

L'impact des politiques conjoncturelles sur la croissance économique en Algérie : Estimation d'un modèle vectoriel à correction d'erreur 1980-2020.

The impact of cyclical policies on economic growth in Algeria: Estimation of a vectorial error correction model 1980-2020.

CHALAL Fadila¹/ Université de Bejaia
chalalfadila@yahoo.com

BELLACHE Youghourta / Université de Bejaia
belajug@yahoo.fr

Reçu le: 31/03/2022

Accepté le: 30/09/2022

Publié le: 31/12/2022

Résumé: La présente étude a pour but d'analyser empiriquement les effets de quelques indicateurs budgétaires et monétaires sur la croissance économique en Algérie sur la période allant de 1980 à 2020. La rareté des études qui tiennent compte à la fois des politiques budgétaire et monétaire pour expliquer l'évolution de la croissance économique en Algérie, constitue l'une des raisons qui nous ont poussé à mener cette recherche, car la majorité des études consacrées à cette question tiennent compte de la politique monétaire ou budgétaire, sans toutefois les traiter simultanément. A cet effet, l'existence d'une relation de long terme entre les variables de l'étude, justifie bien le choix de la méthodologie empirique adoptée qui est basée sur l'estimation d'un modèle vectoriel à correction d'erreur de la variation du produit intérieur brut, avec les variables explicatives qui sont entre autre, les dépenses publiques, les recettes publiques, le taux de change officiel, la masse monétaire, et le taux d'inflation.

Mots clés : Algérie, politique budgétaire, politique monétaire, relation de long terme, VECM.

Jel Classification Codes : C13, C22, C51, C52, E51, E52.

Abstract: This study aims to analyze empirically the effects of some fiscal and monetary indicators on economic growth in Algeria over the period from 1980 to 2020. The scarcity of studies that take into account both fiscal and monetary policies to explain the evolution of economic growth in Algeria is one of the reasons that led us to conduct this research, because the majority of the studies devoted to this question take account of the monetary or budgetary policy, without however treating them simultaneously. For this purpose, the existence of a long-term relationship between the variables of the study, justifies the choice of the adopted empirical methodology which is based on the estimation of a vectorial error correction model of the change in gross domestic product, with explanatory variables that include, among others, public expenses, public revenue, the official exchange rate, the money supply, and the rate of inflation.

Keywords: Algeria, budget policy, long-term relationship, monetary policy, VECM

Jel Classification Codes : C13, C22, C51, C52, E51, E52.

¹ CHALAL Fadila, chalalfadila@yahoo.com

I. Introduction

La politique monétaire et la politique budgétaire sont deux variables de la politique économique qui sont souvent utilisées pour accélérer la croissance économique.

Par ailleurs, la politique monétaire est une composante importante de la politique économique qui, à côté de la politique budgétaire et fiscale, contribue à la régulation macroéconomique, elle est considérée comme étant l'un des moyens par lequel l'autorité monétaire, en général la banque centrale, agit sur l'offre de la monnaie dans le but de remplir les objectifs de la politique économique. La politique monétaire concerne les mesures utilisées pour réguler la masse monétaire et le crédit dans l'économie dans le but d'obtenir les résultats d'une croissance économique plus forte et d'une stabilité des prix.

En effet, les objectifs des politiques conjoncturelles sont, en principe, ceux de la politique économique générale (une inflation maîtrisée se matérialisant en une stabilité des prix, une croissance économique soutenue, un faible taux de chômage et un équilibre extérieur)¹.

En Algérie, le milieu des années 80 et le début des années 90, c'était une période qui ne s'est toutefois pas présentée aussi favorable, avec la réorientation de la politique nationale et l'adoption d'un nouveau système d'organisation (système de l'économie de marché), conjuguées à une diminution des ressources financières, a mis le pays dans un état gravissime. Le pays venait d'entrer dans un tunnel sombre dont la sortie était peu apparente. Ainsi, le produit intérieur brut a enregistré sur la période 1990-1994 un taux de croissance négatif (-0,32). Une telle situation, devait justifier le recours en 1994 au Fonds Monétaire International (FMI) en adoptant un Plan d'Ajustement Structurel (PAS). Parmi les conditions imposées par cette institution internationale, c'est l'application d'une politique conjoncturelle contra-cyclique rigoureuse.

Depuis 2001, grâce à une embellie financière sans précédent, le pays s'est lancé dans de grands projets d'investissement, à travers les différents plans de relance économique et de soutien à la croissance économique.

A travers cet article, nous tenterons de tester économétriquement l'impact des politiques budgétaire et monétaire sur la croissance économique en Algérie durant la période 1980-2020.

Pour atteindre cet objectif, le présent travail sera organisé de la manière suivante : dans une première section nous allons présenter une revue succincte de la littérature, la deuxième section repose sur l'étude économétrique, où un modèle vectoriel à correction d'erreur reliant notamment les variables budgétaires et monétaires et la croissance économique sera estimé. Ce modèle permet d'évaluer l'impact des politiques budgétaire et monétaire sur la croissance économique en

Algérie. Dans une troisième et dernière section, les résultats obtenus seront commentés, puis nous allons procéder à la validation du modèle à travers les différents tests statistiques.

