet d'une part de tester les relations de long terme sur des séries qui ne sont pas intégrées de même ordre et, d'autre part d'obtenir des meilleures estimations sur des échantillons de petites tailles. En plus, le modèle ARDL donne la possibilité de traiter simultanément la dynamique de long terme et les ajustements de court terme.

Cette étude est effectuée à partir des données annuelles sur des variables macro- économiques, qui met en relation : la variable à expliquer, le produit intérieur brut par habitant, et les variables explicatives, la masse monétaire, le taux de change, le taux d'intérêt et l'inflation pour la période allant de 1970 jusqu'à 2018 pour l'Algérie.

### 1. Analyse de la matrice de corrélation et des statistiques descriptives

Tableau n°06 : La matrice de corrélation des variables sélectionnées

	LOGPIBH	LOGM2	LOGINF	LOGTINT	LOGTCH
LOGPIBH	1	0.9450	-0.2317	-0.0877	0.6030
LOGM2	<b>0.9450</b>	1	-0.3152	0.0887	0.7900
LOGINF	-0.2317	-0.3152	1	0.2989	-0.3822
LOGTINT	-0.0877	0.0887	0.2989	1	0.4280
LOGTCH	<b>0.6030</b>	<b>0.7900</b>	-0.3822	0.4280	1

Source : résultat obtenu à partir de logiciel Eviews 10

D'après ce tableau, nous constatons qu'il y a une liaison positive de 94,50% (forte corrélation) entre la masse monétaire et le produit intérieur brut par habitant c'est-à-dire que ces deux variables évoluent dans le même sens, et une corrélation positive et moyenne de 60,30% entre le taux de change et le produit intérieur brut par habitant. Nous remarquons également qu'il y a une liaison positive et une corrélation forte de 79% entre le taux de change et la masse monétaire.

D'après le Tableau montrant les statistiques descriptives ci-dessous, on remarque que :

<sup>51</sup> Bouznit, Mohammed. « Rendement du capital humain et dynamique de la croissance au sein des pays sous développées » thèse de doctorat, ENSSEA, 2016, p73-75.

- Les valeurs réelles de produit intérieur brut par habitant sont comprises entre 11.17 et 11.89, avec une moyenne de 11.63, une médiane de 11.61 avec un écart type de 0.16.
- Les valeurs réelles de la masse monétaire sont comprises entre 6.18 et 9.33 avec une moyenne de 7.90, une médiane de 7.72, avec un écart type de 0.88.

**Tableau n°07 : les statistiques descriptives des variables sélectionnées en logarithme**

<b>Variabes</b>	<b>LOG(PIBH)</b>	<b>LOG(M2)</b>	<b>LOG(INF)</b>	<b>LOG(TINT)</b>	<b>LOG(TCH)</b>
Mean	11.63954	7.909189	1.857243	1.502890	3.040937
Median	11.61635	7.724960	1.786747	1.386294	3.557061
Max	11.89823	9.334386	3.455370	2.708050	4.744062
Min	11.17170	6.182697	-1.078810	0.916291	1.435472
Std.Dev.	0.163071	0.880269	0.858692	0.552537	1.351232
Skewness	-0.332260	0.094161	-0.541784	0.782243	-0.156866
Kurtosis	2.980046	2.159651	4.520371	2.423835	1.193396
Jarque-Bera	0.902385	1.514207	7.116528	5.674983	6.864589
Probability	0.636868	0.469023	0.028488	0.058572	0.032313
Sum	570.3375	387.5503	91.00493	73.64162	149.0059
Sum Sq. Dev	1.276431	37.19393	35.39285	14.65427	87.63976
Observations	49	49	49	49	49

Source : résultat obtenu à partir de logiciel Eviews 10

- Les valeurs de l'inflation sont comprises entre -1.07 et 3.45 avec une moyenne de 1.85, une médiane de 1.78, avec un écart type de 0.85.
- Les valeurs du taux d'intérêt sont comprises entre 0.91% et 2.70%, avec une moyenne de 1.50, une médiane de 1.38 avec un écart type de 0.55.
- Les valeurs du taux de change sont comprises entre 1.43% et 4.74% avec une moyenne de 3.04, une médiane de 3.55, avec un écart type de 1.35.

Le paramètre de distribution « kurtosis » est un coefficient d'aplatissement. Les kurtosis de produit intérieur brut par habitant, de la masse monétaire en terme réel, du taux d'intérêt et du taux de change en pourcentage sont toutes inférieurs à 3 (la valeur théorique pour la loi normale). Donc nous pouvons conclure que ces variables-là ne possèdent pas une distribution

leptokurtique. C'est-à-dire qu'elles possèdent des queues moins épaisses et moins pointues que celles de la loi normale donc, le processus qui génère ces variables n'est pas Gaussien.

En revanche les kurtosis, de l'inflation sont supérieures à 3 ce qui signifie que ces variables possèdent des queues plus épaisses et plus pointues que celles de la loi normale donc ces variables admettent une distribution leptokurtique.

Le paramètre de distribution « skewness » est un coefficient d'asymétrie (non linéarité). Nous remarquons que les coefficients de toutes les variables s'écartent de la loi normale, car ils sont différents de zéro (le zéro étant la valeur théorique de la skewness pour la loi normale). La skewness du : produit intérieur brut par habitant, l'inflation et le taux de change négatives, indique que la distribution de ces variables est étalée à gauche c'est-à-dire que leur volatilité est plus affectée par un choc négatif que par un choc positif. D'autre part, la skewness de la masse monétaire du taux d'intérêt est positive (différente de 0) cela veut bien dire que la distribution de ses variables est étalée à droite. Donc la volatilité de ces variables est affectée par un choc positif que par un choc négatif.

La statistique descriptive de *Jarque-Bera* est fondée sur les notions de skewness et kurtosis. Les valeurs estimées de *Jarque-Bera* de produit intérieur brut par habitant et la masse monétaire en terme réel, et celle du taux d'intérêt en pourcentage sont inférieures à la valeur tabulée de la loi de *khi-deux* à deux degré de liberté (5.991) au seuil de 5%. Ces valeurs sont basses et sont respectivement égales à : **0.902385**, **1.514207**, **5.674983**. On conclut alors, que nous acceptons l'hypothèse de normalité de ces variables. Contrairement aux valeurs estimées du test de *Jarque-Bera*, de l'inflation et celle du taux de change qui sont élevés est égale à **7.116528**, **6.864589** respectivement. Donc nous rejetons catégoriquement l'hypothèse de normalité de ces variables.

## 2. Test de causalité

**Tableau n°08 : Résultats du test de causalité au sens de Granger**

Variables	Hypothèse nulle	F-stat.	Prob.	Conclusions
DLOGM2 et DLOGPIBH	DLOGM2 ne cause pas au sens de granger DLOGPIBH	2.49202	0.0952	DLOGM2 ne cause pas au sens de granger DLOGPIBH
	DLOGPIBH ne cause pas au sens de granger DLOGM2	1.60668	0.2129	DLOGPIBH ne cause pas au de sens de granger DLOGM2

**CHAPITRE 04 : ETUDE EMPIRIQUE DE L'IMPACT DE LA POLITIQUE MONETAIRE SUR LA CROISSANCE ECONOMIQUE EN ALGERIE (1970 – 2018)**

DLOGTINT et DLOGPIBH	DLOGTINT ne cause pas au sens de granger DLOGPIBH	3.66104	0.0344	<b>DLOGTINT cause au sens de granger DLOGPIBH ( relation unidirectionnelle)</b>
	DLOGPIBH ne cause pas au sens de granger DLOGTINT	0.53544	0.5894	DLOGPIBH ne cause pas au sens de granger DLOGTINT
LOGINF et DLOGPIBH	LOGINF ne cause pas au sens de granger DLOGPIBH	0.98682	0.3814	LOGINF ne cause pas au sens de granger DLOGPIBH
	DLOGPIBH ne cause pas au sens de granger LOGINF	0.67683	0.5138	DLOGPIBH ne cause pas sens de granger LOGINF
DLOGTCH et DLOGPIBH	DLOGTCH ne cause pas au sens de granger DLOGPIBH	1.77642	0.1820	DLOGTCH ne cause pas au sens de granger DLOGPIBH
	DLOGPIBH ne cause pas au sens de granger DLOGTCH	5.43624	0.0081	<b>DLOGPIBH cause au sens de granger DLOGTCH (relation unidirectionnelle)</b>
DLOGTINT et DLOGM2	DLOGTINT ne cause pas au sens de granger DLOGM2	1.29599	0.2846	DLOGTINT ne cause pas au sens de granger DLOGM2
	DLOGM2 ne cause pas au sens de granger DLOGTINT	0.28822	0.7511	DLOGM2 ne cause pas au sens de granger DLOGTINT
LOGINF et DLOGM2	LOGINF ne cause pas au sens de granger DLOGM2	2.24232	0.1191	LOGINF ne cause pas au sens de granger DLOGM2
	DLOGM2 ne cause pas au sens de granger LOGINF	0.45760	0.6360	DLOGM2 ne cause pas au sens de granger LOGINF
DLOGTCH et DLOGM2	DLOGTCH ne cause pas au sens de granger DLOGM2	1.04881	0.3596	DLOGTCH ne cause pas au sens de granger DLOGM2
	DLOGM2 ne cause pas au sens de granger DLOGTCH	0.88143	0.4219	DLOGM2 ne cause pas au sens de granger DLOGTCH
LOGINF et DLOGTINT	LOGINF ne cause pas au sens de granger DLOGTINT	0.13124	0.8774	LOGINF ne cause pas au sens de granger DLOGTINT
	DLOGTINT ne cause pas au sens de granger LOGINF	3.41755	0.0424	<b>DLOGTINT cause au sens de granger LOGINF (relation unidirectionnelle)</b>
DLOGTCH et DLOGTINT	DLOGTCH ne cause pas au sens de granger DLOGTINT	0.08748	0.9164	DLOGTCH ne cause pas au sens de granger DLOGTINT
	DLOGTINT ne cause pas au sens de granger DLOGTCH	5.35772	0.0086	<b>DLOGTINT cause au sens de granger DLOGTCH (relation unidirectionnelle)</b>
DLOGTCH et LOGINF	DLOGTCH ne cause pas au sens de granger LOGINF	0.80650	0.4534	DLOGTCH ne cause pas au sens de granger LOGINF



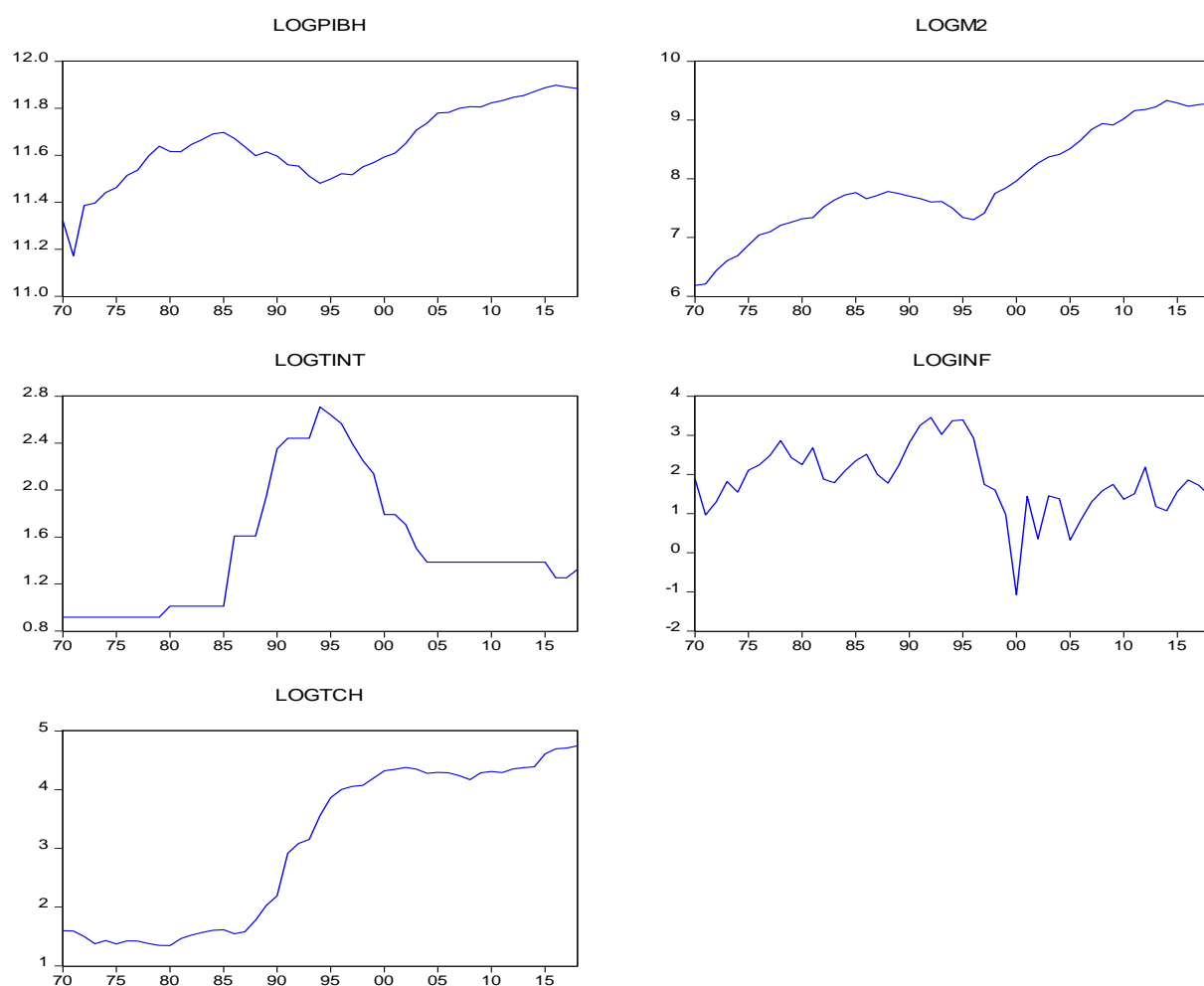
	LOGINF ne cause pas au sens de granger DLOGTCH	1.08255	0.3482	LOGINF ne cause pas au sens de granger DLOGTCH
--	--	---------	--------	--

Source : résultat obtenu à partir de logiciel Eviews 10

Les résultats du test de causalité montrent que les variables explicatives sélectionnées pour l'étude empirique à savoir LOG(TINT) et LOG(TCH) ont un effet significatif au sens de Granger sur la variable dépendante LOG(PIBH) au seuil de 5%.

