

L'impact de la politique monétaire sur la croissance économique en Algérie.

Mr. Bendahmane Med Amin, doctorant.

Mr. Bouchetara Mehdi, doctorant.

Université de Tlemcen

Abstract:

This research paper focuses on the impact of monetary policy on GDP. GDP definitely is affected by the state's monetary policy. Research papers by various authors have been studied in this context to prove the hypothesis and after a thorough analysis using regression analysis technique, it was observed that the relationship between the two exists. The data of Algeria from 1990 to 2012 have been used to get the conclusion. The study proved that monetary policy significantly affects the GDP of an economy obviously various well known factors also affect GDP. The growth of the money supply has a huge impact on GDP. The research study can also be used for development projects for the growth of the economy, improving the quality of household production, the underground economy, health and life expectancy, environmental, political immunity.

Key words: Monetary policy, Gross Domestic Product, Inflation, Money supply, Oil, Algeria

Résumé:

Cet article de recherche se concentre essentiellement à l'impact de la politique monétaire sur le PIB. Ce dernier sans aucun doute est affecté par la politique monétaire de l'État. Les documents de recherche de divers auteurs ont été étudiés à cet égard à prouver l'hypothèse et après une analyse approfondie en appliquant la technique d'analyse de régression, on a observé que la relation entre les deux existe. Les données de l'Algérie à partir de 1990 au 2012 ont été utilisées pour entraîner la conclusion. L'étude prouve que la politique monétaire affecte considérablement le PIB d'une économie, évidemment divers facteurs inconnus s'affectent également le PIB. La croissance de la masse monétaire a un impact énorme sur le PIB. L'étude de recherche peut en outre être utilisée pour des projets de développement pour la croissance de l'économie, l'amélioration de la qualité, de la production des

ménages, l'économie souterraine, la santé et l'espérance de vie, l'environnement, l'immunité politique et de la justice ethnique.

Mots -clés: politique monétaire, le produit intérieur brut, l'inflation, la masse monétaire.

1. Introduction :

La politique monétaire peut être définie comme le processus par le quelle gouvernement, la banque centrale, ou autorité monétaire d'un pays détermine l'offre de monnaie, la disponibilité de l'argent, et coût de l'argent ou de taux d'intérêt, afin d'atteindre une série d'objectifs orientés vers la croissance et la stabilité de l'économie .La politique monétaire repose sur la relation entre les taux d'intérêt dans une économie, c'est le prix auquel l'argent peut être emprunté, et l'offre totale d'argent. La politique monétaire utilise une variété d'outils pour contrôler un ou deux d'entre eux, d'influencer les résultats comme la croissance économique, l'inflation, les taux de change avec d'autres devises et chômage. La politique monétaire dans un pays agit comme un outil par lequel le gouvernement ou la banque centrale, atteignent un ensemble des objectifs orientés vers la croissance et la stabilité de l'économie.

Avant de procéder à examiner ce que d'autres chercheurs ont trouvé sur la relation du PIB, la croissance et la masse monétaire, taux d'intérêt ,et l'inflation ,nous essayons d'abord d'expliquer l'importance de la politique monétaire à la lumière de la littérature disponible. Les politiques gouvernementales, y compris la politique monétaire, affectent la croissance de la production nationale à la mesure où elles affectent la quantité et la productivité du capital et du travail. La politique monétaire n'est un élément de la politique macro-économique globale, et ne peut affecter le processus de production par son impact sur es taux d'intérêt. Il ya deux principaux canaux de la politique monétaire.

L'un est grâce à l'effet que les changements de taux d'intérêt ont sur le taux de change d'une monnaie, et l'autre est grâce à l'effet que les changements de taux d'intérêt ont sur la demande. Par conséquent la politique monétaire a un impact sur l'activité économique et la croissance à travers les rouages de(Boweni, 2000).