II. Revue de littérature

L'une des questions les plus débattues depuis plusieurs années touchant les politiques de régulation de la conjoncture, qui sont généralement définies comme un ensemble de décisions et mesures prises par les pouvoirs publics, destinées à minimiser les fluctuations de l'activité économique.

De plus, la théorie économique, fait ressortir un vif débat sur l'efficacité relative des politiques conjoncturelles, en tant qu'instruments de régulation de l'activité économique, au double plan théorique et empirique. Cependant, il n'y a pas de consensus, ni sur le plan théorique, ni empirique.

Le débat théorique autour des effets des politiques budgétaire et monétaire sur la croissance économique, constitue sans doute un des sujets de controverse entre deux grandes écoles de pensée que sont les keynésiens et les monétaristes.

Selon les keynésiens, c'est vrai que les politiques budgétaire et monétaire expansionnistes constituent des moyens efficaces pour stimuler la demande globale et relancer une économie stagnante, mais ils estiment que la politique budgétaire a un impact plus important que celui de la politique monétaire sur l'activité économique, tandis que les monétaristes ayant pour tenant Milton Friedman, contredisent l'efficacité de la politique budgétaire et stipulent que la politique monétaire plutôt que la politique budgétaire a un impact plus important sur l'activité économique.

La politique monétaire relève de la banque centrale d'une économie qui contrôle la masse monétaire en fixant les taux de change et d'intérêt (Usman et Miraj, 2015)².

Pour les keynésiens, dans une situation du piège à liquidité, la politique monétaire n'est plus la solution, car le taux d'intérêt atteignait son niveau minimum et qu'une augmentation supplémentaire de la masse monétaire ne conduirait pas à une réduction du taux d'intérêt. Par conséquent, l'investissement public doit être suffisamment important pour permettre des dépenses équivalentes au plein emploi. Alors que la politique monétaire ne parviendra pas à augmenter les investissements, donc à rétablir le plein emploi, mais la politique budgétaire augmentera la production en augmentant les dépenses de l'Etat, et elle affecte aussi la stabilité des prix et le plein emploi. Comme le gouvernement décide de la politique budgétaire, il peut donc soit réduire les impôts ou augmenter les dépenses publiques, ce qui affecte directement l'activité économique.

De leur côté, les monétaristes soutiennent qu'à court terme, les variations de la masse monétaire peuvent avoir des effets temporaires réels à cause de la rigidité initiale des prix. En outre, la politique budgétaire est inefficace du fait essentiellement de ses risques d'éviction. Cependant, à long terme, sous l'hypothèse de flexibilité des prix et du marché du travail, les variations de la masse monétaire n'ont d'effet que sur le niveau général des prix. La production et l'emploi ne sont pas affectés.

Au côté du débat théorique, s'est développée une importante littérature empirique visant à examiner les effets des politiques conjoncturelles sur la croissance économique.

Les résultats de l'étude de Keran (1970), menée sur huit pays industrialisés, ont montré que les effets de la politique budgétaire étaient beaucoup plus significatifs que ceux de la politique monétaire. De même, d'autres études comme celle de Darrat (1984), de Chowdhury (1986) sur certains pays de l'Amérique Latine, et celle de Ansari (1996) appliquée en Inde ; ont toutes abouti au même résultat de Keran (1970).

L'étude de Betten et Hafer (1983)³, a abouti au résultat que la politique monétaire avait un effet significatif dans tous les pays étudiés. En revanche, la politique budgétaire n'avait d'influence qu'en France et au Royaume Uni. Chowdhury (1988) a appliqué l'équation de St. Louis à six pays Européens : Autriche, Belgique, Danemark, Hollande, Norvège et Suède. Les résultats font ressortir que l'impact de la politique monétaire sur l'activité économique était plus important dans trois pays (Danemark, Norvège et Suède) alors que la politique budgétaire était plus efficace en Belgique et en Hollande. Les résultats pour l'Autriche n'ont pas été satisfaisants.

Bynoe (1994), en utilisant une version modifiée de l'équation de St. Louis sur cinq pays africains⁴, a démontré que la politique budgétaire n'est efficace qu'au Nigeria, par contre dans les quatre autres pays la politique monétaire est relativement plus efficace que la politique budgétaire.

Judson et Orphanides (1996), Domenech et Molinas (1996) ont démontré qu'à long terme la croissance économique est inversement reliée la variation de inflation.

Il ressort de l'étude de Kone (2000), que les politiques budgétaire et monétaire ont des effets positifs à court et à long terme sur l'activité économique dans les pays de l'UEMOA⁵.

Nubukpo (2003) montre qu'à court terme les dépenses publiques totales sont sans effet sur la croissance mais une prise en compte de la composition des dépenses a bien des effets à court terme sur l'économie des pays de l'UEMOA. Noman et Khudri (2015), ont examiné l'impact des politiques budgétaire et monétaire sur la croissance économique au Bangladesh. Ils ont conclu que le taux

d'intérêt, le taux d'inflation, les recettes publiques et les dépenses publiques sont des variables significatives qui affectent la croissance économique au Bangladesh.