### 3. Analyse graphique des séries

**Figure n°11 : Evolution graphique des variables**



Source : résultat obtenu à partir de logiciel Eviews 10.

La figure n°11 traçant l'évolution graphique des séries utilisées, montre que toutes les séries possèdent une tendance à la hausse et/ou à la baisse sauf la série LOGINF. Par conséquent, on peut présumer que les séries sont non stationnaires excepté la série LOGINF. Ce constat peut

être confirmé en appliquant les tests de stationnarité *Dickey-Fuller* et *phillips-Perron* dont les résultats sont présentés dans la section suivante.

#### 4. Tests de racine unitaire des variables utilisées

**Tableau n° 9 : Résultats des tests de stationnarité d'ADF et PP**

Variable	ADF en niveau	ADF en diff.	PP en niveau	PP en diff.	Décisions
LOGPIBH	1.7852	-3.9814***	1.9302	-8.1878***	I(1)
LOGM2	2.0404	-3.1688***	2.9375	-3.1467***	I(1)
LOGTINT	-2.7809*	-4.9551***	-0.2511	-5.0306***	I(1)
LOGINF	-2.9895**	-	-3.0141**	-	I(0)
LOGTCH	1.4482	-2.6908***	1.5572	-3.9000***	I(1)

\*,\*\*,\*\*\* indique la significativité au seuil de 10%, 5% et 1% respectivement.

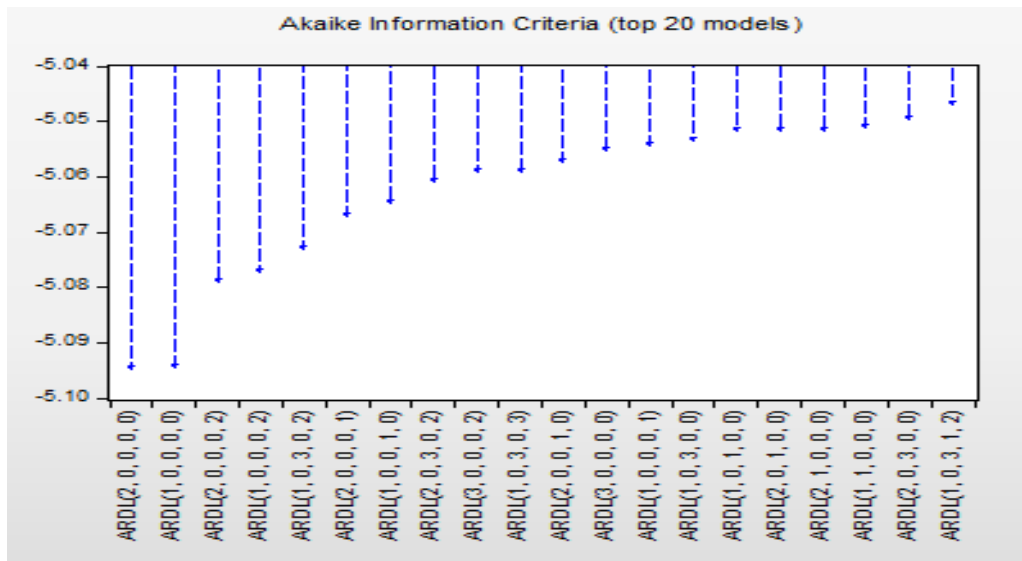
Les valeurs des statistiques ADF et PP obtenues pour les variables en niveau sont toutes supérieures à la valeur critique au seuil critique de 5%, sauf pour la série LOGINF (la statistique ADF et PP sont inférieures à la valeur critique au seuil de 5%). La série LOGINF est ainsi stationnaire en niveau alors que les séries LOGPIBH, LOGM2, LOGTINT, LOGTCH sont non stationnaires en niveau et deviennent stationnaires après la première différenciation. Ainsi, les séries utilisées dans la modélisation sont toutes intégrées d'ordre un I(1) excepté la série LOGINF qui est intégrée d'ordre zéro I(0). Etant donné que l'ordre d'intégration de nos variables est inférieur à 2, l'approche ARDL peut être appliquée afin d'estimer une éventuelle relation de Co-intégration entre la croissance économique (LOGPIBH) et les variables explicatives (LOGPIBH, LOGM2, LOGTINT, LOGTCH, LOGINF).

#### 5. Estimation du modèle ARDL

##### - Détermination du décalage optimal

Nous allons nous servir du critère d'information d'Akaike (AIC) pour sélectionner le modèle ARDL optimal, celui qui offre des résultats statistiquement significatifs avec moins de paramètres. Ci-dessous les résultats obtenus.

**Figure n°12 : détermination du nombre de retard du modèle ARDL**



Source : résultat obtenu à partir de logiciel Eviews 10

A partir du graphe précédent, le modèle ARDL (2.0.0.0.0) est le meilleur modèle car il correspond à la valeur minimale du critère d'information AIC.

**- Estimation de la dynamique de court terme et la relation de long terme**

**Tableau n° 10: Résultats d'estimation du modèle ARDL**

<b>Dépendent variable : LOGPIBH, ARDL (2.0.0.0.0)</b>				
<b>Variable</b>	<b>Coefficient</b>	<b>Std.Error</b>	<b>t-Statistic</b>	<b>Prob.</b>
LOGPIBH(-1)	0.357286	0.080851	4.419081	0.0001
LOGPIBH(-2)	0.255048	0.075710	3.368766	0.0017
LOGM2	0.041008	0.022935	1.788010	0.0814
LOGINF	0.002023	0.004544	0.445119	0.6586
LOGTCH	0.012654	0.007229	1.750461	0.0877
LOGTINT	-0.059828	0.008848	-6.761632	0.0000
C	4.252172	0.832683	5.106591	0.0000
R-squared	0.984760	F-statistic		430.7757
Adjusted R squared	0.982474	Prob (F-statistic)		0.000000
S.E. of regression	0.018946	Durbin-Watson stat		1.405282

Source : résultat obtenu à partir de logiciel Eviews 10.

Le modèle de la politique monétaire estimé par la méthode ARDL s'écrit de la manière suivante

:

$$\begin{aligned} \log(\text{PIBH}_t) = & 4.25 + 0.35 \log(\text{PIBH}_{t-1}) + 0.25 \log(\text{PIBH}_{t-2}) + 0.04 \log(\text{M2}) + 0.002 \log(\text{INF}) \\ & \qquad \qquad \qquad [4.41] \qquad \qquad \qquad [3.36] \qquad \qquad \qquad [1.78] \qquad \qquad \qquad [0.44] \\ & + 0.01 \log(\text{TCH}) - 0.05 \log(\text{TINT}) \\ & \qquad \qquad \qquad [1.75] \qquad \qquad \qquad [-6.76] \\ R^2 = & 98.47\% \quad F_c = 430.77 \end{aligned}$$

Les résultats d'estimation indiquent que tous les coefficients des variables PIBH retardés d'une année et de deux ans, et le taux d'intérêt estimé est statistiquement significatif (la statistique de *Student* associé est supérieur a la valeur critique au seuil de 5%). Ainsi que :

- Une augmentation de 1% de  $\log(\text{PIBH}_{t-1})$  et  $\log(\text{PIBH}_{t-2})$  entraîne, et toutes choses égale par ailleurs, une hausse de 0.35%, 0.25% de  $\log(\text{PIBH}_t)$  respectivement ;
- Une hausse de 1% de  $\log(\text{TINT})$  génère, et toutes choses égale par ailleurs, une baisse de 0.05% de  $\log(\text{PIBH}_t)$ .

En revanche, les coefficients des variables inflation, masse monétaire et taux de change sont d'un point de vue statistique non significatifs, puisque les statistiques de *Student* associées sont inférieures à la valeur de la table au seuil de 5%.

De plus, a qualité d'ajustement de ce modèle est de  $R^2 = 98.47\%$ , c'est-à-dire que la variabilité totale du produit intérieur brut par habitant est expliquée à 98.47% par les variables sélectionnées. De cette façon, la qualité d'ajustement de notre modèle est très bonne. La probabilité de la statistique de Fisher associée est largement significative au seuil de 5%.

**- Test de Co-intégration (Bounds test)**

**Tableau n° 11 : Résultats du test de Co-intégration de Pesaran et al. (2001)**

Variables	LOG(PIBH), LOG(M2), LOG(INF) , LOG(TCH), LOG(TINT)	
<b>F-Stat calculé</b>	<b>30.259</b>	
Seuil critique	I(0)	I(1)
1%	3.29	4.37
5%	2.56	3.49
10%	2.2	3.09

Source : résultat obtenu à partir de logiciel Eviews 10.

Les résultats du test de Co-intégration sont présentés dans le tableau ci-dessus. On voit que la statistique de Fisher ( $F=30.259$ ) est supérieure à la borne supérieure pour les différents seuils de significativité 1%, 5% et 10%. Ce résultat nous conduit à rejeter l'hypothèse d'absence de

relation de long terme, et on constate l'existence d'une relation de Co-intégration entre les différentes variables.

- **L'estimation de la relation à long terme selon le modèle ARDL**

**Tableau n°12 : L'estimation de la relation de court terme (dynamique de court terme)**

ECM Regression				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGPIBH(-1))	-0.255049	0.056885	-4.483610	0.0001
CointEq(-1)*	-0.387669	0.027125	-14.29175	0.0000
R-squared	0.794034	Mean dependent var		0.015167
Adjusted R-squared	0.789457	S.D. dependent var		0.038928
S.E. of regression	0.017862	Akaike info criterion		-5.170658
Sum squared resid	0.014357	Schwarz criterion		-5.091928
Log likelihood	123.5105	Hannan-Quinn criter.		-5.141031
Durbin-Watson stat	1.405287			

Source : résultat obtenu à partir de logiciel Eviews 10.

On remarque que le produit intérieur brut par habitant  $D(\text{LOGPIBH}(-1)) = -0.25$  est négatif et significatif car la statistique associée à cette variable (4.48) est supérieure à la valeur de la table de *Student* au seuil de 5%. Le terme *CointEq* (-1) correspond au résidu retardé d'une période issue de l'équation d'équilibre de long terme. Son coefficient estimé est négatif et largement significatif, confirmant ainsi l'existence d'un mécanisme à correction d'erreur. Ce coefficient, qui exprime le degré avec lequel la variable  $\log(\text{PIBH})$  sera rappelée vers la cible de long terme, est estimé de -0.38 pour notre modèle ARDL, traduisant évidemment un ajustement à la cible de long terme plus au moins rapide.

**Tableau n° 13: Estimation de la relation de long terme**

**Dependent variable :  $\log(\text{PIBH}_t)$**

Levels Equation				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGM2	0.105780	0.037570	2.815528	0.0075
LOGTINT	-0.154329	0.045563	-3.387139	0.0016
LOGINF	0.005218	0.011486	0.454260	0.6521
LOGTCH	0.032642	0.024123	1.353164	0.1836
C	10.96863	0.305255	35.93274	0.0000

Source : résultat obtenu à partir de logiciel Eviews 10.

Les résultats d'estimation de la relation de long terme s'écrivent sous la forme suivante :

$$\log(\text{PIBH}_t) = 10.96 + 0.10\log(\text{M2}_t) - 0.15\log(\text{TINT}_t) + 0.005\log(\text{INF}_t) + 0.03\log(\text{TCH}_t)$$

[35.93]
[2.81]
[-3.38]
[0.45]
[1.35]

D'après les résultats obtenus, on voit clairement qu'il existe un effet positif et significatif de la masse monétaire sur le produit intérieur brut par habitant (la statistique de *Student* associée est significative au seuil de 5%), contrairement à la variable taux d'intérêt qui exerce un effet négatif et significatif sur la variable dépendante  $\log(\text{PIBH})$ . Néanmoins, l'inflation et le taux de change n'apparaissent pas comme variable explicative du produit intérieur brut par habitant. L'effet non significatif de l'inflation peut être expliqué par l'utilisation des variables en terme réel.

En éliminant les variables non significatives, on obtient une autre spécification de la dynamique de court terme et de la relation de long terme comme suit :

**Tableau n° 14 : Estimation de la relation de court terme**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGTINT)	-0.060042	0.017505	-3.430042	0.0015
D(LOGTINT(-1))	-0.023602	0.018316	-1.288604	0.2053
D(LOGTINT(-2))	-0.043347	0.017496	-2.477473	0.0178
CointEq(-1)*	-0.266481	0.038819	-6.864791	0.0000
R-squared	0.597983	Mean dependent var		0.010824
Adjusted R-squared	0.569268	S.D. dependent var		0.025361
S.E. of regression	0.016644	Akaike info criterion		-5.270549
Sum squared resid	0.011635	Schwarz criterion		-5.111536
Log likelihood	125.2226	Hannan-Quinn criter.		-5.210982
Durbin-Watson stat	1.892294			

Source : résultat obtenu à partir de logiciel Eviews 10.

Selon les résultats d'estimation, on constate qu'à court terme le taux d'intérêt et le taux d'intérêt retardé de deux ans sont négatives et significatives au seuil de 5% (la valeur de la statistique de *Student* associée est supérieure à la valeur critique (1.96) au seuil de 5%).

Le coefficient à correction d'erreur ECM est négatif et largement significatif, confirmant ainsi l'existence d'un mécanisme à correction d'erreur. Ce coefficient, qui exprime le degré avec lequel la variable PIBH sera rappelée vers la cible de long terme, est estimé de -0.26 pour notre modèle ARDL, traduisant alors un ajustement à la cible de long terme plus au moins rapide.