La politique monétaire joue un rôle clé dans la détermination des taux d'inflation. Diverses études fournissent les preuves empiriques sur la relation entre l'inflation et la croissance. (Lucas, 1973) a estimé que l'inflation dans toute économie induit une incertitude dans l'économie et l'augmentation de l'incertitude économique affecte négativement la

croissance de la production. L'inflation a des effets sur la croissance du pays, le développement du secteur financier et les pauvres segments vulnérables de la population.

Mundell (1965) et Tobin(1965) prédisent une relation positive entre le taux d'inflation et le taux d'accumulation du capital, qui à son tour, implique une relation positive au taux de croissance économique. Ils font valoir que puisque l'argent et le capital sont substituables, une augmentation du taux d'inflation augmente l'accumulation de capital en transférant de l'argent portefeuille au capital et, par conséquent, stimuler un taux plus élevé de croissance économique(Gregorio, 1996).

Mallik (2001) examine la relation entre l'inflation et la croissance du PIB pour quatre pays d'Asie du Sud à savoir le Bangladesh, l'Inde, le Pakistan et le SriLanka. Leurs résultats ont fourni la preuve d'un à long terme la relation positive entre le taux de croissance du PIB et de l'inflation pour les quatre pays. Ils ont également conclu que l'inflation modérée est utile à la croissance, mais la croissance économique rapide alimente de nouveau dans l'inflation.

Hsing(2005) a examiné un échantillon annuel au cours de 1959 à 2001 pour trouver les relations possibles entre le PIB réel pour le Venezuela et les variables macroéconomiques sélectionnés. Selon son étude plus réelM2, plus le déficit budgétaire du gouvernement, dépréciation réelle, un taux d'inflation attendu plus élevé, et plus le prix mondial du pétrole permettrait d'accroître le PIB réel au Venezuela.

2. Etudes empiriques :

Cet article Consiste à tester économétriquement l'efficacité de la politique monétaire en Algérie, afin de voir quel genre de relation qui existe entre croissance économique, politique monétaire et les revenus des pétroles. La méthodologie retenue pour effectuer ce test est celle de modèle Cointégration.

Mais avant de procéder au test d'autres tests sont indispensables.

En faisant une analyse sur le comportement des variables, on voit qu'elles sont non stationnaires, mais elles ont toutes une tendance à la hausse sur toute la période. Cela nous laisse présager une éventuelle cointégration entre les variables. Il est donc indispensable de s'intéresser à l'ordre d'intégration des séries. Pour cela, nous allons appliquer le test de Dickey Fuller augmenté sur chaque série, c'est-à-dire **PIB, MASS, OIL, INF**.

1. Économétriquement, la première étape dans l'estimation d'un modèle consiste à étudier les caractéristiques stochastiques des variables qui

le composent. Si ces caractéristiques (c'est-à-dire son espérance et sa variance) se trouvent modifier dans le temps, la série est considérée comme non stationnaire ce qui oblige à travailler avec le modèle de Cointégration (Granger [1986], Johanssen [1988]) pour éviter de tomber dans le piège des régressions fallacieuses.

Tableau1: des résultats des tests de stationnarité

IST DIFF	N°DE RETARD	t-Statistic	1% level	5% level	10% level
Pib	0	-5,006323	-3,788030	-3,012363	-2,646119
Mass	0	-4,547036	-3,788030	-3,012363	-2,646119
Inf	0	-4,504081	-3,788030	-3,788030	-2,646119
Oil	0	-4,528171	-3,788030	-3,788030	-2,646119

Selon les résultats de la stationnarité, t-statique est inférieure des valeurs critiques 1%, 5%, 10% pour tous les variables de notre étude. Donc ils sont intégrés d'ordre 1, il existe donc un risque de cointégration ; et puisque la première condition de la cointégration est atteinte en passant à la seconde étape.