Tabi et Ondo (2011) ont analysé la relation entre la masse monétaire, l'inflation et la croissance économique. Les résultats ont conclu que l'inflation et la masse monétaire exerce un effet positif sur la croissance économique au Cameroun.

Concernant le cas de l'Algérie, rare sont les études qui tiennent compte de l'impact simultané des politiques budgétaire et monétaire sur la croissance économique, à l'exception de celle de ABBES (2015) qui a abouti à un résultat que la politique monétaire est plus efficace que la politique budgétaire en Algérie. Les résultats de l'étude de Bouyacoub et Touami (2016) montrent que la politique monétaire et budgétaire joue un rôle important dans la détermination de la variation de croissance en Algérie.

Cependant, l'impact de la politique budgétaire ou monétaire sur la croissance économique pris individuellement, a fait l'objet de certaines études, en l'occurrence l'étude empirique de (Benbouziane, Chekouri et Chibi (2010)) sur les effets macroéconomiques des chocs de la politique budgétaire en Algérie, qui a démontré que cette dernière a un effet positif mais pas intéressant à court terme et un effet négatif sur le moyen et long terme sur la croissance économique. De leur côté, Kolli et Oughlissi (2013), ont démontré que la politique budgétaire a un impact positif sur la croissance économique sur le court terme. Abderrahmani et Tiab (2021), ont démontré que les dépenses publiques influencent positivement la croissance économique en Algérie.

Bendahmane et Bouchetara (2015) en étudiant l'impact de la politique monétaire sur la croissance économique en Algérie, ont démontré l'efficacité de la politique monétaire en Algérie.

III.2. Description des variables

1. Les dépenses publiques

Le terme de dépenses publiques est un terme générique pour désigner l'ensemble des ressources de l'Etat qui sont réintroduites dans le circuit économique.

Les dépenses publiques sont traditionnellement considérées comme un facteur stimulateur de l'activité économique. Elles sont aussi utilisées comme un outil interventionniste.

Par ailleurs, de nombreuses études ont confirmé que les dépenses publiques jouent un rôle moteur dans la croissance économique (Devarajan, Swaroop et Zou (1996), Caselli, Esquivel et Lefort (1996), Agenor, (2000)).

Dans notre étude, on utilise les dépenses publiques totales qui sont considérées comme un élément essentiel de la demande globale et un déterminant essentiel de la croissance économique. On suppose donc, une relation positive entre les dépenses publiques et la croissance économique.

2. Les recettes publiques

Les pouvoirs publics peuvent, tant par leurs dépenses que par leurs recettes, tenter de dynamiser l'activité économique. Les mesures budgétaires peuvent stimuler la croissance économique directement par le biais d'une hausse de la consommation ou des investissements publics, mais cela peut également se faire indirectement, par exemple grâce à une augmentation du pouvoir d'achat des ménages moyennant des réductions d'impôts ou un relèvement des allocations sociales. Donc, la fiscalité constitue un puissant instrument de politique économique, capable de tendre vers l'optimum économique si elle est correctement conçue (Valenduc.C, 2011)⁶. En revanche, elle risque d'entraîner des pertes nettes de production, de productivité et d'utilité sociale (Rajhi, 1993)⁷. L'intervention par l'impôt s'avère, de ce point de vue et, en conséquence, nécessaire pour éviter les crises économiques, et stimuler le processus de la croissance.

3. Le taux de change

Le taux de change d'une monnaie, constitue un des moyens mis à la disposition des autorités monétaires pour résoudre les problèmes du commerce extérieur. Une augmentation du taux de change coté à l'incertain (dépréciation de la monnaie nationale) permet d'améliorer la compétitivité des produits domestiques et accroît la demande externe, et par conséquent la production nationale. En effet, il y'a une relation positive entre le taux de change et le produit intérieur brut. Depuis la mise en œuvre des réformes en Algérie, le dinar a été dévalué plusieurs fois d'une manière intensive afin de soutenir le processus de libéralisation du commerce extérieur et établir la convertibilité du dinar sur toutes les transactions courantes⁸.

4. Le taux d'inflation

La théorie économique et les institutions chargées de veiller à la bonne marche des affaires, soulignent qu'une maîtrise de l'inflation est un préalable pour assurer un certain niveau de croissance économique. En revanche, il convient de souligner que l'inflation a des effets aussi bien néfastes que bénéfiques sur l'activité économique. Une inflation peut conduire lorsqu'elle est forte, à un ralentissement de la croissance économique, du produit global, et à une détérioration de l'emploi, en raison de l'augmentation du taux d'intérêt qui va contraindre l'investissement et par conséquent la production recule.

En Algérie, la mise en place du plan d'ajustement structurel lancé dès 1994, n'a pas permis d'atténuer le taux d'inflation qui est resté au stade de deux chiffres en quelques années 29.78% en 1995 puis s'est diminué pour atteindre 5.7% en 1997 et 0.34% en 2000, puis ce taux remonte et enregistre un taux de 6.4% en 2016. De tels taux d'inflation élevés, ne peuvent être que nuisibles à la croissance économique en Algérie.