**Tableau n° 15 : Estimation de la relation de long terme**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGM2	0.154369	0.015247	10.12453	0.0000
LOGTINT	-0.109374	0.024863	-4.399064	0.0001
LOGINF	0.021468	0.017714	1.211904	0.2330
C	10.58548	0.152757	69.29614	0.0000

Source : résultat obtenu à partir de logiciel Eviews 10.

Les résultats d'estimation de la relation de long terme s'écrivent sous la forme suivante :

$$\log(PIBH_t) = 10.58 + 0.15 \log(M2_t) - 0.10 \log(TINT_t) + 0.02 \log(INF_t)$$

[69.29]
[10.12]
[-4.39]
[1.21]

Ces résultats montrent l'existence d'une relation positive et significative à long terme entre le produit intérieur brut par habitant/la masse monétaire, et le produit intérieur brut par habitant/l'inflation, ainsi, une augmentation de 1% de la masse monétaire M2 et de l'inflation entraîne, et toutes choses égales par ailleurs, une augmentation de 0.15% et 0.02% du produit intérieur brut par habitant respectivement. Les résultats confirment la non significativité d'inflation comme variable explicative du produit intérieur brut par habitant. De plus, les résultats montrent l'existence d'un effet négatif et significatif du taux d'intérêt sur le produit intérieur brut par habitant, et une augmentation de 1% du taux d'intérêt entraîne, et toutes choses égales par ailleurs, une baisse de 0.10% à long terme du produit intérieur brut par habitant.

## 6. Validation du modèle

La validation du modèle se réfère à divers tests statistiques de spécification pour vérifier si le modèle est congru c'est-à-dire qu'il ne peut être mis à défaut.

### 6.1. Tests sur les résidus

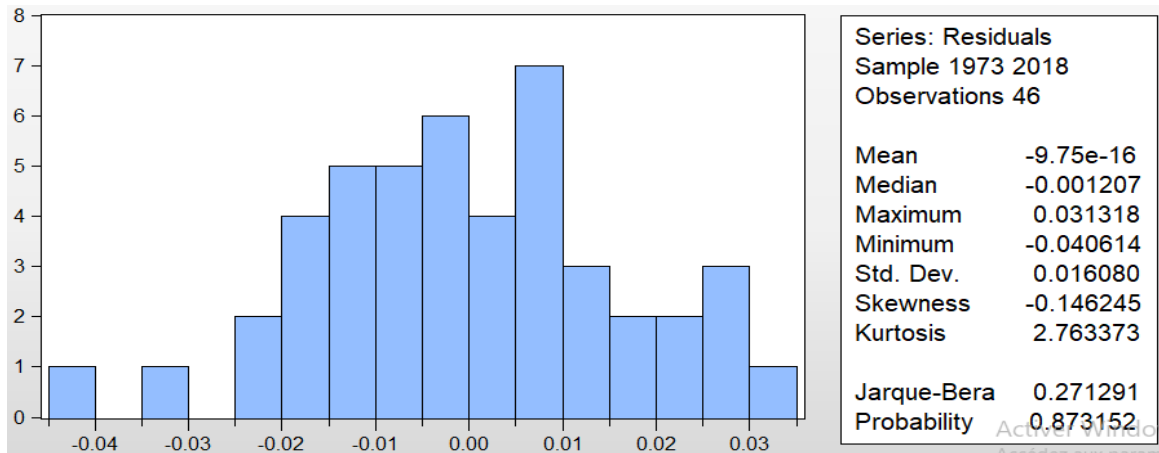
Ces tests statistiques consistent à tester la qualité des résidus à savoir l'homoscédasticité et la normalité.

#### 6.1.1. Test de normalité des résidus

Si le modèle est idéalement bon, alors les écarts que l'on constate entre les valeurs prédites et les valeurs observées (les résidus) sont entièrement imputables à des erreurs de mesure. De ce fait, les résidus doivent posséder les propriétés classiques d'une distribution normale,

symétrique autour de la valeur prédite, le test de *Jarque-Bera* va nous permettre de mieux apprécier la normalité des résidus.

**Figure n° 13 : Résultats du test de normalité des résidus**



Source : résultat obtenu à partir de logiciel Eviews 10.

La probabilité associée à la statistique de *Jarque-Bera* 0,87 est supérieure à 0,05. L'hypothèse de normalité des résidus est donc vérifiée. Nous pouvons alors conclure que les résidus de l'estimation du modèle de long terme sont stationnaires. Evidemment, la normalité de leur distribution est confirmée.

### 6.1.2. Test d'hétéroscédasticité

Il s'agit d'un test important puisqu'il repère non seulement de l'hétéroscédasticité mais également une mauvaise spécification du modèle. L'homoscédasticité s'observe lorsque la dispersion des résidus est homogène sur tout le spectre des valeurs prédites. Il est donc clair que c'est une propriété souhaitable puisque si les résidus correspondent bien à des aléas de mesure, il n'y a pas de raison que la dispersion de ces résidus change en fonction des valeurs prédites.

**Tableau n° 16 : Résultats du test d'hétéroscédasticité**

Hétéroscédasticité Test Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistique	1.773848	Prob. F(7,38)	0.1213
Ops*R-carré	11.32911	Prob.Chi-deux(7)	0.1249
Échelle expliquée SS	6.816501	Prob.Chi-deux(7)	0.4482

Source : résultat obtenu à partir de logiciel Eviews 10.



Nous acceptons donc, l'hypothèse d' homo-scédasticité des erreurs au seuil de 5%, car les probabilités sont supérieures à 0,05. D'où, les estimations obtenues sont optimales.

**6.1.3. Test d'autocorrélation**

On applique le test d'auto-corrélation pour savoir si les erreurs ne sont pas auto-corrélées.

**Tableau n° 17 : Résultats du test d'auto-corrélation**

<b>Test de Breusch-Godfrey de corrélation en série LM</b>			
F-statistiq	0.726987	Prob. F(2,36)	0.4903
Ops*R-carré	1.785734	Prob.Chi-deux(2)	0.4095

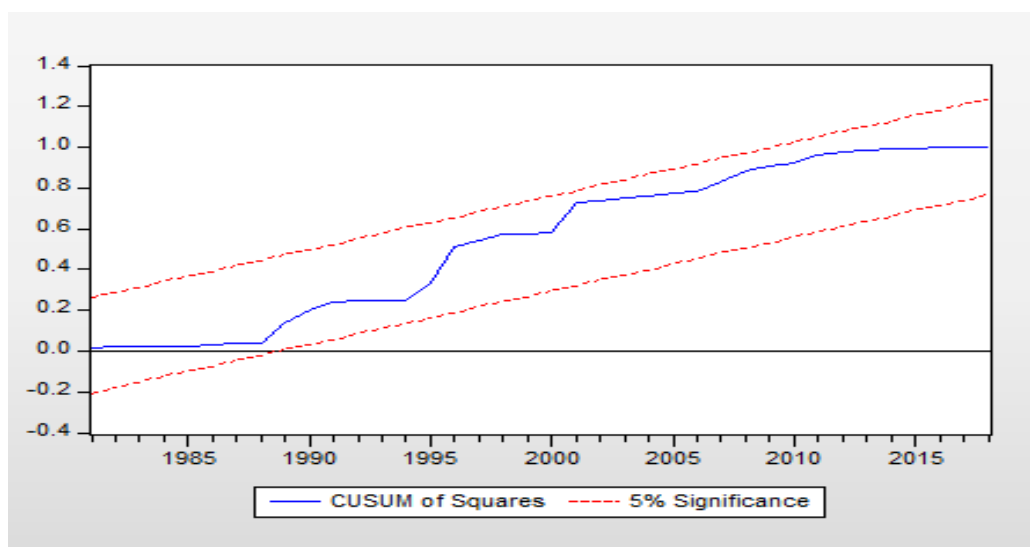
Source : résultat obtenu à partir de logiciel Eviews 10.

La probabilité associée à la F-statistique est supérieure à 0.05. Par conséquent, nous acceptons l'hypothèse qu'il y'a l'absence d'autocorrélation des erreurs.

**6.2. Test de stabilité**

Afin de se prononcer sur une éventuelle stabilité des coefficients estimés, le test de CUSUM SQ sera exécuté. Ce test est fondé sur la somme cumulée du carré des résidus récurrents. La valeur de la statistique doit alors évoluer, sous l'hypothèse nulle de stabilité de la relation de long terme, entre deux droites représentant les bornes de l'intervalle.

**Figure n° 14 : Résultats du test de stabilité des coefficients**

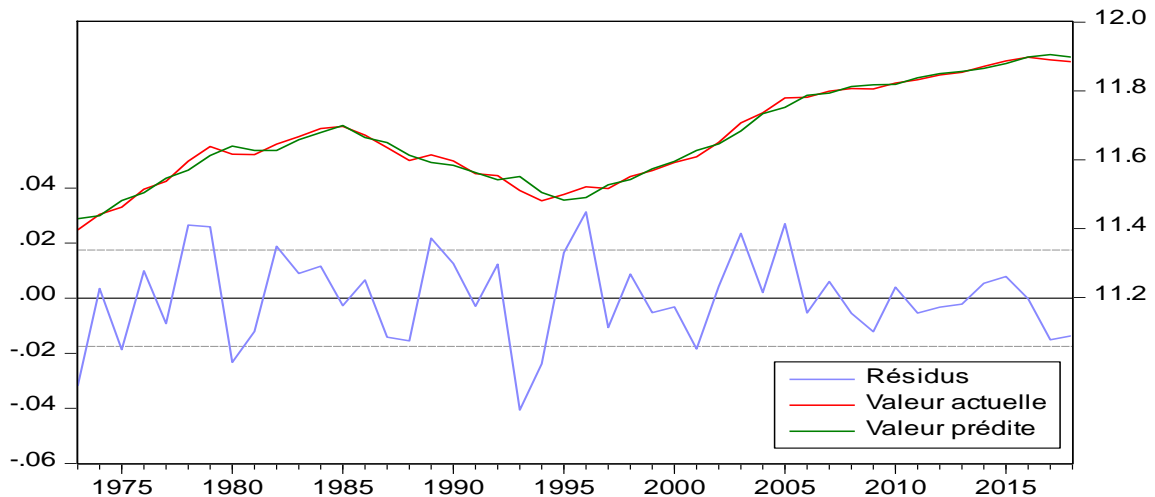


Source : résultat obtenu à partir de logiciel Eviews 10.

Sur la base des résultats du test *CUSUM SQ*, nous pouvons dire que le modèle estimé est stable durant la période d'étude.

### 6.3. Test de robustesse du modèle ARDL

Figure n° 15 : Valeur actuelle et prédite de la croissance économique mesurée par le PIB/habitant pour l'Algérie



Source : résultat obtenu à partir de logiciel Eviews 10.

La Figure n° 15 ci-dessus confirme la robustesse du modèle ARDL estimé, puisque les valeurs actuelles et prédites de  $\log(\text{PIBH})$  sont étroitement liées. Ainsi, la fiabilité des facteurs structurels expliqués par la régression n'est pas remise en question.

## 7. Interprétation des résultats

Le tableau précédent montre que les signes des coefficients estimés sont conformes aux attentes théoriques. En effet, la croissance économique est positivement influencée par la masse monétaire en circulation dans l'économie. De plus, le taux d'intérêt a un impact négatif sur le niveau de la croissance, également, la relation est bien conforme à la théorie économique.

Comme, les résultats confirment que la politique monétaire en Algérie exerce des effets importants sur la sphère réelle via deux canaux principaux, à savoir le canal monétaire et le canal du taux d'intérêt. Les résultats révèlent, en effet, l'importance du canal monétaire en tant que mécanisme de transmission de la politique monétaire à la sphère réelle.

## Conclusion

Dans notre étude empirique, qui a pour objet d'analyser la relation existante entre la politique monétaire et la croissance économique en Algérie. On a procédé à de nombreux tests

notamment l'estimation d'un processus ARDL. De ce fait, notre analyse a débuté par l'étude des choix de variable et l'étude graphique de chaque série, nous avons également utilisé le test de la racine unitaire (ADF) et le test de Phillips Perron, qui ont démontré que les variables sont stationnaires soit en niveau  $I(0)$  ou après la première différenciation  $I(1)$ . Cela pour pouvoir estimer un modèle ARDL, passant par le test du Bounds-test.

D'après les résultats, nous avons constaté que le coefficient de détermination  $R^2$  est élevé, et il est de l'ordre de 98,65%. Ceci nous pousse à dire que le différentiel d'équilibre est expliqué à 98% par les variables du modèle et le modèle est globalement bon.

Le test de *CUSUM SQ* basé sur les résidus récurrents révèle que le modèle est relativement stable au cours du temps. De plus, les résultats d'estimation de la relation de court et long terme ont révélé qu'il existe une relation positive entre la variable produit intérieur brut par habitant (PIBH), la masse monétaire (M2), et l'inflation. Cependant il existe une relation négative entre la variable de produit intérieur brut par habitant et le taux d'intérêt (TINT).

Le canal monétaire et le canal du taux d'intérêt semblent ainsi être les deux mécanismes principaux via lesquels les effets de la politique monétaire se transmettent à l'activité économique en Algérie.

## **Conclusion générale**

L'étude de l'impact de la politique monétaire sur la croissance économique, est une problématique appuyée par tous les courants de la pensée économique, et se réfère à une liaison entre la sphère monétaire et la sphère réelle. En fait, la politique monétaire est devenue une composante essentielle de la politique économique permettant aux autorités monétaires d'impacter certains agrégats macro-économiques.

Notre réflexion dans le cadre du présent travail s'articule autour des liens de causalité entre la politique monétaire et la croissance économique en générale. À l'évidence, ces liens diffèrent d'un pays à l'autre pour diverses raisons dont nous citons d'une manière aléatoire quelques-unes : le niveau de développement, la nature du système économique, la conjoncture de crise financière, le niveau de la stabilité politique et la qualité de gouvernance... etc. Tous ses facteurs agissent activement d'une manière séparée et/ou simultanée, et pèsent d'une manière déterminante sur l'impact de la politique monétaire sur le de croissance économique.