2. Test de cointégration : Selon Granger, le test de cointégration permet de tester les relations d'équilibre à long qui existent entre plusieurs variables. Donc on va tester la relation d'équilibre qui existe entre PIB, INF, MASS, OIL. Cette présence de relation d'équilibre entre ces variables est souvent vérifiée à travers des procédures statistiques, dont les plus utilisées sont celles d'Engle et Granger (1987) et de Johansen (1988, 1991).

D'après le test de stationnarité de Dickey Fuller réalisé sur nos différentes variables préalablement choisies, elles sont toutes intégrées d'ordre 1, c'est-à-dire, elles sont toutes I(1). Ce qui justifie l'utilisation du test de cointégration d'Engle et Granger. Cet ordre d'intégration justifie la présence d'une relation de long terme qui relate une tendance stochastique commune. Vérifions cela par deux approches : l'approche d'Engle et Granger et celle de Johansen.

Test de Cointégration d'Engle et Granger

L'Hypothèse de cointégration va être testée sur les variables PIB, INF, MASS, OIL, en Algérie qui sont intégrées d'ordre 1. Une combinaison linéaire de ces variables s'écrit :

$$PIB_t = \alpha_0 + \alpha_1 INF_{1t} + \alpha_2 MASS_{2t} + \alpha_3 OIL_{3t} + \varepsilon_t$$

Le vecteur $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3)$ est appelé vecteur de cointégration. Ce test contient deux étapes, la première consiste en une estimation par la méthode

des moindres carrés ordinaires du modèle de long terme. La deuxième consiste en un test ADF sur les résidus ε_t .

a.- Première Etape : Estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires du modèle de long terme :

Les estimations sont présentées dans les tableaux ci-dessous :

Tableau 2 : Estimation des moindres carrés ordinaires

Dependent Variable: PIB

Method: Least Squares

Date: 01/31/15 Time: 11:06

Sample: 1990 2012

Included observations: 23

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2076.103	959.4333	-2.163884	0.0434
MASS	46.85287	18.62591	2.515467	0.0210
OIL	158.0310	37.71772	4.189833	0.0005
INF	13.00749	18.45574	0.704794	0.4895
R-squared	0.732313	Mean dependent var	2628.220	
Adjusted R-squared	0.690047	S.D. dependent var	1320.610	
S.E. of regression	735.2292	Akaike info criterion	16.19501	
Sum squared resid	10270677	Schwarz criterion	16.39249	
Log likelihood	-182.2426	Hannan-Quinn criter.	16.24468	
F-statistic	17.32613	Durbin-Watson stat	0.274691	
Prob(F-statistic)	0.000011			

Le tableau ci-dessus, nous montre que le modèle est globalement significatif avec :

$$R^2 = 0,732313$$

Les coefficients des variables des revenus des hydrocarbures, de la masse monétaire sont significatifs, tandis que ceux l'inflation ne le sont pas

b.- Deuxième Etape : Test de Dickey Fuller Augmenté sur les résidus

Pour que la relation de cointégration soit acceptée, les résidus (ε_t) découlant de la régression précédente doivent être stationnaires. Effectuons le test de Dickey Fuller augmenté sous les hypothèses suivantes :

H_0 : Racines Unitaire sur les résidus ε_t (Non cointégration)

H_1 : Non Racine Unitaire sur les résidus ε_t (Cointégration)

L'équation des résidus ε_t , est représentée comme suit :

$$\varepsilon_t = \text{PIB}_t - \alpha_0 - \alpha_1 \text{MASS}_{1t} - \alpha_2 \text{OIL}_{2t} - \alpha_3 \text{INF}_{3t}$$

Null Hypothesis: D(RESID) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=4)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.450909	0.0205
Test critical values: 1% level	-3.788030	
5% level	-3.012363	
10% level	-2.646119	

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

Selon le tableau: La valeur Calculé en valeur absolue, est supérieure au valeur critique au seuil de 5%:

$$\text{Valeur Calculée} = |-3,450909| > \text{Valeur Critique (seuil 5\%)} = |-3,788030|$$