5. La masse monétaire

La masse monétaire en circulation, représente le volume de la monnaie détenu par les agents non financiers pour réaliser leurs différentes opérations de consommation, d'investissement et d'épargne.

En effet, une augmentation de la masse monétaire en circulation incite les agents à consommer ou à investir, et au fur et à mesure que la quantité de la masse monétaire soit importante, cela génère de l'activité et de la croissance économique. En effet, même si la monnaie est un moyen permettant la croissance économique, il ne faut pas qu'elle soit disponible en grandes quantités pour ne pas créer de l'inflation. En revanche, une quantité insuffisante de la monnaie dans l'économie provoque une contraction de l'activité économique et par conséquent la consommation et l'investissement baissent, ce qui peut générer une faible croissance économique. C'est pour cette raison, que les autorités monétaires doivent toujours surveiller la quantité de monnaie en circulation. Dans notre étude, nous utilisons la masse monétaire au sens de M2.

II.3. Présentation du modèle et la méthode d'estimation

Après avoir décrit les variables du modèle, on écrit la forme générale du modèle à estimer ci-après :

$$\text{PIB} = f(\text{DPT}, \text{RPT}, \text{TCH}, \text{INF}, \text{M2})$$

PIB: Le produit intérieur brut;

DPT: Les dépenses publiques totales;

RPT: Les recettes publiques totales;

TCH: Le taux de change;

INF: Le taux d'inflation ;

M2: La masse monétaire au sens de M2

Après la spécification de notre modèle, on le réécrit sous sa forme économétrique comme suit :

$$\Delta \text{PIB}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \text{DPT}_t + \alpha_2 \Delta \text{RPT}_t + \alpha_3 \Delta \text{TCH}_t + \alpha_4 \Delta \text{INF}_t + \alpha_5 \Delta \text{M2}_t + \alpha_6 \text{PIB}_t + \alpha_7 \text{DPT}_t + \alpha_8 \text{RPT}_t + \alpha_9 \text{TCH}_t + \alpha_{10} \text{INF}_t + \alpha_{11} \text{M2}_t + \varepsilon_t$$

Nous avons introduit une perturbation (ε) dans la relation pour tenir compte de tous les facteurs qui, en dehors des variables prises en compte, peuvent avoir un certain effet sur le PIB.

On réécrit ce modèle, par l'introduction du logarithme sur les variables, ainsi :

$$\ln \text{PIB}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \text{DPT}_t + \alpha_2 \ln \text{RPT}_t + \alpha_3 \ln \text{TCH}_t + \alpha_4 \ln \text{INF}_t + \alpha_5 \ln \text{M2}_t + \alpha_6 \text{PIB}_t + \alpha_7 \ln \text{DPT}_t + \alpha_8 \ln \text{RPT}_t + \alpha_9 \ln \text{TCH}_t + \alpha_{10} \ln \text{INF}_t + \alpha_{11} \ln \text{M2}_t + \varepsilon_t$$

Dans cette expression, les coefficients α_1 à α_5 caractérisent la dynamique de court terme, tandis que les coefficients α_7 à α_{11} permettent de dériver les comportements d'équilibre de long terme du produit intérieur brut. Le coefficient α_6 est la force de rappel vers l'équilibre.

Nous avons transformé les données en logarithme dans le but :

- D'éliminer les fluctuations inhérentes aux variables macroéconomiques ;
- De saisir l'impact de la variation de chacune des variables explicatives sur la variable expliquée à travers l'élasticité.

III.4. Procédure d'estimation d'un ECM ou VECM

Etape 1 : Test de racine unitaire (de stationnarité) sur les séries et détermination de l'ordre d'intégration des variables.

Etape 2 : Détermination du nombre de retards p de l'estimation du modèle VAR(p).

Etape 3 : Mise en place du test de cointégration de Johansen (1991) qui permet d'identifier le nombre de relations de long terme s'il elles existent.

Etape 4 : Si les variables sont cointégrées, il sera évident d'estimer un modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM).

Etape 5 : Interprétation des résultats de l'estimation et validation du modèle estimé.

1. Etude de la stationnarité des séries

Avant toute étude économétrique, il est fort indispensable d'analyser la stationnarité des séries de données (surtout lorsqu'il s'agit de variables macroéconomiques ou financières comme dans notre étude), en raison des problèmes de régressions fallacieuses basées qui peuvent surgir si les données ne sont pas stationnaires. En effet, des auteurs comme Dickey et Fuller (1979, 1981)