Dans le sillage de ce vaste sujet, nous nous sommes intéressés particulièrement au cas de l'Algérie. Pays dit en voie de développement, évoluant depuis les années 2000 dans une aisance financière sans précédent, grâce aux entrées de devises en provenance de l'exportation presque exclusive des hydrocarbures et, en « transition » vers l'économie du marché depuis le début des années 1990.

Notre problématique du départ est donc, de découvrir dans quelle mesure la politique monétaire conduite par les gouvernements successifs de ces dernières années a-t-elle impactée la croissance économique. De ce fait, nous avons examiné cette question en utilisant des données réelles annuelles couvrant la période 1970-2018.

Cette démarche, axée sur la pratique, a nécessité paradoxalement un travail assez considérable sur le plan théorique. Le premier chapitre à double intérêt : théorique et empirique, et concernant le cadre théorique, où nous avons mené une revue littéraire de la relation entre la politique monétaire et la croissance économique. Le résultat fondamental de la majorité des études empiriques, a toutefois montré que l'impact de la politique monétaire est plus important et plus prévisible, et qui a un effet significatif et positif sur l'activité économique. Le second chapitre présente, à travers l'étude de l'évolution de la politique monétaire en Algérie, les mutations de l'économie algérienne.

En effet, durant la période de planification, caractérisée par la centralisation des décisions, la politique monétaire s'inscrivait dans le cadre d'une politique économique centralisée, et les instruments de la politique monétaire étaient, du coup, inopérants puisque la banque centrale n'a aucun pouvoir sur les banques commerciales.

Enfin, dans le but d'éclaircir notre sujet d'étude, nous avons construit un modèle économétrique dont l'objectif est d'évaluer l'impact de la politique monétaire sur la croissance économique en Algérie par le biais d'une modélisation vectorielle (ARDL). Nous avons émis un certain nombre d'hypothèses que nous avons tenté de vérifier à travers un modèle économétrique dont nous allons présenter les résultats ci-après.

D'après l'analyse de la matrice de corrélation nous avons constaté qu'il y a une corrélation positive et forte de 94,50% entre la masse monétaire et le produit intérieur brut par habitant, c'est-à-dire que ces deux variables évoluent dans le même sens, et une corrélation positive et moyenne de 60,30% entre le taux de change et le produit intérieur brut par habitant. Nous avons remarqué également qu'il y a une liaison positive et une corrélation forte de 79% entre le taux de change et la masse monétaire. De plus, d'après les statistiques descriptives on constate que les valeurs estimées de *Jarque-Bera* pour les séries PIBH, M2 en terme réel, et celle du TINT en pourcentage sont inférieures à la valeur tabulée de la loi de *khi-deux* à deux degré de liberté (5.991) au seuil de 5%. Ces valeurs sont basses et sont respectivement égales à : **0.902385**, **1.514207**, **5.674983**. Donc nous acceptons l'hypothèse de normalité de ces variables. Contrairement aux valeurs estimées du test de *Jarque-Bera*, des séries INF et du taux de change TCH qui sont élevés à mesure de **7.116528**, **6.864589** respectivement. Donc nous rejetons catégoriquement l'hypothèse de normalité de ces variables.

En outre, le test de causalité au sens de Granger, nous avons retenues deux relations unidirectionnelles à savoir : DLOGTINT cause au sens de Granger DLOGPIBH, et DLOGPIBH cause au sens de granger DLOHTCH.

Concernant les résultats d'estimation, nous constatons que le coefficient de détermination  $R^2$  est élevé, et il est d'ordre de 98,65%. Ceci nous pousse à dire que le différentiel d'équilibre est expliqué à 98% par les variables du modèle et que ce modèle est globalement bon.

Le test de *CUSUM SQ* basé sur les résidus récursifs révèle que le modèle est relativement stable au cours du temps.

De plus, les résultats d'estimation de la relation de long terme ont révélé qu'il existe une relation positive et significative entre la variable produit intérieur brut par habitant (PIBH) et la masse

monétaire (M2). Cependant, il existe une relation négative et significative entre la variable produit intérieur brut par habitant (PIBH) et le taux d'intérêt (TINT).

Le canal monétaire et le canal du taux d'intérêt semblent ainsi être les deux mécanismes principaux via lesquels les effets de la politique monétaire se transmettent à l'activité économique en Algérie.

L'analyse des résultats permet de dégager les recommandations suivantes :

- 1- On recommande à l'autorité monétaire (la banque centrale) de prendre en considération le canal monétaire et le canal du taux d'intérêt lors de la formulation de la politique monétaire, car ce sont les deux mécanismes les plus importants via lesquels les effets de la politique monétaire se transmettent au secteur réel.
- 2- La formulation d'une politique monétaire adéquate par les autorités monétaires et veiller à la bonne conduite de cette dernière

## Bibliographie

- 1- ABBES A. (2015) « Efficacité et limites de la politique économique et conjoncture dans un modèle de type Mundell-Fleming ; étude économétrique sur l'Algérie », thèse doctorat en sciences économiques, université Abou-Bekr Belkaid, Tlemcen.
- 2- ABDENOUR F. (1999), « Les canaux de transmission de la politique monétaire : Analyse théorique et application sur données tunisienne », *Revue tunisienne d'économie*, N° 10.
- 3- ABDERRAHMANI F. (2017). « Guide pratique des séries temporelles macroéconomiques et financières avec Eviews 9.5 », université de Bejaia.
- 4- ACHOUR T. Y. (2014) « L'analyse de la croissance économique en Algérie », thèse de doctorat en sciences économiques, université Abou-Bekr Belkaid, Tlemcen.
- 5- AGNES Bénassy-Quéré, Benoît Coeuré, Pierre Jacquet, Jean Pisani-Ferry. (2005). *Politique économique*, De Boeck.
- 6- AUBERT L. (2001). « La politique monétaire, élément de théorie et pratiques des banques centrales », Document de travail, *Institut de recherches économiques et sociales*, Paris.
- 7- BASSINO, J.-P., Leroux, J.-Y., & Michelena, P. (2005). *Les politiques économiques* (Foucher). Librairie
- 8- BENABDALLAH Y. (2008) « Le développement des infrastructures en Algérie : quels effets sur la croissance économique et l'environnement de l'investissement ? », *CREAD*, Alger.
- 9- BENDAHMANE M. (2016). *Politique monétaire et croissance économique dans les pays du Maghreb*.
- 10- BOURBONNAIS R. (2015), « Econométrie : cours et exercices corrigés », 9<sup>ème</sup> Edition, DUNOD, Paris.
- 11- BOURIOUNE T. (2018). « Impact d'une politique monétaire expansionniste sur l'inflation en Algérie », *Les cahiers du CREAD*, vol.33, n°123.
- 12- BOUZNIT M. (2016) « Rendement du capital humain et dynamique de la croissance au sein des pays sous développées » thèse de doctorat, ENSSEA.
- 13- CABANNES M. (1998). *Les politiques conjoncturelles*, Edition Armand Colin.
- 14- DELAPLACE M. (2010). *Monnaie et financement de l'économie*. Edition Dunod.
- 15- Direction générale de trésor, l'Algérie le plan d'investissements publics 2010-2014 ; publication des services économique, novembre 2011.

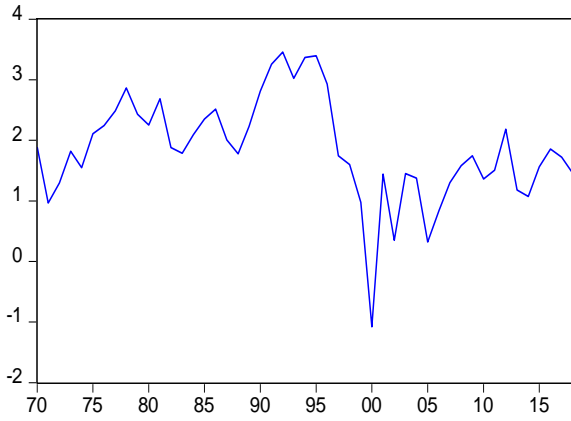
- 16-DRAMANI L., DRACKLY B., NDIAYE DIOUF D. (2007). Transmission de la politique monétaire au secteur réel au SENEGAL, Agence Nationale de la Statistique et de la Démographie, SENEGAL, 65p.
- 17-FOUDA EKOBEA, S. Y. (2010). « Politique monétaire et croissance économique en zone CEMAC: une évaluation empirique en données de panel », Maîtrise en Sciences Economiques. <https://www.memoireonline.com/01/12/5115/Politique-monetaire-et-croissance-economique-en-zone-CEMAC-une-evaluation-empirique-en-donnees.html>
- 18-JEAN Pierre P. (2010). La politique monétaire, *la documentation française*.
- 19-HADJAR A. (2011) « L'entreprise et la relance économique », mémoire en magister, université d'Oran. Disponible sur : [http:// www. Memoireoline.com](http://www.Memoireoline.com) (consulté le 28/03/2017).
- 20-<https://archipel.uqam.ca/1158/1/M10540.pdf>
- 21- <https://www.eyrolles.com/Entreprise/Livre/les-politiques-economiques-9782216101917/>
- 22-<https://www.memoireonline.com/03/17/9707/Estimation-et-stabilite-de-la-fonction-de-demande-de-monnaie-en-Algerie.html>
- 23-[https://www.memoireonline.com/11/11/4926/m\\_Relation-investissement-epargne-privee-en-RDC26.html](https://www.memoireonline.com/11/11/4926/m_Relation-investissement-epargne-privee-en-RDC26.html), consulté le 22/03/20
- 24-[https://www.researchgate.net/publication/336115671\\_COINTEGRATION\\_ET\\_CAUSALITE\\_ENTRE\\_GOUVERNANCE\\_ET\\_CROISSANCE\\_ECONOMIQUE\\_CAS\\_DU\\_MAROC](https://www.researchgate.net/publication/336115671_COINTEGRATION_ET_CAUSALITE_ENTRE_GOUVERNANCE_ET_CROISSANCE_ECONOMIQUE_CAS_DU_MAROC) consulté le 25/03/20
- 25-KOKOU J. (2008). « Prévion des prix du logement avec des vars : l'impact de l'addition des effets spatiaux », mémoire de maitrise en économie, université du Québec à Montréal.
- 26-MISHKIN, F. S. (1996). « Les canaux de transmission monétaire : leçons pour la politique monétaire », N° 27, Banque de France-Université, p. 91-105
- 27-Ministère de l'industrie et la promotion de la PME (2011), disponible sur le site [www.mipmepi.gov.dz/IMG/PDF/001.pdf](http://www.mipmepi.gov.dz/IMG/PDF/001.pdf)
- 28-Rapport N° 36270 – DZ, (2007), « A la recherche d'un investissement public de qualité », *Revue des dépenses publiques*, document de la banque mondiale, vol. 01.
- 29-Rapport de la banque mondiale, 2003b
- 30-TALAHITE F. (2010) « Réformes et transformations économiques en Algérie », Economies et finances, université Paris-Nord, P. 12.
- 31-Les rapports du FMI.
- 32-Les différents rapports de la banque d'Algérie.



