

Croissance économique et inflation en Algérie

Lamia Dib

lamiadib@yahoo.fr

Bendahmane Med Amin

med-amin8586@live.fr

Université de Tlemcen

Résumé:

Ce travail vise essentiellement la relation empirique entre la croissance économique et l'inflation en Algérie. Beaucoup d'auteurs qui ont étudiés cette relation ont conclut à la non corrélation entre la croissance et l'inflation. Plus encore, cette relation est négative. Les données sur l'Algérie de 1990 à 2012 ont permis de montrer le contraire. L'étude prouve que l'inflation affecte le PIB d'une économie. Bien sur, il faut compter d'autres facteurs dont l'influence sur le PIB est à prendre en compte. Pour notre part, nous ne considérons que la croissance de la masse monétaire à un impact positif sur le PIB. Tel est l'objet de notre travail que nous tenons de vérifier à travers une étude quantitative qui fait appel au modèle dynamique d'équilibre général. Le résultat de ce travail conclut à une relation négative entre l'inflation et la croissance en Algérie durant la période étudiée.

Mots clés: politique monétaire, produit intérieur brut, inflation, masse monétaire

Introduction

Un nombre croissant d'études empiriques à été consacrées ces dernières années au lien qui existe entre la croissance économique et l'inflation. Ces études ont deux objectifs. Le premier est d'établir la relation empirique entre la croissance et l'inflation. Le second, est d'interpréter cette relation et de répondre aux questions suivantes : La relation est-elle structurelle? La relation empirique fait-elle ressortir l'existence d'un arbitrage exploitable par les autorités monétaires? Dans

l'affirmative, quelles sont les conséquences de l'arbitrage sur le plan du bien-être et quel est le taux optimal de l'inflation?

Parallèlement aux études empiriques s'est développée une littérature théorique abondante. Celle-ci fait appel à des modèles dynamiques d'équilibre général (Aiyagari (1990), Ambler, Phaneuf et Sauthier (1995), Bean (1993), Black, Macklem et Poloz (1994), Chari, Jones et Manuelli (1995), Cooley et Hansen (1989, 1991 et 1995), De Gregorio (1993), Devereux et Love (1994), Dotsey et Ireland (1996), Gomme (1993 et 1996), Love et Wen (1996), Rebelo (1991), Sidrauski (1967) et Stockman (1981)).

Notre travail tente de tester la littérature empirique à travers un modèle dynamique d'équilibre général avec intervention de la monnaie et de la croissance endogène. Le taux de croissance subit l'influence d'autres variables telles que la technologie et les modifications des variables relevant des autorités, comme les taux marginaux d'imposition et les dépenses publiques.

Le modèle nous sert à analyser :

- La relation entre l'inflation et la croissance
- L'exploitation de cette relation par les autorités monétaires.
- Quels sont les enseignements à tirer du modèle concernant la mesure appropriée des variables exogènes sous-jacentes, et plus particulièrement celle du résidu de Solow?

Dans le modèle, l'inflation et la croissance sont toutes les deux des variables endogènes.

Dans les sections qui suivent, nous allons d'abord décrire le modèle, son étalonnage ainsi que ses principales prévisions. Nous nous appuierons ensuite sur les enseignements tirés pour analyser la relation empirique entre l'inflation et la croissance qui *devrait être* testée pour la comparer aux méthodes utilisées dans la littérature. La dernière section exposera nos conclusions.

1. Le modèle

Nous utilisons un modèle de croissance endogène relativement simple comportant une dynamique de transition dans lequel, l'affectation des ressources influe sur la croissance et est elle-même influencée par l'expansion monétaire et la taxe que constitue l'inflation. La formation de capital humain est considérée comme un effet externe (l'apprentissage se fait par la pratique). Le postulat central est que la croissance de la productivité dépend de l'emploi, de sorte que les chocs exogènes qui influent sur la répartition du temps entre les loisirs et le travail se répercutent sur le taux de croissance.

Les agents pris individuellement ne tiennent pas compte des conséquences de leur comportement sur la croissance de la productivité, mais les modifications de la politique publique, et plus particulièrement celles qui touchent les impôts créant des distorsions (dont la taxe par l'inflation), peuvent agir sur le taux de croissance de l'économie.