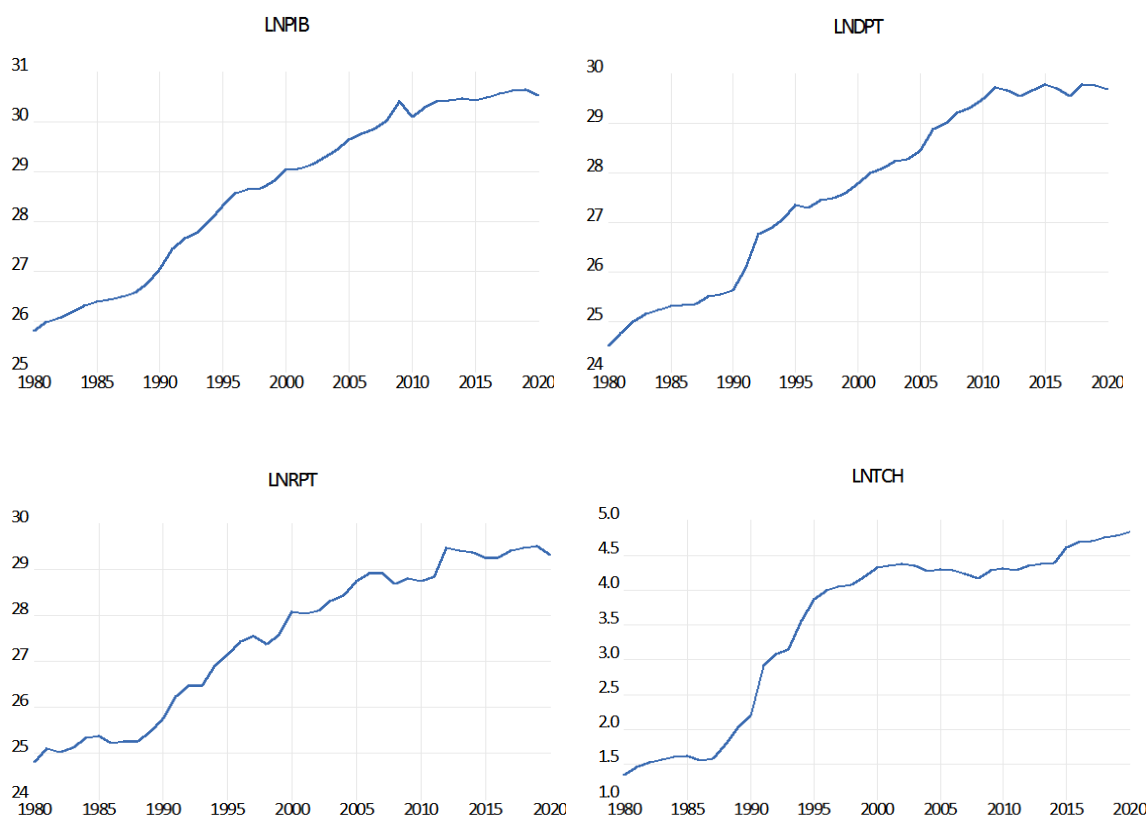
vont recommander des tests de stationnarité avant toute étude sur les séries temporelles. En cas de non stationnarité (du type déterministe/TS ou aléatoire/DS), des auteurs (notamment Dickey et Fuller (1979, 1981), Fuller (1976, 1996), Phillips-Perron (1987)) ont suggéré des méthodes de stationnarisation : la différence première pour des séries non stationnaires de type DS (Differencing Stationnary) ou l'écart à la tendance pour des séries non stationnaires de type TS (Trend Stationnary)⁹.

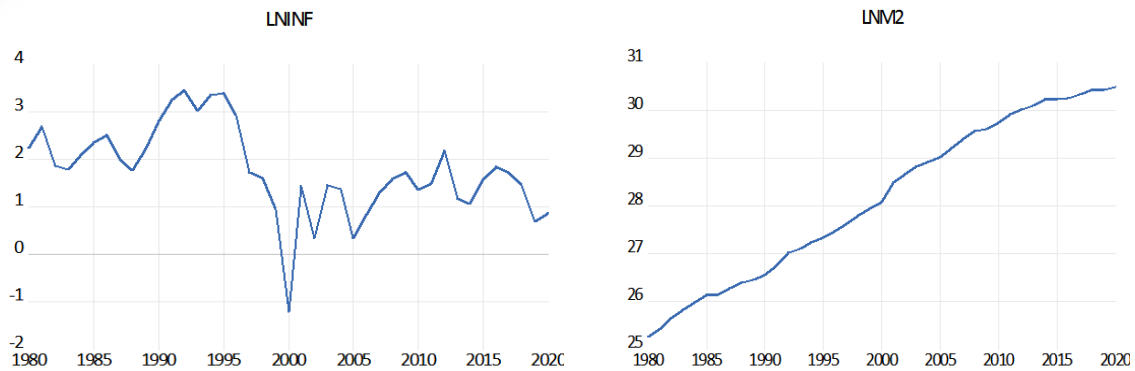
1.1. Test de stationnarité

1.1.1. Evolution des séries de l'étude :

Une analyse graphique de l'évolution des séries est importante car elle nous donne une prévision sur la stationnarité des séries.

Figure N°1 : Analyse graphique des séries





A la vue des six graphes, il semblerait que les séries ne soient pas stationnaires en niveau. Un test économétrique nous apportera plus de précision sur l'étude de stationnarité des séries. Donc, nous allons opter pour les deux tests (Dickey-Fuller Augmenté (ADF)) et Phillips Perron (PP)), dont les résultats seront présentés dans un tableau récapitulatif ci-après.