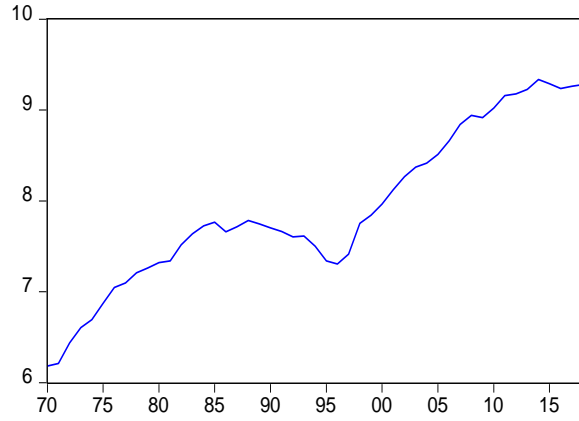
# Annexes

## Annexe 01 : Les graphes des séries en niveau

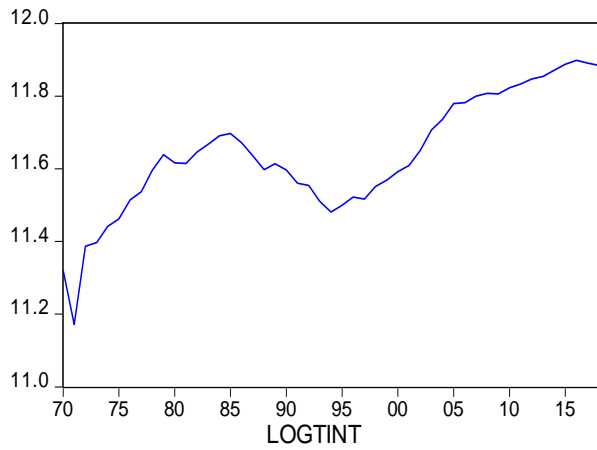
LOGINF



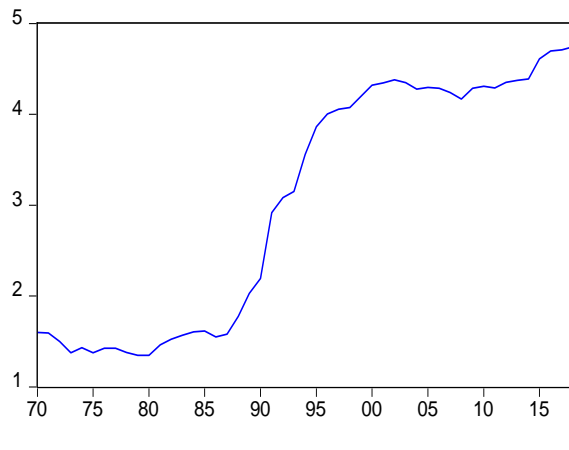
LOGM2



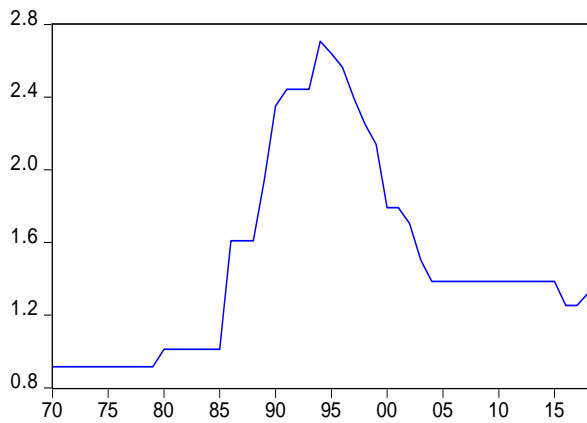
LOGPIBH



LOGTCH

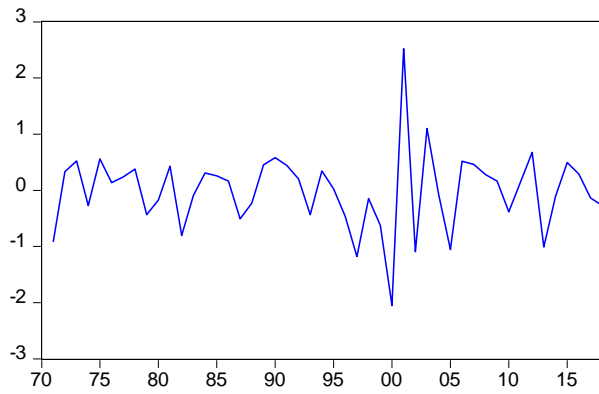


LOGTINT

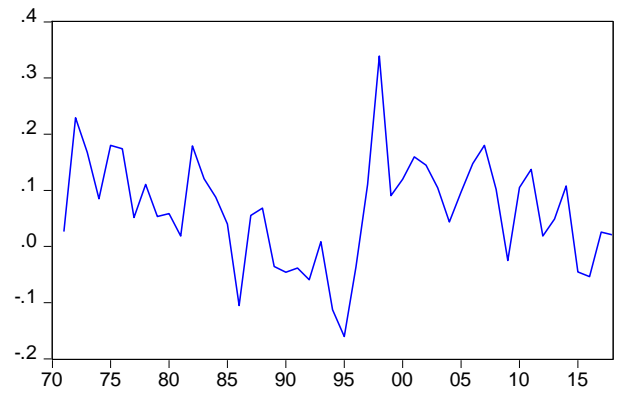


## Annexe 02 : Les graphiques des séries en différence

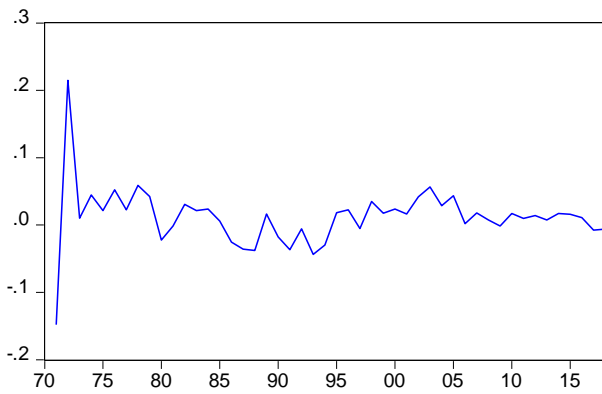
DLOGINF



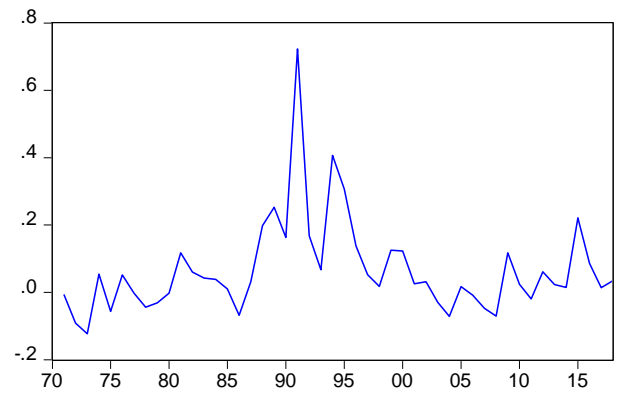
DLOGM2



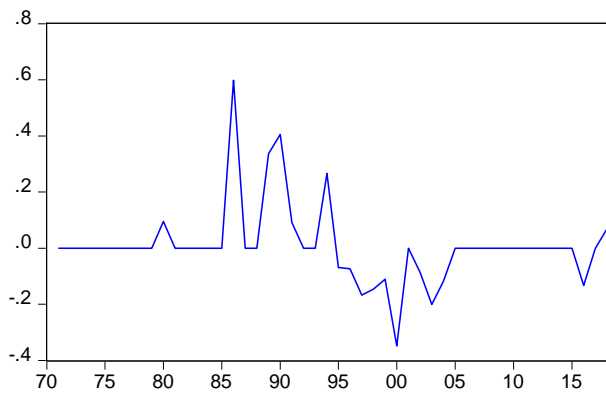
DLOGPIBH



DLOGTCH



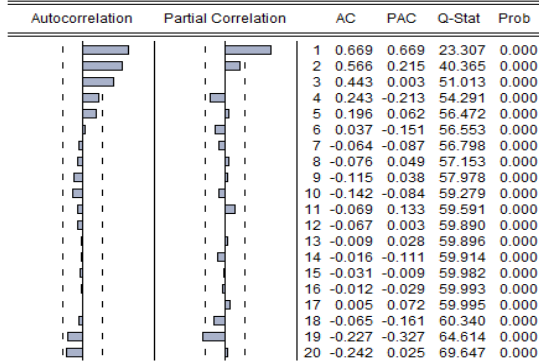
DLOGTINT



## Annexe 03 : Les corrélogrammes des séries en niveau

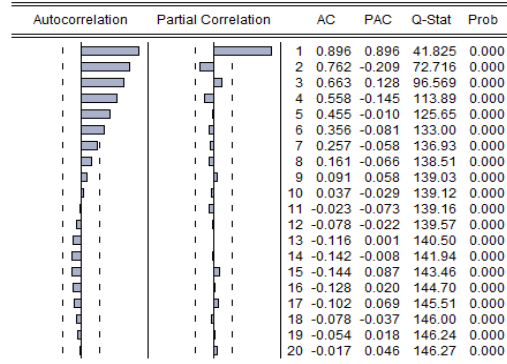
### La série Log(INF)

Date: 07/03/20 Time: 14:33  
Sample: 1970 2018  
Included observations: 49



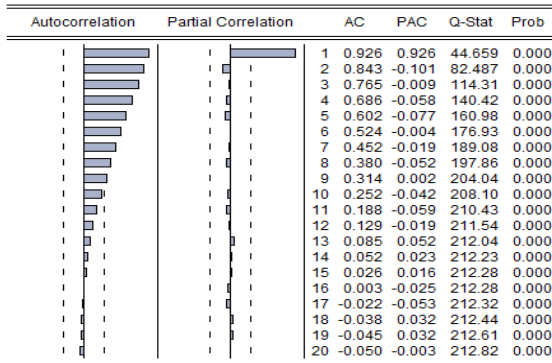
### La série Log(M2)

Date: 07/03/20 Time: 14:42  
Sample: 1970 2018  
Included observations: 49



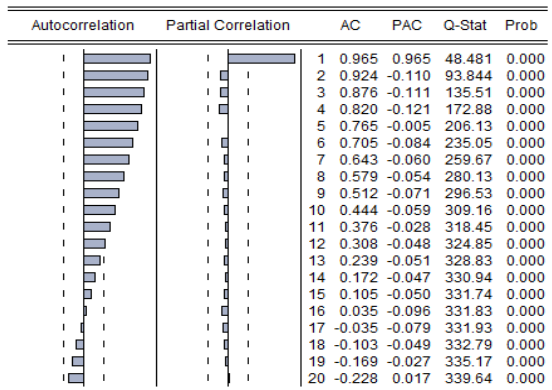
### La série Log(PIBH)

Date: 07/03/20 Time: 14:35  
Sample: 1970 2018  
Included observations: 49



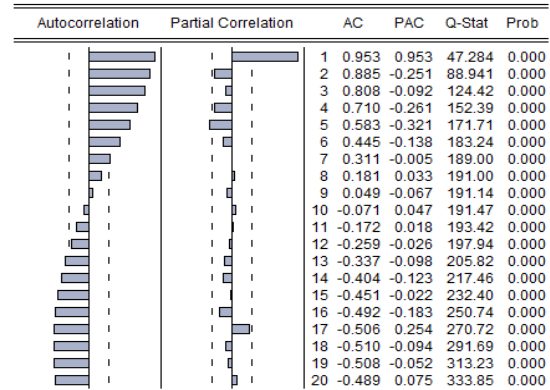
### La série Log(TCH)

Date: 07/03/20 Time: 14:45  
Sample: 1970 2018  
Included observations: 49



### La série Log(TINT)

Date: 07/03/20 Time: 14:47  
Sample: 1970 2018  
Included observations: 49



## Annexe 04 : Les corrélogrammes des séries en différence

La série Log(M2)

Date: 07/03/20 Time: 14:40  
Sample: 1970 2018  
Included observations: 48

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.472	0.472	11.363	0.001
		2 0.171	-0.066	12.885	0.002
		3 0.195	0.182	14.917	0.002
		4 0.149	-0.014	16.124	0.003
		5 0.111	0.053	16.814	0.005
		6 -0.001	-0.120	16.814	0.010
		7 -0.102	-0.090	17.421	0.015
		8 -0.093	-0.032	17.944	0.022
		9 -0.001	0.085	17.944	0.035
		10 -0.072	-0.107	18.274	0.051
		11 -0.317	-0.285	24.776	0.010
		12 -0.354	-0.129	33.114	0.001
		13 -0.226	-0.014	36.630	0.000
		14 -0.227	-0.103	40.251	0.000
		15 -0.152	0.087	41.926	0.000
		16 -0.172	-0.092	44.148	0.000
		17 -0.292	-0.218	50.736	0.000
		18 -0.214	-0.111	54.384	0.000
		19 -0.188	-0.183	57.304	0.000
		20 -0.098	0.113	58.128	0.000

La série Log(PIBH)

Date: 07/03/20 Time: 14:43  
Sample: 1970 2018  
Included observations: 48

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.195	-0.195	1.9431	0.16
		2 0.173	0.140	3.5084	0.17
		3 0.057	0.121	3.6844	0.29
		4 0.122	0.138	4.4932	0.34
		5 0.007	0.028	4.4960	0.48
		6 0.132	0.098	5.4951	0.48
		7 0.025	0.044	5.5313	0.59
		8 -0.162	-0.223	7.0965	0.52
		9 -0.059	-0.202	7.3081	0.60
		10 -0.029	-0.075	7.3605	0.69
		11 -0.101	-0.075	8.0171	0.71
		12 -0.115	-0.105	8.8937	0.71
		13 -0.105	-0.100	9.6537	0.72
		14 -0.165	-0.109	11.584	0.64
		15 -0.159	-0.130	13.414	0.57
		16 -0.108	-0.139	14.289	0.57
		17 0.011	0.036	14.299	0.64
		18 -0.116	0.007	15.383	0.63
		19 -0.082	-0.071	15.940	0.66
		20 0.054	0.064	16.186	0.70

La série Log(TINT)

Date: 07/03/20 Time: 14:45  
Sample: 1970 2018  
Included observations: 48

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.418	0.418	8.9090	0.003
		2 0.268	0.114	12.667	0.002
		3 0.417	0.332	21.944	0.000
		4 0.240	-0.048	25.088	0.000
		5 0.123	-0.042	25.931	0.000
		6 0.131	-0.043	26.916	0.000
		7 0.026	-0.094	26.956	0.000
		8 -0.057	-0.080	27.150	0.001
		9 -0.105	-0.109	27.825	0.001
		10 -0.089	0.019	28.321	0.002
		11 -0.152	-0.070	29.827	0.002
		12 -0.246	-0.122	33.871	0.001
		13 -0.255	-0.114	38.342	0.000
		14 -0.194	0.016	40.999	0.000
		15 -0.183	0.036	43.433	0.000
		16 -0.356	-0.252	52.953	0.000
		17 -0.289	-0.066	59.413	0.000
		18 -0.197	-0.032	62.532	0.000
		19 -0.255	-0.018	67.905	0.000
		20 -0.133	0.083	69.427	0.000

La série Log(TCH)

Date: 07/03/20 Time: 14:49  
Sample: 1970 2018  
Included observations: 48

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.291	0.291	4.3244	0.038
		2 0.132	0.051	5.2291	0.038
		3 0.334	0.309	11.172	0.001
		4 0.411	0.289	20.403	0.000
		5 0.157	-0.027	21.774	0.001
		6 -0.051	-0.239	21.924	0.001
		7 -0.070	-0.306	22.212	0.002
		8 0.028	-0.114	22.260	0.004
		9 -0.186	-0.204	24.380	0.004
		10 -0.220	0.033	27.439	0.002
		11 -0.221	0.011	30.604	0.001
		12 -0.130	0.142	31.728	0.002
		13 -0.166	0.089	33.609	0.001
		14 -0.300	-0.164	39.949	0.000
		15 -0.065	0.095	40.260	0.000
		16 -0.021	-0.060	40.292	0.001
		17 -0.124	-0.058	41.485	0.001
		18 -0.092	-0.056	42.161	0.001
		19 0.001	-0.059	42.161	0.002
		20 -0.034	-0.171	42.261	0.003

## Annexe 05 : Le test de Dicky Fuller Augmenté

### La série Log(INF)

Null Hypothesis: LOGINF has a unit root  
Exogenous: Constant, Linear Trend  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.215397	0.0936
Test critical values:		
1% level	-4.161144	
5% level	-3.506374	
10% level	-3.183002	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(LOGINF)  
Method: Least Squares  
Date: 07/03/20 Time: 13:45  
Sample (adjusted): 1971 2018  
Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGINF(-1)	-0.370394	0.115194	-3.215397	0.0024
C	0.885069	0.330567	2.677431	0.0103
@TREND("1970")	-0.008290	0.007123	-1.163765	0.2507

Null Hypothesis: LOGINF has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.989563	0.0430
Test critical values:		
1% level	-3.574446	
5% level	-2.923780	
10% level	-2.599925	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(LOGINF)  
Method: Least Squares  
Date: 07/03/20 Time: 13:48  
Sample (adjusted): 1971 2018  
Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGINF(-1)	-0.327724	0.109623	-2.989563	0.0045
C	0.602360	0.225051	2.676545	0.0103