Avant d'analyser en détail le problème de maximisation dynamique des agents du secteur privé, nous citerons les objectifs et les contraintes auxquels ils font face, tout comme les entreprises et l'État, ainsi que la forme exacte que prend la formation du capital humain.

2. Etudes empiriques :

Nous allons tester économétriquement la relation empirique entre la croissance et l'inflation en Algérie, afin de voir quel genre de relation existe-il entre la croissance économique, la politique monétaire, l'inflation et les revenus des hydrocarbures. La méthodologie retenue pour effectuer ce test est celle utilisée dans le modèle de Cointégration.

En analysant le comportement des variables, on observe qu'elles sont non stationnaires, mais elles ont toutes une tendance à la hausse sur toute la période étudiée. Il est donc utile

de s'intéresser à l'ordre d'intégration des séries. Pour cela, nous allons appliquer le test Augmented Dickey Fuller sur chaque série, c'est-à-dire **PIB, MASS, OIL, INF**.

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], Johansen [1988]) pour éviter de tomber dans le piège des régressions fallacieuses.

Tableau1: Résultats du test de stationnarité

1st différence	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 stationnarité, t-statique est inférieure aux valeurs critiques 1%, 5% et 10% pour toutes les variables de notre étude. Elles sont intégrées d'ordre 1. La première condition de cointégration est atteinte.

Selon le test de Granger, le test de cointégration permet de tester les relations d'équilibre à long terme qui existe entre plusieurs variables. Il s'agit de la relation d'équilibre qui existe entre PIB, INF, MASS et OIL. Cette relation d'équilibre entre ces variables est vérifiée à travers les 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 Augmented Dickey Fuller réalisé sur nos différentes variables choisies, elles sont toutes intégrées d'ordre 1. Ce qui justifie l'utilisation du test de cointégration d'Engle et Granger. Cet ordre d'intégration valide la présence d'une relation de long terme qui relie 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.

La 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 à long terme. La deuxième consiste en un test ADF sur les résidus ε_t .

Estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires du modèle à long terme :

Les estimations sont présentées dans les tableaux ci-dessous :

Tableau 2 : Estimation par la méthode 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	Meandependent 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

Sumsquaredresid	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 et de la masse monétaire sont significatifs, tandis que ceux de l'inflation ne le sont pas.

Test Augmented Dickey Fuller sur les résidus

Pour que la relation de cointégration soit validée, les résidus (ε_t) découlant de la régression précédente doivent être stationnaires.

Effectuons le test Augmented Dickey Fuller 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 à la valeur critique au seuil de 5%: Valeur Calculée = $|-3,450909| > Valeur Critique (seuil 5\%) = |-3,788030|$

L'hypothèse de stationnarité des résidus est acceptée. Nous pouvons conclure qu'il existe une relation d'équilibre à long terme entre le PIB, la masse monétaire, les revenus des hydrocarbures et l'indice des prix à la consommation. Ces variables génèrent des processus de type DS (differency Stationnary) qui nous informent 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 :

Johansen (1991,1995) a proposé une approche multivariée fondée sur la méthode du maximum de vraisemblance qui 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 afteradjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: PIB MASS OIL INF

Lags interval (in first differences) : 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.948143	104.0172	47.85613	0.0000
Atmost 1 *	0.768839	44.83205	29.79707	0.0005
Atmost 2 *	0.382912	15.53923	15.49471	0.0492
Atmost 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, indiquent 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 « trace » indique quatre 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 déduisons que le produit intérieur brut, la masse monétaire, les revenus des hydrocarbures et les indices des prix à la consommation suivent des évolutions parallèles sur la période étudiée.

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 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 $D(X_t) = X_t - X_{t-1}$

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 zéro. 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 afteradjustments

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
<hr/>				
R-squared	0.710012	Meandependent var	137.7596	
Adjusted R-squared	0.553865	S.D. dependent var	450.0060	
S.E. of regression	300.5740	Akaike info criterion	14.53160	
Sumsquaredresid	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			
<hr/>				

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.