Alors l'hypothèse de stationnarité des résidus est acceptée. Donc nous pouvons conclure qu'il existe une relation d'équilibre à long terme entre le PIB, la masse monétaire, revenus des hydrocarbures et l'indice des prix à la consommation. Ces variables génèrent des processus de type DS (differency Stationnary) qui impliquent qu'un choc à un instant donné se répercute à l'infini sur les valeurs futures des séries ; l'effet des chocs est donc permanent

Test de Cointégration de Johansen :

En 1991 et 1995, Johansen a proposé une approche multivariée fondée sur la méthode du maximum de vraisemblance. Elle sert à vérifier la cointégration des séries par un test de rang de cointégration. Le test d'hypothèse est le suivant :

H_0 : Non cointégration (rang de cointégration vaut Zéro)

H_1 : Cointégration (rang de cointégration supérieur ou égale à 1)

LR : likelihood Ratio (Rapport de vraisemblance)

CV : Critical Value (valeur critique)

L'Hypothèse de cointégration est acceptée si LR est supérieur à CV. Elle est rejetée dans le cas contraire.

Date: 01/31/15 Time: 14:15

Sample (adjusted): 1993 2012

Included observations: 20 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: PIB MASS OIL INF

Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesize		Trace	0.05	
d			Critical	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Value	Prob.**
None *	0.948143	104.0172	47.85613	0.0000
At most 1 *	0.768839	44.83205	29.79707	0.0005
At most 2 *	0.382912	15.53923	15.49471	0.0492
At most 3 *	0.254886	5.884370	3.841466	0.0153

Trace test indicates 4 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Les résultats du test, nous montrent que les variables PIB, OIL, MASS, INF, sont cointégrées au seuil de 5%. L'hypothèse nulle d'absence de cointégration, est rejetée du fait que le test de la trace indique quatre (4) équations de cointégration.

L'existence de relation de cointégration justifie l'adoption d'un modèle à correction d'erreur (Engle et Granger 1987). Ainsi, nous en déduisons que le produit intérieur brut, de la masse monétaire, oil revenu et des indices de prix

à la consommation suivent des évolutions parallèles sur la période d'étude.

Modèle à correction d'erreur :

L'utilisation du modèle à correction d'erreur montre la relation commune de cointégration (la tendance commune) et d'en déduire les interactions entre les variables. Estimons le modèle à correction d'erreur conformément à la représentation du modèle de Hendry, suivant par la méthode des moindres carrés en une seule étape :

$$D(PIB_t) = \beta_0 + \beta_1 D(MASS_t) + \beta_2 D(OIL_t) + \beta_3 D(INF_t) + \beta_4 D(PIB_{t-1}) + \beta_5 (MASS_{t-1}) + \beta_6 (OIL_{t-1}) + \beta_7 (INF_{t-1}) + \varepsilon_t$$

D : est l'opérateur de différence première défini par $D(\mathbf{X}_t) = \mathbf{X}_t - \mathbf{X}_{t-1}$

Les coefficients β_1 , β_2 et β_3 , représentent la dynamique de court terme et les coefficients β_5 , β_6 et β_7 caractérisent l'équilibre de long terme. Le coefficient β_4 est le coefficient de correction d'erreur, il doit être inférieur à l'unité et négatif. Le coefficient de correction d'erreur indique la vitesse d'ajustement de la variable endogène du produit intérieur brut (PIB) pour retourner à l'équilibre de long terme suite à un choc. Le coefficient β_0 représente la constante du modèle.

Les élasticités de court terme sont : $\beta_1, \beta_2, \beta_3$

Les élasticités de long terme sont : $-\frac{\beta_5}{\beta_4}, -\frac{\beta_6}{\beta_4}, -\frac{\beta_7}{\beta_4}$

Les résultats de l'estimation du modèle à correction d'erreur par les moindres carrés ordinaires, sont représentés dans le tableau .