### La série Log(M2)

Null Hypothesis: LOGM2 has a unit root  
Exogenous: Constant, Linear Trend  
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.328804	0.4108
Test critical values:		
1% level	-4.165756	
5% level	-3.508508	
10% level	-3.184230	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(LOGM2)  
Method: Least Squares  
Date: 07/03/20 Time: 13:49  
Sample (adjusted): 1972 2018  
Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGM2(-1)	-0.102299	0.043928	-2.328804	0.0246
D(LOGM2(-1))	0.498741	0.127861	3.900653	0.0003
C	0.711830	0.284352	2.503341	0.0162
@TREND("1970")	0.005230	0.002699	1.937495	0.0593

Null Hypothesis: LOGM2 has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.468664	0.5406
Test critical values:		
1% level	-3.577723	
5% level	-2.925169	
10% level	-2.600658	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(LOGM2)  
Method: Least Squares  
Date: 07/03/20 Time: 13:50  
Sample (adjusted): 1972 2018  
Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGM2(-1)	-0.021966	0.014957	-1.468664	0.1490
D(LOGM2(-1))	0.459132	0.130106	3.528909	0.0010
C	0.209188	0.120004	1.743175	0.0883

Null Hypothesis: LOGM2 has a unit root  
Exogenous: None  
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	2.040441	0.9891
Test critical values:		
1% level	-2.615093	
5% level	-1.947975	
10% level	-1.612408	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(LOGM2)  
Method: Least Squares  
Date: 07/03/20 Time: 13:51  
Sample (adjusted): 1972 2018  
Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGM2(-1)	0.003901	0.001912	2.040441	0.0472
D(LOGM2(-1))	0.492457	0.131577	3.742736	0.0005

Null Hypothesis: D(LOGM2) has a unit root  
Exogenous: None  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.168891	0.0021
Test critical values:		
1% level	-2.615093	
5% level	-1.947975	
10% level	-1.612408	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(LOGM2,2)  
Method: Least Squares  
Date: 07/03/20 Time: 16:48  
Sample (adjusted): 1972 2018  
Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGM2(-1))	-0.358139	0.113017	-3.168891	0.0027

## La série Log(PIBH)

Null Hypothesis: LOGPIBH has a unit root  
Exogenous: Constant, Linear Trend  
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.812999	0.2001
Test critical values:		
1% level	-4.165756	
5% level	-3.508508	
10% level	-3.184230	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(LOGPIBH)  
Method: Least Squares  
Date: 07/03/20 Time: 13:53  
Sample (adjusted): 1972 2018  
Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGPIBH(-1)	-0.159842	0.056823	-2.812999	0.0074
D(LOGPIBH(-1))	-0.133549	0.115956	-1.151721	0.2558
C	1.858064	0.648212	2.866445	0.0064
@TREND("1970")	0.000779	0.000643	1.211497	0.2323

Null Hypothesis: LOGPIBH has a unit root  
Exogenous: Constant  
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.115819	0.0321
Test critical values:		
1% level	-3.577723	
5% level	-2.925169	
10% level	-2.600658	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(LOGPIBH)  
Method: Least Squares  
Date: 07/03/20 Time: 13:54  
Sample (adjusted): 1972 2018  
Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGPIBH(-1)	-0.103967	0.033367	-3.115819	0.0032
D(LOGPIBH(-1))	-0.162956	0.113989	-1.429586	0.1599
C	1.227437	0.388340	3.160728	0.0028

Null Hypothesis: LOGPIBH has a unit root  
Exogenous: None  
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	2.986197	0.9990
Test critical values:		
1% level	-2.615093	
5% level	-1.947975	
10% level	-1.612408	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(LOGPIBH)  
Method: Least Squares  
Date: 07/03/20 Time: 13:55  
Sample (adjusted): 1972 2018  
Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGPIBH(-1)	0.001489	0.000499	2.986197	0.0046
D(LOGPIBH(-1))	-0.195588	0.124344	-1.572964	0.1227

Null Hypothesis: D(LOGPIBH) has a unit root  
Exogenous: None  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.454132	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.615093	
5% level	-1.947975	
10% level	-1.612408	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(LOGPIBH,2)  
Method: Least Squares  
Date: 07/03/20 Time: 16:50  
Sample (adjusted): 1972 2018  
Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGPIBH(-1))	-1.098508	0.129937	-8.454132	0.0000

## La série Log(TINT)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.647380	0.2625
Test critical values:		
1% level	-4.180911	
5% level	-3.515523	
10% level	-3.188259	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(LOGTINT)  
Method: Least Squares  
Date: 07/03/20 Time: 14:04  
Sample (adjusted): 1975 2018  
Included observations: 44 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGTINT(-1)	-0.107353	0.040551	-2.647380	0.0118
D(LOGTINT(-1))	0.152413	0.145114	1.050295	0.3004
D(LOGTINT(-2))	0.023691	0.145176	0.163192	0.8713
D(LOGTINT(-3))	0.279126	0.145202	1.922323	0.0623
D(LOGTINT(-4))	0.406896	0.152460	2.668870	0.0112
C	0.159452	0.067239	2.371432	0.0230
@TREND("1970")	0.000324	0.001742	0.186229	0.8533

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.780986	0.0692
Test critical values:		
1% level	-3.588509	
5% level	-2.929734	
10% level	-2.603064	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(LOGTINT)  
Method: Least Squares  
Date: 07/03/20 Time: 14:06  
Sample (adjusted): 1975 2018  
Included observations: 44 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGTINT(-1)	-0.104806	0.037687	-2.780986	0.0084
D(LOGTINT(-1))	0.148582	0.141813	1.047736	0.3014
D(LOGTINT(-2))	0.018401	0.140549	0.130920	0.8965
D(LOGTINT(-3))	0.275141	0.141781	1.940604	0.0598
D(LOGTINT(-4))	0.401807	0.148074	2.713560	0.0099
C	0.164240	0.061335	2.677756	0.0109

Null Hypothesis: LOGTINT has a unit root  
Exogenous: None  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.028722	0.6682
Test critical values:		
1% level	-2.614029	
5% level	-1.947816	
10% level	-1.612492	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(LOGTINT)  
Method: Least Squares  
Date: 07/03/20 Time: 14:07  
Sample (adjusted): 1971 2018  
Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGTINT(-1)	-0.000377	0.013125	-0.028722	0.9772
R-squared	-0.003417	Mean dependent var	0.008447	
Adjusted R-squared	-0.003417	S.D. dependent var	0.145661	

Null Hypothesis: D(LOGTINT) has a unit root  
Exogenous: None  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.994892	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.615093	
5% level	-1.947975	
10% level	-1.612408	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(LOGTINT,2)  
Method: Least Squares  
Date: 07/03/20 Time: 16:52  
Sample (adjusted): 1972 2018  
Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGTINT(-1))	-0.705675	0.141279	-4.994892	0.0000

# La série Log(TCH)

Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.258868	0.4468
Test critical values:		
1% level	-4.175640	
5% level	-3.513075	
10% level	-3.186854	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGTCH)

Method: Least Squares

Date: 07/03/20 Time: 14:01

Sample (adjusted): 1974 2018

Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGTCH(-1)	-0.091864	0.040668	-2.258868	0.0296
D(LOGTCH(-1))	0.299254	0.138834	2.155480	0.0374
D(LOGTCH(-2))	0.029391	0.146150	0.201104	0.8417
D(LOGTCH(-3))	0.421271	0.141203	2.983438	0.0049
C	0.107593	0.047292	2.275068	0.0285
@TREND("1970")	0.007716	0.004055	1.902720	0.0645

Null Hypothesis: LOGTCH has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.461845	0.8894
Test critical values:		
1% level	-3.577723	
5% level	-2.925169	
10% level	-2.600658	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGTCH)

Method: Least Squares

Date: 07/03/20 Time: 14:02

Sample (adjusted): 1972 2018

Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGTCH(-1)	-0.006766	0.014649	-0.461845	0.6465
D(LOGTCH(-1))	0.424815	0.137023	3.100314	0.0034
C	0.059490	0.048442	1.228088	0.2259

Null Hypothesis: LOGTCH has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.448242	0.9615
Test critical values:		
1% level	-2.615093	
5% level	-1.947975	
10% level	-1.612408	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOGTCH)

Method: Least Squares

Date: 07/03/20 Time: 14:03

Sample (adjusted): 1972 2018

Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGTCH(-1)	0.009389	0.006483	1.448242	0.1545
D(LOGTCH(-1))	0.439862	0.137243	3.204987	0.0025

Null Hypothesis: D(TCH1) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.489684	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.615093	
5% level	-1.947975	
10% level	-1.612408	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TCH1,2)

Method: Least Squares

Date: 07/03/20 Time: 16:54

Sample (adjusted): 1972 2018

Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TCH1(-1))	-0.607512	0.135313	-4.489684	0.0000

## Annexe 06 : Le test de Phillips-Perron

### La série Log(INF)

Null Hypothesis: LOGINF has a unit root  
Exogenous: Constant, Linear Trend  
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-3.224505	0.0919
Test critical values:		
1% level	-4.161144	
5% level	-3.506374	
10% level	-3.183002	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.393811
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.397170

Phillips-Perron Test Equation  
Dependent Variable: D(LOGINF)  
Method: Least Squares  
Date: 07/03/20 Time: 15:18  
Sample (adjusted): 1971 2018  
Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGINF(-1)	-0.370394	0.115194	-3.215397	0.0024
C	0.885069	0.330567	2.677431	0.0103
@TREND("1970")	-0.008290	0.007123	-1.163765	0.2507
R-squared	0.187149	Mean dependent var	-0.009072	
Adjusted R-squared	0.151022	S.D. dependent var	0.703413	
S.E. of regression	0.648125	Akaike info criterion	2.030994	
Sum squared resid	18.90294	Schwarz criterion	2.147944	
Log likelihood	-45.74385	Hannan-Quinn criter.	2.075189	
F-statistic	5.180342	Durbin-Watson stat	2.201632	
Prob(F-statistic)	0.009446			

Null Hypothesis: LOGINF has a unit root  
Exogenous: Constant  
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-3.014127	0.0406
Test critical values:		
1% level	-3.574446	
5% level	-2.923780	
10% level	-2.599925	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.405664
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.414916

Phillips-Perron Test Equation  
Dependent Variable: D(LOGINF)  
Method: Least Squares  
Date: 07/03/20 Time: 15:21  
Sample (adjusted): 1971 2018  
Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGINF(-1)	-0.327724	0.109623	-2.989563	0.0045
C	0.602360	0.225051	2.676545	0.0103
R-squared	0.162685	Mean dependent var	-0.009072	
Adjusted R-squared	0.144482	S.D. dependent var	0.703413	
S.E. of regression	0.650616	Akaike info criterion	2.018980	
Sum squared resid	19.47186	Schwarz criterion	2.096946	
Log likelihood	-46.45551	Hannan-Quinn criter.	2.048443	
F-statistic	8.937487	Durbin-Watson stat	2.237596	
Prob(F-statistic)	0.004474			

### La série Log(M2)

Null Hypothesis: LOGM2 has a unit root  
Exogenous: Constant, Linear Trend  
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.921444	0.6279
Test critical values:		
1% level	-4.161144	
5% level	-3.506374	
10% level	-3.183002	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.008368
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.018474

Null Hypothesis: LOGM2 has a unit root  
Exogenous: Constant  
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.233977	0.6522
Test critical values:		
1% level	-3.574446	
5% level	-2.923780	
10% level	-2.599925	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.008587
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.018610

Null Hypothesis: LOGM2 has a unit root  
Exogenous: None  
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	2.937519	0.9989
Test critical values:		
1% level	-2.614029	
5% level	-1.947816	
10% level	-1.612492	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.009248
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.020541

Null Hypothesis: D(LOGM2) has a unit root  
Exogenous: None  
Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-3.146704	0.0023
Test critical values:		
1% level	-2.615093	
5% level	-1.947975	
10% level	-1.612408	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.007861
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.007694

Phillips-Perron Test Equation  
Dependent Variable: D(LOGM2)  
Method: Least Squares  
Date: 07/03/20 Time: 15:23  
Sample (adjusted): 1971 2018  
Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGM2(-1)	-0.072539	0.049284	-1.471861	0.1480
C	0.555228	0.318877	1.741197	0.0885
@TREND("1970")	0.003305	0.003050	1.083744	0.2843
R-squared	0.064153	Mean dependent var	0.064548	
Adjusted R-squared	0.022560	S.D. dependent var	0.095563	
S.E. of regression	0.094479	Akaike info criterion	-1.820417	
Sum squared resid	0.401683	Schwarz criterion	-1.703467	
Log likelihood	46.69001	Hannan-Quinn criter.	-1.776222	
F-statistic	1.542397	Durbin-Watson stat	1.045140	
Prob(F-statistic)	0.224961			

Phillips-Perron Test Equation  
Dependent Variable: D(LOGM2)  
Method: Least Squares  
Date: 07/03/20 Time: 15:25  
Sample (adjusted): 1971 2018  
Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGM2(-1)	-0.021987	0.015938	-1.379519	0.1744
C	0.237818	0.126343	1.882321	0.0661
R-squared	0.039728	Mean dependent var	0.064548	
Adjusted R-squared	0.018852	S.D. dependent var	0.095563	
S.E. of regression	0.094658	Akaike info criterion	-1.836319	
Sum squared resid	0.412166	Schwarz criterion	-1.758352	
Log likelihood	46.07165	Hannan-Quinn criter.	-1.806855	
F-statistic	1.903074	Durbin-Watson stat	1.068742	
Prob(F-statistic)	0.174404			

Phillips-Perron Test Equation  
Dependent Variable: D(LOGM2)  
Method: Least Squares  
Date: 07/03/20 Time: 15:27  
Sample (adjusted): 1971 2018  
Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGM2(-1)	0.007838	0.0011770	4.429218	0.0001
R-squared	-0.034237	Mean dependent var	0.064548	
Adjusted R-squared	-0.034237	S.D. dependent var	0.095563	
S.E. of regression	0.097185	Akaike info criterion	-1.803783	
Sum squared resid	0.443913	Schwarz criterion	-1.764800	
Log likelihood	44.29079	Hannan-Quinn criter.	-1.789051	
Durbin-Watson stat	1.021971			