Coefficient de PIB_{t-1} B_4 : 0.273316

Il existe donc une tendance 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 et l'indice des prix à la consommation se compensent de sorte que les séries ont des évolutions identiques. La valeur de R^2 , nous explique le modèle ($R^2 = 71\%$)

Le β_4 représente la vitesse à laquelle tout déséquilibre entre les niveaux désirés et effectif du produit intérieur brut est résorbé dans l'année qui suit le choc. Il correspond aux stabilisateurs automatiques de l'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 l'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.

Analyse des élasticités de court et de long terme

Les élasticités 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 des hydrocarbures et l'indices des prix à la consommation génèrent des élasticités de court terme qui sont interprétées comme suit :

- ⇒ L'élasticité de court terme du produit intérieur brut par rapport à la masse monétaire est $\beta_1 = 42.57$, ceci implique qu'à court terme, si la masse monétaire augmente de 0.1 point, alors le produit intérieur brut augmente de 42.57 points. 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 points. Les revenus des hydrocarbures ont un impact positif sur le PIB,. Donc, les revenus des hydrocarbures n'ont aucune incidence négative sur l'économie.
- ⇒ L'élasticité de court terme du produit intérieur brut par rapport à l'inflation est $\beta_3 = -14.25$, ceci signifie que si l'inflation augmente de 0.1 point, le PIB diminue de 14.25 points 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 à la masse monétaire est

$$\Rightarrow \frac{\beta_5}{\beta_4} = -\left(\frac{-6.071999}{0.273316}\right) = 22.216039, \text{ ceci implique qu'à long terme, si la masse}$$

monétaire augmente de 0.1point, alors le produit intérieur brut augmente de 22.21 points. 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

$$\Rightarrow -\frac{\beta_6}{\beta_4} = -\left(\frac{-21.46025}{0.273316}\right) = 78.518088, \text{ ceci implique qu'à long terme, si les revenus}$$

des hydrocarbures augmentent de 0.1point, alors le PIB augmente de 78 points.

⇒ L'élasticité de long terme du produit intérieur brut par rapport à l'inflation est

$$-\frac{\beta_7}{\beta_4} = -\left(\frac{6.125023}{0.273316}\right) = -22.41004, \text{ ceci implique qu'à long terme, si l'inflation}$$

augmente de 0.1 point, alors le PIB diminue de 22.41 points.

Conclusions du test

- Le modèle donne une relation négative entre l'inflation et la croissance. Cette relation tient dans le cas des séries temporelles ainsi en longue période pour un échantillon transversal de pays dans lesquels les variables exogènes sous-jacentes se situent à des niveaux de long terme.
- La pente de la courbe exprimant la relation dépend de la taille des chocs subis par les variables exogènes sous-jacentes.
- L'expansion de la masse monétaire se traduit par une faible relation négative entre l'inflation et la croissance.
- Étant donné qu'à long terme, l'inflation est exactement égale au taux d'expansion de la masse monétaire diminué du taux réel de croissance (la vitesse de circulation est stationnaire en longue période), toutes les autres variables exogènes du modèle entraînent une *forte* relation négative entre l'inflation et la croissance.

- L'obtention de bonnes estimations empiriques de l'effet produit par les variables exogènes sur l'inflation et la croissance est complexe, *certaines* des variables exogènes sous-jacentes, comme les dépenses publiques, ne sont pas stationnaires. Tandis que d'autres sous-jacentes, comme le résidu de Solow, ne sont pas observables; or, notre modèle indique aussi que les mesures habituelles du résidu de Solow portent des erreurs.
- Il est difficile d'interpréter les équations estimées dans les études empiriques comme des équations de forme semi-réduite ou de relations structurelles.

Conclusions

Les estimations sur l'effet de l'inflation sur la croissance, telles que celles qui ont été effectuées dans les études empiriques, ont fait apparaître une relation négative. De plus, cette relation risque d'être beaucoup plus forte que la relation d'arbitrage entre l'inflation et la croissance.

Suivant Sims (1996) et d'autres auteurs, nos conclusions sont pessimistes. Nous sommes d'avis qu'il est extrêmement difficile d'interpréter les résultats de régressions à équation unique en raison des problèmes d'endogénéité et des erreurs de spécification qu'elles renferment. Nous avons démontré que la corrélation conditionnelle entre l'inflation et la croissance dépend de l'importance relative des différents types de choc exogène pendant la période étudiée.