1.1.2. Tests de racine unitaire

Comme nous l'avons vu auparavant, il existe différentes sources de non stationnarité et qu'à chaque origine de non stationnarité est associée une méthode propre de stationnarisation. La méthode la plus répandue est le test de racine unitaire. Les deux tests appliqués dans notre recherche (Dickey et Fuller augmenté et Phillips Perron) consistent à tester :

$H_0 : \phi = 1$: existence de racine unitaire (série non stationnaire) ;

Contre

$H_1 : \phi < 1$: absence de racine unitaire (série stationnaire).

Après avoir appliqué le test de racine unitaire nous avons obtenu les résultats résumés dans le tableau suivant (les détails sont présentés en annexe n°1):

Tableau N°1 : Résultats du test de racine unitaire

	En niveau				En 1 ^{ère} différence				Conclusion
	ADF		PP		ADF		PP		
	t-stat	Prob	t-stat	Prob	t-stat	Prob	t-stat	Prob	
LNPIB	-2.112319	0.2411	-2.068669	0.2579	-5.798133	0.0001	-5.796945	0.0001	I(1)
LNDPT	-1.993315	0.2885	-1.801695	0.3744	-4.521581	0.0008	-4.451194	0.0010	I(1)
LNRPT	3.499323	0.9998	3.334644	0.9996	-5.378613	0.0001	-5.353770	0.0001	I(1)
LNTCH	-1.810451	0.3703	-1.523640	0.5116	-4.092440	0.0028	-4.265559	0.0017	I(1)
LNINF	-2.679176	0.0865	-2.662241	0.0895	-8.930103	0.0000	-8.948064	0.0000	I(1)
LNM2	-2.030781	0.2730	-1.859683	0.3473	-4.694447	0.0005	-4.690731	0.0005	I(1)

Source : Réalisé par les auteurs à l'aide du logiciel Eviews 12

A partir des données du tableau ci-dessus nous constatons que toutes les séries (LNPIB, LNDPT, LNRPT, LNTCH, LNINF et LNM2) ne sont pas stationnaires en niveau, car les statistiques ADF et PP calculées sur chacune des

variables en niveau sont toutes supérieures aux statistiques critiques au seuil de 5 %. Ces séries ne sont devenues stationnaires qu'après être différenciées une fois.

En somme, les cinq séries de variables sont issues d'un processus DS (Difference stationnary), et elles sont intégrées de même ordre 1.

En effet, l'intégrité de même ordre des séries de notre étude, nous amène à chercher d'éventuelles relations de cointégration. Et cela nous autorise à aller plus loin et d'estimer un modèle vectoriel à correction d'erreur qui intègre à la fois les évolutions de court terme et de long terme des variables de l'étude.

2. Détermination du nombre de retard optimale du VAR

Le choix du nombre p optimal de retards est une étape déterminante dans le processus d'estimation. En effet, un nombre insuffisant de retards fait perdre de l'information au processus étudié et produira des estimations biaisées des paramètres, tandis qu'un nombre trop important de retards augmente le nombre de paramètres à estimer et réduit donc d'autant le degré de liberté du processus¹⁰.

Pour cette raison, nous avons estimé un certain processus VAR, en se basant sur les critères d'information d'Akaike et Schwarts. Les différentes valeurs obtenues pour des retards allant de 0 à 3 figurent dans le tableau n°2.

Tableau N°2 : Détermination du nombre de retards optimal « p »

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: LNPIB LNDPT LNRPT LNTCH LNINF LNM2						
Exogenous variables: C						
Date: 06/21/22 Time: 17:07						
Sample: 1980 2020						
Included observations: 38						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-76.50728	NA	3.10e-06	4.342488	4.601055	4.434484
1	150.2701	370.0052*	1.38e-10*	-5.698427*	-3.888464*	-5.054456*
2	184.1588	44.59037	1.79e-10	-5.587305	-2.225944	-4.391359
3	222.1798	38.02095	2.45e-10	-5.693671	-0.780913	-3.945749
* indicates lag order selected by the criterion						
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)						
FPE: Final prediction error						
AIC: Akaike information criterion						
SC: Schwarz information criterion						
HQ: Hannan-Quinn information criterion						

Source : Réalisé par les auteurs à l'aide du logiciel Eviews 12

A partir de ce tableau, et selon le principe de parcimonie, le retard que nous choisissons c'est celui qui minimise conjointement les cinq critères d'information. Dans ce cas, le retard qui satisfait ce principe est bien $p= 1$.

En effet, nous allons ainsi pouvoir procéder au test de Johansen sur un modèle VAR d'ordre 1 (VAR(1)).

3. La mise en place du test de cointégration de Johansen

3.1. Définition de la cointégration

La cointégration permet de traiter les séries non stationnaires. Elle décrit la véritable relation à long terme existante entre deux ou plusieurs variables.

Deux séries sont dites cointégrées si¹¹ :

- Les séries sont intégrées au même ordre (d) ;
- La combinaison linéaire de ces séries permet de se ramener à une série d'ordre d'intégration inférieur. En d'autre terme, si les séries sont intégrées de même ordre 1 comme le cas de notre étude, on s'attendrait à ce que les résidus de la relation de long terme soient stationnaires.

Le test de cointégration repose sur l'hypothèse nulle qu'il existe au plus r relations de cointégration, tel que r le nombre de relation de cointégration.