Phillips-Perron Test Equation  
Dependent Variable: D(LOGM2(-1))  
Method: Least Squares  
Date: 07/03/20 Time: 16:15  
Sample (adjusted): 1972 2018  
Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGM2(-1))	-0.358139	0.113017	-3.168891	0.0027
R-squared	0.179184	Mean dependent var	-0.000132	
Adjusted R-squared	0.179184	S.D. dependent var	0.098918	
S.E. of regression	0.089618	Akaike info criterion	-1.965465	
Sum squared resid	0.369447	Schwarz criterion	-1.926100	
Log likelihood	47.18842	Hannan-Quinn criter.	-1.950651	
Durbin-Watson stat	1.920451			



## La série Log(PIBH)

Null Hypothesis: LOGPIBH has a unit root  
Exogenous: Constant, Linear Trend  
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.852838	0.6631
Test critical values:		
1% level	-4.161144	
5% level	-3.506374	
10% level	-3.183002	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.001848
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.001862

Phillips-Perron Test Equation  
Dependent Variable: D(LOGPIBH)  
Method: Least Squares  
Date: 07/03/20 Time: 15:59  
Sample (adjusted): 1971 2018  
Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGPIBH(-1)	-0.128591	0.069650	-1.847674	0.0712
C	1.484344	0.794458	1.868373	0.0682
@TREND("1970")	0.001007	0.000800	1.258726	0.2146

R-squared 0.074054 Mean dependent var 0.011767  
Adjusted R-squared 0.032901 S.D. dependent var 0.045144  
S.E. of regression 0.044396 Akaike info criterion -3.330894  
Sum squared resid 0.088693 Schwarz criterion -3.213944  
Log likelihood 82.94146 Hannan-Quinn criter. -3.286698  
F-statistic 1.799479 Durbin-Watson stat 1.978112  
Prob(F-statistic) 0.177082

## La série Log(TCH)

Null Hypothesis: LOGTCH has a unit root  
Exogenous: Constant, Linear Trend  
Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.848432	0.6653
Test critical values:		
1% level	-4.161144	
5% level	-3.506374	
10% level	-3.183002	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.018870
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.051735

Phillips-Perron Test Equation  
Dependent Variable: D(LOGTCH)  
Method: Least Squares  
Date: 07/03/20 Time: 15:36  
Sample (adjusted): 1971 2018  
Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGTCH(-1)	-0.058854	0.042890	-1.328379	0.1908
C	0.094934	0.054269	1.749313	0.0871
@TREND("1970")	0.005775	0.004103	1.407425	0.1662

R-squared 0.042200 Mean dependent var 0.065556  
Adjusted R-squared -0.000369 S.D. dependent var 0.141846  
S.E. of regression 0.141872 Akaike info criterion -1.007323  
Sum squared resid 0.905743 Schwarz criterion -0.890373  
Log likelihood 27.17576 Hannan-Quinn criter. -0.963128  
F-statistic 0.991341 Durbin-Watson stat 1.143603  
Prob(F-statistic) 0.379037

Null Hypothesis: LOGPIBH has a unit root  
Exogenous: Constant  
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.388766	0.5801
Test critical values:		
1% level	-3.574446	
5% level	-2.923780	
10% level	-2.599925	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.001913
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.001741

Phillips-Perron Test Equation  
Dependent Variable: D(LOGPIBH)  
Method: Least Squares  
Date: 07/03/20 Time: 16:00  
Sample (adjusted): 1971 2018  
Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGPIBH(-1)	-0.057163	0.040529	-1.410424	0.1651
C	0.676824	0.471574	1.435244	0.1580

R-squared 0.041453 Mean dependent var 0.011767  
Adjusted R-squared 0.020615 S.D. dependent var 0.045144  
S.E. of regression 0.044677 Akaike info criterion -3.337958  
Sum squared resid 0.091816 Schwarz criterion -3.259991  
Log likelihood 82.11098 Hannan-Quinn criter. -3.308494  
F-statistic 1.989295 Durbin-Watson stat 2.075467  
Prob(F-statistic) 0.165141

Null Hypothesis: LOGTCH has a unit root  
Exogenous: Constant  
Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.400515	0.9007
Test critical values:		
1% level	-3.574446	
5% level	-2.923780	
10% level	-2.599925	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.019700
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.052657

Phillips-Perron Test Equation  
Dependent Variable: D(LOGTCH)  
Method: Least Squares  
Date: 07/03/20 Time: 15:37  
Sample (adjusted): 1971 2018  
Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGTCH(-1)	-0.000661	0.015581	-0.042407	0.9664
C	0.067542	0.051197	1.319270	0.1936

R-squared 0.000039 Mean dependent var 0.065556  
Adjusted R-squared -0.021699 S.D. dependent var 0.141846  
S.E. of regression 0.143376 Akaike info criterion -1.005913  
Sum squared resid 0.945613 Schwarz criterion -0.927946  
Log likelihood 26.14190 Hannan-Quinn criter. -0.976449  
F-statistic 0.001798 Durbin-Watson stat 1.157472  
Prob(F-statistic) 0.966358

Null Hypothesis: LOGPIBH has a unit root  
Exogenous: None  
Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	1.930254	0.9860
Test critical values:		
1% level	-2.614029	
5% level	-1.947816	
10% level	-1.612492	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.001998
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.001713

Phillips-Perron Test Equation  
Dependent Variable: D(LOGPIBH)  
Method: Least Squares  
Date: 07/03/20 Time: 16:02  
Sample (adjusted): 1971 2018  
Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGPIBH(-1)	0.001000	0.000560	1.785225	0.0807

R-squared -0.001472 Mean dependent var 0.011767  
Adjusted R-squared -0.001472 S.D. dependent var 0.045144  
S.E. of regression 0.045178 Akaike info criterion -3.335817  
Sum squared resid 0.095928 Schwarz criterion -3.296834  
Log likelihood 81.05961 Hannan-Quinn criter. -3.321095  
Durbin-Watson stat 2.119422

Null Hypothesis: LOGTCH has a unit root  
Exogenous: None  
Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	1.557251	0.9690
Test critical values:		
1% level	-2.614029	
5% level	-1.947816	
10% level	-1.612492	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.020446
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.056111

Phillips-Perron Test Equation  
Dependent Variable: D(LOGTCH)  
Method: Least Squares  
Date: 07/03/20 Time: 15:38  
Sample (adjusted): 1971 2018  
Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGTCH(-1)	0.018140	0.006347	2.857892	0.0063

R-squared -0.037796 Mean dependent var 0.065556  
Adjusted R-squared -0.037796 S.D. dependent var 0.141846  
S.E. of regression 0.144501 Akaike info criterion -1.101041  
Sum squared resid 0.981391 Schwarz criterion -0.971458  
Log likelihood 25.25059 Hannan-Quinn criter. -0.995709  
Durbin-Watson stat 1.136619

Null Hypothesis: D(LOGPIBH) has a unit root  
Exogenous: None  
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-8.187843	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.615093	
5% level	-1.947975	
10% level	-1.612408	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.001692
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.004056

Phillips-Perron Test Equation  
Dependent Variable: D(LOGPIBH,2)  
Method: Least Squares  
Date: 07/03/20 Time: 16:35  
Sample (adjusted): 1972 2018  
Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGPIBH(-1))	-1.098508	0.129937	-8.454132	0.0000

R-squared 0.607591 Mean dependent var 0.003018  
Adjusted R-squared 0.607591 S.D. dependent var 0.066375  
S.E. of regression 0.041579 Akaike info criterion -3.501403  
Sum squared resid 0.079525 Schwarz criterion -3.462038  
Log likelihood 83.28298 Hannan-Quinn criter. -3.486590  
Durbin-Watson stat 0.694725

Null Hypothesis: D(LOGTCH) has a unit root  
Exogenous: None  
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-3.900032	0.0002
Test critical values:		
1% level	-2.615093	
5% level	-1.947975	
10% level	-1.612408	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.017770
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.019777

Phillips-Perron Test Equation  
Dependent Variable: D(LOGTCH,2)  
Method: Least Squares  
Date: 07/03/20 Time: 16:19  
Sample (adjusted): 1972 2018  
Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGTCH(-1))	-0.475383	0.125612	-3.784540	0.0004

R-squared 0.237410 Mean dependent var 0.000872  
Adjusted R-squared 0.237410 S.D. dependent var 0.154301  
S.E. of regression 0.134746 Akaike info criterion -1.149809  
Sum squared resid 0.835194 Schwarz criterion -1.110444  
Log likelihood 28.02051 Hannan-Quinn criter. -1.134996  
Durbin-Watson stat 2.186278

## La série Log(TINT)

Null Hypothesis: LOGTINT has a unit root  
Exogenous: Constant, Linear Trend  
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.203356	0.8985
Test critical values:		
1% level	-4.161144	
5% level	-3.506374	
10% level	-3.183002	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.019702
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.038661

Phillips-Perron Test Equation  
Dependent Variable: D(LOGTINT)  
Method: Least Squares  
Date: 07/03/20 Time: 16:04  
Sample (adjusted): 1971 2018  
Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGTINT(-1)	-0.031639	0.040096	-0.789072	0.4342
C	0.096090	0.063874	1.504358	0.1395
@TREND("1970")	-0.001632	0.001597	-1.021388	0.3125

R-squared	0.051636	Mean dependent var	0.008447
Adjusted R-squared	0.009486	S.D. dependent var	0.145661
S.E. of regression	0.144968	Akaike info criterion	-0.964143
Sum squared resid	0.945710	Schwarz criterion	-0.847193
Log likelihood	26.13944	Hannan-Quinn criter.	-0.919948
F-statistic	1.225061	Durbin-Watson stat	1.445674
Prob(F-statistic)	0.303348		

Null Hypothesis: LOGTINT has a unit root  
Exogenous: Constant  
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.490766	0.5297
Test critical values:		
1% level	-3.574446	
5% level	-2.923780	
10% level	-2.599925	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.020159
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.042037

Phillips-Perron Test Equation  
Dependent Variable: D(LOGTINT)  
Method: Least Squares  
Date: 07/03/20 Time: 16:05  
Sample (adjusted): 1971 2018  
Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGTINT(-1)	-0.044969	0.037931	-1.185566	0.2419
C	0.076201	0.060862	1.252020	0.2169

R-squared	0.029650	Mean dependent var	0.008447
Adjusted R-squared	0.008555	S.D. dependent var	0.145661
S.E. of regression	0.145036	Akaike info criterion	-0.982892
Sum squared resid	0.967634	Schwarz criterion	-0.904925
Log likelihood	25.58940	Hannan-Quinn criter.	-0.953428
F-statistic	1.405567	Durbin-Watson stat	1.394208
Prob(F-statistic)	0.241882		

Null Hypothesis: LOGTINT has a unit root  
Exogenous: None  
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.251139	0.5905
Test critical values:		
1% level	-2.614029	
5% level	-1.947816	
10% level	-1.612492	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.020846
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.043066

Phillips-Perron Test Equation  
Dependent Variable: D(LOGTINT)  
Method: Least Squares  
Date: 07/03/20 Time: 16:06  
Sample (adjusted): 1971 2018  
Included observations: 48 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGTINT(-1)	-0.000377	0.013125	-0.028722	0.9772

R-squared	-0.003417	Mean dependent var	0.008447
Adjusted R-squared	-0.003417	S.D. dependent var	0.145661
S.E. of regression	0.145909	Akaike info criterion	-0.991049
Sum squared resid	1.000609	Schwarz criterion	-0.952085
Log likelihood	24.78517	Hannan-Quinn criter.	-0.976317
Durbin-Watson stat	1.408888		

Null Hypothesis: D(LOGTINT) has a unit root  
Exogenous: None  
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-5.030675	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.615093	
5% level	-1.947975	
10% level	-1.612408	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.019454
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.020328

Phillips-Perron Test Equation  
Dependent Variable: D(LOGTINT,2)  
Method: Least Squares  
Date: 07/03/20 Time: 16:20  
Sample (adjusted): 1972 2018  
Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOGTINT(-1))	-0.705675	0.141279	-4.994892	0.0000

R-squared	0.351600	Mean dependent var	0.001468
Adjusted R-squared	0.351600	S.D. dependent var	0.175088
S.E. of regression	0.140987	Akaike info criterion	-1.059252
Sum squared resid	0.914357	Schwarz criterion	-1.019887
Log likelihood	25.89241	Hannan-Quinn criter.	-1.044438
Durbin-Watson stat	2.025712		