Si l'on cherche à définir un arbitrage croissance-inflation pertinent, la nature de la croissance endogène revêt une importance cruciale. Dans notre modèle, l'emploi et la croissance sont rattachés par une relation simple. Si l'on examine différentes catégories de modèles de croissance (on en trouvera une recension dans Macklem, 1993- 1994), on constate que l'influence de la création de la monnaie sur la croissance peut différer selon le type de modèle. Dans le type de modèle simple envisagé par Kocherlakota (1996), les variations exogènes de la création de monnaie n'ont par définition aucun effet sur la croissance. Dans les modèles tels

que le nôtre, l'expansion monétaire qui provoque une accélération de l'inflation joue le rôle d'une taxe à la consommation et favorise une diminution de la consommation et du temps consacré au travail au profit des loisirs. Dans les modèles où les agents doivent consacrer une partie du temps qu'ils ne passent pas au travail à la formation de capital humain, une taxe à la consommation peut les inciter à réduire le temps consacré au travail et à augmenter en contrepartie celui qu'ils passent à accroître le capital humain, de sorte que la relation entre l'inflation et la croissance est positive.

Par conséquent, la meilleure manière de faire serait de se concentrer sur l'estimation de modèles structurels complets à l'aide de techniques telles que la méthode des moments simulés qui permet au chercheur d'évaluer la validité de la formulation globale du modèle et, peut-être, de choisir entre les différentes spécifications possibles de la croissance endogène.

Références :

Alvarez F, Robert E. Lucas, Jr., and Warren E. Weber., (2001), « Interest Rates & Inflation », Federal Reserve Bank of Minneapolis, Research Department, Working Paper.

Barro, R. J., (1995), « Inflation & Economic Growth », *NBER Working Paper*.

Benhalima, A., (1996), « Le système bancaire Algérien : textes et réalité », édition Dahleb, Alger.

Benissad, M. H., (1991), « Economie du développement en Algérie », édition mise à jour, OPU, Alger.

Bourbonnais, R., (2006), « Econométrie: Manuel et exercices corrigés », 6^{ème} Edition, Dunod, Paris.

Fischer, S and Modigliani, F., (1978), « Towards & Understanding of the Real Effects & Costs of Inflation », *Weltwirtschaftliches Archiv Bd. CXIV*, Vol 114, N°4, pp 810-833.

Hanif, M.N and Arby, M.F., (2003), «Monetary & Fiscal Policy Coordination». *MPRA paper, N°10307*.

Hsing, Y., (2005), «Impact of Monetary Policy, Fiscal Policy, and Currency Depreciation on Output: The Case of Venezuela», *Briefing Notes in Economics*, N°65.

Johnson, H.G., (1967), « Is Inflation a Retarding Factor in Economic Growth?», In *Fiscal and Monetary Problems in Developin*, pp 121- 130

LUCAS, R.E, Jr., (1973)., «Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs», *The American Economic Review*, Vol 63, N°3, pp 326-334.

Maliki, S., (2001), «Inflation and Economic Growth: Evidence from Four South Asian Countries», *Asia Pacific Development Journal*. Vol 8, N°1, pp123-135.

Mundell, R.A., (1965), «Growth, Stability and Inflationary Finance», *Journal of Political Economy*, Vol 73, N°2, pp 97-109.

MBoweni, T.T., (2000), « Economic growth, inflation & monetary policy in South Africa», *BIS Review*, Vol 103.

Rosa, J.J et Dietsch, M., (1982), « la répression financière », Bonnel édition, Paris, p189.

Sadeg, A., (2004), « Le système bancaire algérien : la nouvelle réglementation », Edition A.BEN, Alger.

Stiglitz, J. E., Walsh, C.E and Lafay, J.D.,(2007),« Principes d'économie moderne », 3^e édition, de boeck.

Tobin, J., (1965), « Money and Economic Growth», *Econometrica*, Vol 33, N°4, pp 671-684.

Les sites web utilisés

www.bank-of-algeria.dz

www.ons.dz