On accepte H_0 lorsque la valeur de la statistique TR est inférieure à sa valeur critique au seuil de 5%.

3.2. Test de Johansen

Comme nous l'avons déjà démontré à travers l'étude de la stationnarité, les cinq séries du modèle (LNPIB, LNDNB, LNFISCO, LNTCH, LNINF, LNM2) sont intégrées de même ordre (1), il y'a alors possibilité de cointégration.

Autrement dit, les variables de l'étude peuvent avoir une évolution divergente à court terme, mais elles vont évoluer ensemble à long terme.

En effet, pour détecter le nombre de relations de cointégration nous allons effectuer le test de la trace en supposant que la relation de cointégration ainsi que la relation VAR contiennent toutes les deux une constante mais pas de tendance (hypothèse n°3). Ce choix peut être justifié économiquement en supposant que les relations de long terme entre les variables ne contiennent pas de tendance. Le tableau n°3 nous décrit les résultats du test de Johansen.

Tableau N°3 : Relation de cointégration par le test de la trace

Date: 06/21/22 Time: 17:25 Sample (adjusted): 1982 2020 Included observations: 39 after adjustments Trend assumption: Linear deterministic trend Series: LNPIB LNDPT LNRPT LNTCH LNINF LNM2 Lags interval (in first differences): 1 to 1				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.782593	129.2753	95.75366	0.0000

At most 1	0.456397	69.76200	69.81889	0.0505
At most 2	0.450606	45.99012	47.85613	0.0741
Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Source : Réalisé par les auteurs à l'aide du logiciel EvIEWS 12

Le test de la trace ci-dessus, nous montre qu'il existe une seule relation de cointégration au seuil de 5% entre les variables du modèle.

- L'hypothèse nulle d'absence de cointégration entre les variables a été rejetée, car la statistique de la trace (TR= 129.275) est supérieure à la valeur critique au seuil de 5% (95.753) ;
- L'hypothèse nulle selon laquelle il existe au plus 1 relation de cointégration a été acceptée au seuil de 5%, car la statistique de la trace (TR=69.762) est inférieure à la valeur critique au seuil de 5% (69.818).

Donc un modèle à correction d'erreur vectoriel (**VECM**) peut alors être estimé.

4. Estimation du modèle

La procédure VECM est établie à l'aide d'EVIEWS 12, dont les détails sont donnés en annexe n°2. Le modèle présente cinq équations, on s'intéresse à l'équation qui explique la variable LNPIB :

$$\begin{aligned}
 D(LNPIB) = & -0.452941*(LNPIB(-1) - 0.713256*LNDPT(-1) + \\
 & 0.323587*LNRP(-1) - 0.313881*LNTCH(-1) + \\
 & 0.069371*LNINF(-1) - 0.331763*LNLM2(-1) - 7.523307) + \\
 & 0.579611*D(LNPIB(-1)) - 0.043071*D(LNDPT(-1)) - \\
 & 0.034643*D(LNRP(-1)) + 0.231924*D(LNTCH(-1)) + \\
 & 0.011719*D(LNINF(-1)) + 0.238402*D(LNLM2(-1)) + \\
 & 0.060298.....(1)
 \end{aligned}$$

Nous déduisons de l'équation (1) l'équation (2) de la relation de long terme en inversant les signes:

$$\begin{aligned}
 D(LNPIB) = & 7.523307 + 0.713256*LNDPT(-1) - 0.323587*LNRP(-1) + \\
 & 0.313881*LNTCH(-1) - 0.069371*LNINF(-1) + \\
 & 0.331763*LNLM2(-1)
 \end{aligned}$$

La relation de court terme s'écrit comme suit :

$$\begin{aligned}
 D(LNPIB) = & 0.060298 + 0.579611*D(LNPIB(-1)) - 0.043071*D(LNDPT(-1)) - \\
 & 0.034643*D(LNRP(-1)) + 0.231924*D(LNTCH(-1)) + 0.011719*D(LNINF(-1)) \\
 & + 0.238402*D(LNLM2(-1))
 \end{aligned}$$

5. Interprétation et validation du modèle estimé

5.1. Validation statistique

Les résultats issus de l'estimation (annexe n°2) permettent de constater que le terme à correction d'erreur est négatif (-0.452941) et significatif au seuil de 5% (2.01558 est supérieur à t-Student en valeur absolue 1.96). La force de rappel représente la vitesse avec laquelle il y'a un retour à l'équilibre après un choc. La valeur négative de (-0.452941) signifie que lorsqu'une variable à l'instant t s'écarte de l'équilibre de long terme, il faudrait 2.21 ans ($1/0.452941$) soit, au moins 2 ans et quelques mois pour revenir à la situation d'équilibre après un choc.

Par ailleurs, il ressort de l'estimation que pour la dynamique de long terme, toutes les variables expliquent significativement la variable PIB au seuil de 5% (tel que l'indique les statistiques de Student, qui sont toutes supérieures à la valeur tabulée de Student au seuil de 5% (1.96)), les effets des dépenses publiques, du taux de change et de la masse monétaire sont positifs, par contre ceux de l'inflation et des recettes publiques sont négatifs. Et pour ce qui concerne la dynamique de court terme, on trouve que toutes les variables sont non significatives au seuil de 5% à l'exception de la variable à expliquer (LNPIB).