### Annexe 07 : Base de données 01

Année	M2	PIBH	TCH	INF	TINT
1970	484,2962963	82432,27219	4,94	6,6	2,5
1971	497,3214286	71089,73078	4,91	2,63	2,5
1972	625,4827586	88133,51791	4,48	3,66	2,5
1973	739,6774194	89025,78434	3,96	6,17	2,5
1974	805,375	93095,51966	4,18	4,7	2,5
1975	964,2571429	95091,61227	3,95	8,23	2,5
1976	1147,5	100182,7068	4,16	9,43	2,5
1977	1208,139535	102469,5978	4,15	11,99	2,5
1978	1349,16	108701,1982	3,97	17,52	2,5
1979	1423	113411,7879	3,85	11,35	2,5
1980	1508,677419	110895,8274	3,84	9,52	2,75
1981	1537,380282	110750,4589	4,32	14,65	2,75
1982	1838,52	114216,8359	4,59	6,54	2,75
1983	2074,075	116682,2082	4,79	5,97	2,75
1984	2264,162791	119470,1347	4,98	8,12	2,75
1985	2356,421053	120201,5256	5,03	10,48	2,75
1986	2121,654206	117177,7513	4,7	12,37	5
1987	2242,573913	113069,0816	4,85	7,44	5
1988	2401,336066	108873,874	5,91	5,91	5
1989	2316,887218	110663,9526	7,61	9,3	7
1990	2212,935484	108722,8263	8,96	16,65	10,5
1991	2129,589744	104807,5718	18,47	25,89	11,5
1992	2007,400778	104215,6893	21,84	31,67	11,5
1993	2023,958065	99785,48668	23,35	20,54	11,5
1994	1808,785	96860,66101	35,06	29,05	15
1995	1540,581888	98639,42022	47,66	29,78	14
1996	1485,483766	100899,099	54,75	18,68	13
1997	1658,769939	100374,4913	57,71	5,73	11
1998	2328,159357	103922,0785	58,74	4,95	9,5
1999	2548,931624	105739,3812	66,57	2,65	8,5
2000	2872,917614	108276,6044	75,26	0,34	6
2001	3369,912807	110073,6274	77,22	4,23	6
2002	3894,673826	114765,0519	79,68	1,42	5,5
2003	4322,708763	121468,3735	77,39	4,27	4,5
2004	4515,861214	125032,8675	72,06	3,96	4
2005	4976,03912	130582,1726	73,28	1,38	4
2006	5767,741935	130862,6881	72,65	2,31	4
2007	6906,221198	133229,0119	69,29	3,67	4
2008	7643,846154	134212,47	64,58	4,86	4
2009	7456,444906	134031,7294	72,65	5,73	4
2010	8280,7	136372,9641	74,39	3,91	4
2011	9501,626794	137709,6983	72,94	4,52	4
2012	9679,349736	139640,1083	77,54	8,89	4
2013	10162,97872	140703,712	79,37	3,25	4
2014	11320,67825	143110,378	80,56	2,92	4
2015	10816,49566	145400,8285	100,46	4,78	4
2016	10249,48071	147006,8794	109,47	6,4	3,5
2017	10515,87079	145903,5934	110,96	5,59	3,5
2018	10731,91919	145006,019	114,9	4,27	3,75

## Annexe 08 : Base de données 02

Année	M2	Avoirs extérieurs nets	Crédits à l'économie	Crédits intérieurs	Crédits à l'Etat	PIBH
1990	343,01	6,535	246979	414022	167043	108726,104
1991	415,27	24,286	325848	484818	158970	104810,731
1992	515,9	22,641	412310	639244	226933	104218,831
1993	627,43	19,618	220249	748084	527835	99788,4947
1994	723,51	60,399	305843	774380	468537	96863,5808
1995	799,56	26,298	565644	967231	401587	98642,3937
1996	915,06	133,949	776843	1057391	280548	100902,141
1997	1081,52	350,309	741281	1164930	423650	100377,517
1998	1592,46	280,71	906181	1629362	723181	103925,211
1999	1789,35	169,618	1150733	1998632	847899	105742,569
2000	2022,53	775,948	993737	1671214	677477	108300,396
2001	2473,52	1310,746	1078448	1648171	569723	110106,788
2002	2901,53	1755,696	1266799	1845489	578690	114809,761
2003	3354,42	2342,663	1380166	1803572	423406	121517,817
2004	3738,04	3119,174	1535029	1514434	-20596	125085,709
2005	4157,59	4179,656	1779754	846570	-933184	130646,971
2006	4933,74	5515,046	1905440	601392	-1304048	130907,656
2007	5994,61	7415,563	2205242	12065	-2193176	133239,831
2008	6955,97	10246,964	2615516	-1011830	-3627346	134171,115
2009	7173,05	10885,743	3086545	-402378	-3488923	134032,953
2010	8280,74	11996,565	3268092	-124857	-3392949	136419,157
2011	9929,19	13922,408	3726510	319906	-3406,6	137745,454
2012	11013,3	14940	4287,6	953,6	-3334	139642,282
2013	11941,5	15225,2	5156,3	1920,9	-3235,4	140661,609
2014	13663,9	15734,5	6504,6	4512,3	-1992,3	143052,56
2015	13704,5	15375,4	7277,2	7844,7	567,5	145431,038
2016	13816,3	12596	7909,9	10592,1	2682,2	147179,901
2017	14974,58	11227,4	8880	13571,9	4691,9	146507,919
2018	15936,67	10430,689	9408,101	14648,225	5138,124	146611,8

## Liste des tableaux

**Tableau n° 01:** Évolution de la série LOGPIBH sur la période 1970-2018 (En milliards de dinars)

**Tableau n° 02:** Évolution de la série LOGTCH sur la période 1970-2018 (En pourcentage)

**Tableau n° 03:** Évolution de la série LOGM2 sur la période 1970-2018 (En milliards de dinars)

**Tableau n° 04:** Évolution de la série LOGTINT sur la période 1970-2018 (En pourcentage)

**Tableau n° 05:** Évolution de la série LOGINF sur la période 1970-2018 (En pourcentage)

**Tableau n° 06:** La matrice de corrélation des variables sélectionnées

**Tableau n° 07:** Les statistiques descriptives des variables sélectionnées en logarithme

**Tableau n° 08:** Résultats du test de causalité au sens de Granger

**Tableau n° 09:** Résultats des tests de stationnarité d'ADF et PP

**Tableau n° 10:** Résultats d'estimation du modèle ARDL

**Tableau n° 11:** Résultats du test de Cointégration de Pesaran et al. (2001)

**Tableau n° 12:** L'estimation de la relation de court terme (dynamique de court terme)

**Tableau n° 13:** Estimation de la relation de long terme

**Tableau n° 14:** Estimation de la relation de court terme

**Tableau n° 15:** Estimation de la relation de long terme

**Tableau n° 16:** Résultats du test d'hétéroscédasticité

**Tableau n° 17:** Résultats du test d'autocorrélation

## Liste des figures

<b>Figure n° 1</b> : Evolution du taux d'inflation et du taux de croissance de la masse monétaire .....	29.
<b>Figure n° 2</b> : Évolution des contreparties de la masse monétaire .....	31.
<b>Figure n° 3</b> : Evolution du taux d'escompte sur la période allant de 1990 à 2018 .....	32.
<b>Figure n° 4</b> : Evolution du taux de change officiel (USD/DZD) .....	35.
<b>Figure n° 5</b> : Évolution annuelle du PIB/habitant constant de 2010 entre 1990 et 2018 .....	36.
<b>Figure n° 6</b> : Évolution de la série LOGPIBH sur la période 1970-2018 .....	44.
<b>Figure n° 7</b> : Évolution de la série LOGTCH sur la période 1970-2018 .....	45.
<b>Figure n° 8</b> : Évolution de la série LOGM2 sur la période 1970-2018 .....	46.
<b>Figure n° 9</b> : Évolution de la série LOGTINT sur la période 1970-2018 en dinars .....	48.
<b>Figure n° 10</b> : Évolution de la série LOGINF sur la période 1970-2018 .....	49.
<b>Figure n° 11</b> : Evolution graphique des variables .....	58.
<b>Figure n°12</b> : Détermination du nombre de retard du modèle ARDL .....	60.
<b>Figure n° 13</b> : Résultats du test de normalité des résidus .....	65.
<b>Figure n° 14</b> : Résultats du test de stabilité des coefficients .....	67.
<b>Figure n° 15</b> : Valeur actuelle et prédite de la croissance économique mesurée par le PIB par habitant pour l'Algérie .....	67.

## Table des matières

<b>Remerciements</b> .....	<b>I</b>
<b>Dédicaces</b> .....	<b>II</b>
<b>Sommaire</b> .....	<b>IV</b>
<b>Liste des abréviations</b> .....	<b>V</b>
<b>Introduction générale</b> .....	<b>1</b>
<b>Chapitre 01 : Revue de littérature théorique et empirique sur les canaux de transmission de la politique monétaire</b> .....	<b>4</b>
Introduction.....	4
<b>Section 01 : Revue sélective de la littérature théorique sur les canaux de transmission de la politique monétaire</b> .....	<b>4</b>
- Le canal du taux d'intérêt .....	5
• L'effet substitution .....	8
• L'effet revenu .....	8
• L'effet de richesse .....	9
- Le canal des prix des actifs .....	9
- Le canal du taux de change .....	9
<b>a.</b> Canal du cours des actions.....	10
- La théorie du coefficient q de Tobin.....	10
- Effet de richesse.....	11
<b>b.</b> Canaux des prix des logements et des terrains.....	12
- Le canal du crédit .....	12
<b>Section 02 : Revue de la littérature empirique sur les canaux de transmission de la politique monétaire</b> .....	<b>14</b>
Conclusion .....	21
<b>Chapitre 02 : Evolution des politiques économiques en Algérie</b> .....	<b>22</b>
Introduction.....	22
<b>Section 01 : Evolution macroéconomiques en Algérie</b> .....	<b>22</b>
<b>Section 02 : Evolution de la politique monétaire en Algérie</b> .....	<b>29</b>
Conclusion .....	38
<b>Chapitre 03 : Présentation des données et méthodologie</b> .....	<b>39</b>
Introduction .....	39
<b>Section 01 : Modélisation vectorielle</b> .....	<b>39</b>
<b>Section 02 : Les variables d'étude</b> .....	<b>43</b>
1.1. Définition des variables et analyse graphique .....	44
1.1.1. Le Produit intérieur brut par habitant .....	44
1.1.2. Le taux de change .....	45
1.1.3. La masse monétaire .....	46
1.1.4. Le taux d'intérêt .....	48
1.1.5. Le taux d'inflation .....	49
1.2. Spécification du modèle et méthodologie d'estimation .....	51
- Sélectionner le nombre de retard optimal .....	53

- Test de cointégration ( <i>Bounds-test</i> ) .....	53
Conclusion .....	54
<b>Chapitre 04 : Etude empirique de l'impact de la politique monétaire sur la croissance économique en Algérie (1970 – 2018)</b> .....	<b>55</b>
Introduction.....	55
<b>Section 01 : Etude préliminaire des séries</b> .....	<b>55</b>
1. Analyse de la matrice de corrélation et des statistiques descriptives .....	55
2. Test de causalité .....	57
3. Analyse graphique des séries .....	59
4. Tests de racine unitaire des variables utilisées .....	60
<b>Section 02 : Estimation et interprétations des résultats</b> .....	<b>60</b>
1. Estimation du modèle ARDL .....	60
- Détermination du décalage optimal .....	60
- Estimation de la dynamique de court terme et la relation de long terme .....	61
- Test de cointégration (Bounds test).....	62
- L'estimation de la relation à long terme retenue .....	63
2. Validation du modèle .....	66
1.1. Tests sur les résidus .....	66
1.1.1. Test de normalité des résidus.....	66
1.1.2. Test d'hétéroscédasticité .....	67
1.1.3. Test d'autocorrélation .....	67
1.2. Test de stabilité.....	67
1.3. Test de robustesse du modèle ARDL .....	68
2. Interprétation des résultats .....	69
Conclusion .....	69
<b>Conclusion générale</b> .....	<b>70</b>
<b>Bibliographie</b> .....	<b>73</b>
<b>Annexes</b> .....	<b>75</b>
<b>Liste des tableaux</b> .....	<b>87</b>
<b>Liste des figures</b> .....	<b>88</b>
<b>Table de matières</b> .....	<b>89</b>
<b>Résumé</b>	



## Résumé

La littérature économique fait ressortir l'existence d'un débat ayant trait aux effets de la politique monétaire sur l'activité économique. Au début des années 1986, la politique monétaire algérienne a connu plusieurs réformes visant à lui conférer davantage d'efficacité et de flexibilité. Ce travail se propose de déterminer l'impact de la politique monétaire sur la croissance économique, sur des données de l'économie algérienne couvrant la période 1970- 2018. Afin de tenir compte des spécificités individuelles et temporelles des phénomènes de croissance, nous utilisons l'économétrie pour estimer l'influence de la politique monétaire sur la croissance économique. Nous avons utilisé le modèle ARDL développé par Pesaran et al., 2001. Les variables choisies sont : produit intérieure brute par habitant PIBH, l'inflation INF, le taux de change TCH, la masse monétaire M2, et le taux d'intérêt TINT. Les résultats indiquent l'existence d'une relation de long terme entre ces variables.

**Mots-clés :** Politique monétaire, croissance économique, ARDL, relation de long terme, canaux de transmission.

## Summary

The economic literature points to a debate about the effects of monetary policy on economic activity. In the early 1986's, Algerian monetary policy underwent several reforms aimed at making it more efficient and flexible. This work aims to determine the impact of monetary policy on economic growth on data from the Algerian economy covering the period 1970- 2018. In order to take into account the individual and temporal specificities of growth phenomena, we used econometrics to estimate the influence of monetary policy on economic growth. We used the ARDL model developed by Pesaran et al., 2001. The variables chosen are: gross domestic product per capita PIBH, inflation INF, the exchange rate TCH, the money supply M2, and the interest rate TINT. The results indicate the existence of a long-term relationship between these variables.

**Keywords:** Monetary policy, economic growth, ARDL, long-term relationship, transmission channels.

## ملخص

تشير الأدبيات الاقتصادية الى وجود نقاش يتعلق بأثر السياسة النقدية على النشاط الاقتصادي. خضعت السياسة النقدية الجزائرية في أوائل 1986, لعدة إصلاحات تعمل إلى جعلها أكثر كفاءة ومرونة. يهدف هذا العمل إلى تحديد تأثير السياسة النقدية على النمو الاقتصادي و ذلك على بيانات من الاقتصاد الجزائري والتي تغطي الفترة 1970-2018. من أجل مراعاة الخصائص الفردية و الزمنية لطواهر النمو, نستخدم الاقتصاد القياسي لتقدير تأثير السياسة النقدية على النمو الاقتصادي. كاستخدام نموذج ARDL الذي طوره Pesaran و آخرون , وذلك في عام 2001. اما بالنسبة للمتغيرات التي تم اختيارها : هي الناتج المحلي الإجمالي للفرد والناتج المحلي الإجمالي لتضخم INF, سعر الصرف TCH, الغرض النقدي M2 , وسعر الفائدة TINT, تشير هذه النتائج إلى وجود علاقة طويلة المدى بين هذه المتغيرات.

**الكلمات المفتاحية:** السياسة النقدية، النمو الاقتصادي، ARDL ، علاقة طويلة المدى , قنوات النقل.