Dependent Variable: D(PIB)

Method: Least Squares

Date: 02/01/15 Time: 19:42

Sample (adjusted): 1991 2011

Included observations: 21 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-128.2365	530.8275	-0.241578	0.8129
D(MASS)	42.57659	21.02285	2.025253	0.0639
D(OIL)	160.8232	41.48891	3.876293	0.0019
D(INF)	-14.25202	14.23218	-1.001394	0.3349
PIB(1)	0.273316	0.111538	2.450439	0.0292
MASS(1)	-6.071999	11.22449	-0.540960	0.5977
OIL(1)	-21.46025	26.22041	-0.818456	0.4278
INF(1)	6.125023	11.69928	0.523538	0.6094
R-squared	0.710012	Mean dependent var	137.7596	
Adjusted squared	R-0.553865	S.D. dependent var	450.0060	
S.E. of regression	300.5740	Akaike criterion	14.53160	
Sum squared resid	1174482.	Schwarz criterion	14.92951	
Log likelihood	-144.5818	Hannan-Quinn criter.	14.61795	
F-statistic	4.547069	Durbin-Watson stat	2.589112	
Prob(F-statistic)	0.009098			

L'analyse des résultats obtenus, nous montre que le terme à correction d'erreur associé à la force de rappel β_4 , respecte la condition de départ, c'est-à-dire négatif et inférieur à l'unité.

Coefficient de PIB_{t-1} B4 : 0.273316

Il existe donc un rattrapage vers la valeur d'équilibre, c'est-à-dire, un mécanisme à correction d'erreur : A long terme, les déséquilibres entre le produit intérieur brut, la masse monétaire, les revenus des hydrocarbures, l'indice des prix à la consommation se compensent de sorte que les séries ont des évolutions similaires. La valeur de R^2 , illustrent un bon pouvoir explicatif du modèle. ($R^2 = 71\%$)

Le β_4 représente la vitesse à laquelle tout déséquilibre entre les niveaux désiré et effectif du produit intérieur brut est résorbé dans l'année qui suit tout choc. Il correspond aux stabilisateurs automatiques de leur économie. Cela signifie, soit une augmentation automatique de ressources (l'offre de monnaie ou les dépenses publiques), soit une diminution automatique des impôts quand les conditions économiques se dégradent.

En Algérie, l'ajustement du déséquilibre entre le niveau désiré et effectif du produit intérieur brut est de 27%. Bien que cette valeur soit trop faible pour stabiliser entièrement les déséquilibres, mais en cas de chocs sur les variables macroéconomiques, le processus de stabilisation perdure et tend vers le long terme. Ce qui est expliqué par la volatilité des principaux agrégats macroéconomiques.

D.- Analyse des élasticité de court et de long terme

Les élasticité de court et de long terme permettent d'analyser les répercussions des fluctuations conjoncturelles sur les comportements des variables.

Elasticité de court terme

La masse monétaire, les revenus hydrocarbures des et l'indices des prix à la consommation génèrent des élasticité de court terme qui sont interprétées comme suit :

- ⇒ L'élasticité de court terme du produit intérieur brut par rapport aux masse monétaire est $\beta_1 = 42.57$, ceci implique qu'à court terme, si La masse monétaire augmentent de 0.1 point, alors le produit intérieur brut augmente 42.57 point. Le produit intérieur brut est sensible à la variation de La masse monétaire.
- ⇒ L'élasticité de court terme du produit intérieur brut par rapport aux revenus des hydrocarbures est $\beta_2 = 160.8232$, ceci implique qu'à

court terme, si les revenus des hydrocarbures augmentent de 0.1 point, le produit intérieur brut diminue de 160.82 point. Les revenus des hydrocarbures ont un impact positif sur le PIB. Donc, revenus des hydrocarbures n'ont aucune incidence négatif sur l'économie.

- ⇒ L'élasticité de court terme du produit intérieur brut par rapport à inflation est $\beta_3 = -14.25$, ceci signifie que si l'inflation augmente de 0.1 point, le PIB diminue de 14.25 point. L'utilisation du Seigneuriage, n'a pas été une politique porteuse de bonne solution, car l'inflation a pris une proportion sans précédent, ce qui a eu un effet négatif sur le PIB.

Elasticité de Long terme

- ⇒ L'élasticité de long terme du produit intérieur brut par rapport aux masse monétaire est $\frac{\beta_5}{\beta_4} = -\left(\frac{-6.071999}{0.273316}\right) = 22.216039$, ceci implique qu'à long terme, si la masse monétaire augmentent de 0.1 point, alors le produit intérieur brut augmente de 22.21 point. Les effets des recettes sur la croissance économique augmentent sur le long terme.
- ⇒ L'élasticité de long terme du produit intérieur brut par rapport aux dépenses totales est $-\frac{\beta_6}{\beta_4} = -\left(\frac{-21.46025}{0.273316}\right) = 78.518088$, ceci implique qu'à long terme, si les revenus hydrocarbures augmentent de 0.1 point, alors le PIB augmentent de 78 point.
- ⇒ L'élasticité de long terme du produit intérieur brut par rapport à l'inflation est $-\frac{\beta_7}{\beta_4} = -\left(\frac{6.125023}{0.273316}\right) = -22.41004$, ceci implique qu'à long terme, si l'inflation augmente de 0.1 point, alors le PIB diminue de 22.41 point.

2. Conclusion :

La politique monétaire pour tout pays joue un rôle clé dans la croissance économique globale. La politique monétaire de l'Algérie a été largement favorable au double objectif de promouvoir la croissance économique et la stabilité des prix. Pour atteindre cet objectif, il faut cibler les agrégats monétaires (la croissance de la masse monétaire large comme objectif intermédiaire et de l'argent de réserve comme objectif opérationnel) en conformité avec les objectifs de croissance et d'inflation PIB réel fixés par le gouvernement (Shamshad, 2006).

Après cette étude nous concluons que l'inflation en Algérie est défavorable à court et long terme pour la croissance économique en plus elle engendre des pertes à l'économie.

Par contre la politique monétaire et les revenus des hydrocarbures sont des facteurs essentiels pour la croissance économique mais l'impact des revenus des hydrocarbures sont plus importante que la politique monétaire et c'est logique car en Algérie nous avons le secteur pétrolier plus développer que d'autre secteur.

Références:

1. Alvarez (2001). Interest Rates & Inflation, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Research Department, *Working Paper 609*.
2. Barro (1995). Inflation & Economic Growth, *NBER Working Paper*.
3. Bowen (2000). Economic growth, inflation & monetary policy in South Africa, *BIS Review*.
4. Fischer & Modigliani (1978). Towards & Understanding of the Real Effects & Costs of Inflation, *Welt Archive*, 810-833.
5. Hanif & Arby (2003). Monetary & Fiscal Policy Coordination. *MPRA*.
6. Hsing (2005), Impact of Monetary Policy, Fiscal Policy, & Currency Depreciation on Output: The Case of Venezuela, *Briefing Notes in Economics*.
7. Johanson (1967). Is Inflation a Retarding Factor in Economic Growth , *Fiscal & Monetary Problems in Developing States* , Proceedings of the Third Rehorothe Conference, ed. by David Krivine, 121-30.
8. Joseph E. Stiglitz et al., « Principes d'économie moderne », 3ème édition.
9. Lucas (1973). Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs, *American Economic Review* , 326-334.
10. Mallik (2001). Inflation & Economic Growth: Evidence from Four South Asian Countries, *Asia Pacific Development Journal*.
11. Mundell (1965). Growth, Stability & Inflationary Finance, *Journal of Political Economy*, 97-109.
12. Régis Bourbonnais, « Econométrie », 6ème édition, Dunod, Paris.
13. Shamshad (2007). Monetary Policy in Pakistan, Address at Federation of Pakistan Chambers of Commerce & Industry.
14. Tobin (1965). Money & Economic Growth, *Econometrica*, 671-684.