Donc, d'un point de vue statistique, la représentation VECM du modèle est validée. Maintenant, il convient de s'assurer de sa validité économétrique et économique.

A cet égard, pour valider le VECM côté économétrique, nous sommes amenés à effectuer les tests économétriques d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité sur les résidus ainsi que le test de stationnarité du modèle.

5.2. Validation économétrique

1. Test d'absence d'autocorrélation

Ce test permet de voir si les erreurs du modèle estimé sont corrélées ou non. En effet, d'après les résultats obtenus dans le tableau suivant, on constate que les probabilités associées aux Q-Stat et Q-Stat ajusté sont toutes supérieures à 0.05, les résidus ne sont donc pas autocorrélés.

Tableau N° 4: Test d'autocorrélation des erreurs

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Date: 06/22/22 Time: 09:13

Sample: 1980 2020

Included observations: 39

Null hypothesis: No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	31.12855	36	0.6994	0.844315	(36, 90.6)	0.7113
2	34.55418	36	0.5374	0.953041	(36, 90.6)	0.5522

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	31.12855	36	0.6994	0.844315	(36, 90.6)	0.7113
2	64.90853	72	0.7107	0.844515	(72, 82.0)	0.7675

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

2. Test d'absence d'hétéroscédasticité

Dans notre étude, nous utilisons le test de White pour tester l'hétéroscédasticité des résidus. La règle de décision est la suivante :

 $H_0 : \alpha > 5\%$ donc il y'a homoscedasticité des résidus

Contre

 $H_1 : \alpha < 5\%$ les résidus sont hétéroscédastiques. Tel que α est la probabilité associé à la statistique de Chi-sq.

Les résultats du test effectué sur Eviews 12 présente une probabilité de 0.2193 tel que indiqué dans le tableau ci-dessous qui est bien supérieur à 5%, ce qui permet d'accepter l'hypothèse nulle d'homoscédasticité des résidus.

Tableau N°5 : Test d'hétéroscédasticité

VEC Residual Heteroskedasticity Tests (Includes Cross Terms)

Date: 06/22/22 Time: 09:48

Sample: 1980 2020

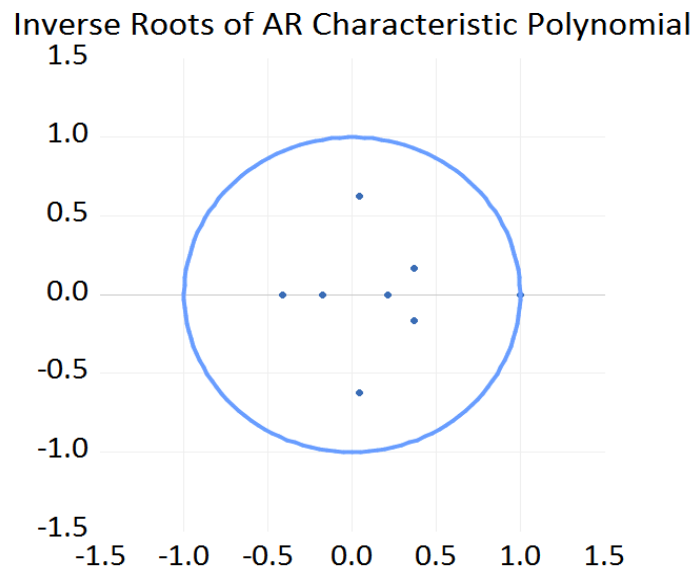
Included observations: 39

Joint test:		
Chi-sq	df	Prob.
764.4125	735	0.2193

3. La racine inverse du polynôme caractéristique AR

La construction du cercle de racine unitaire, montre que l'inverse des racines associées à la partie AR appartient au cercle unité, ce qui signifie que le modèle en général est stationnaire. Ainsi, notre modèle estimé est validé.

Figure N°2 : Test de stationnarité du modèle



Après avoir démontré que le modèle est stationnaire, les résidus du modèle ne sont pas autocorrélés et ils sont homoscédastiques, nous pouvons valider notre modèle d'un point de vue économétrique.

5.2. Validation économique

Selon les résultats de l'estimation, nous avons pu observer que les dépenses exercent à court terme un effet négatif et non significatif sur la croissance économique. Par contre il est positif et significatif à long terme. Un résultat qui corrobore avec ce que stipule la théorie économique. En effet, une augmentation de 1% des dépenses génère une augmentation de 0.71 de la croissance économique, ceci peut être expliqué par l'effet des investissement qui apparait sur le long terme, le rôle primordial que joue la politique budgétaire expansionniste menée par l'Algérie depuis 2001, en mobilisant des moyens financiers exceptionnels grâce à l'embellie financière sans précédent. Ces investissements augmentent l'appareil productif, et créent de la richesse en améliorant le niveau de la production et en créant des postes d'emploi.

De plus, les recettes publiques ont une influence négative et significative à long terme sur la croissance économique. Une augmentation des recettes budgétaires de 1% entraîne une baisse de 0.32 du PIB réel. Cela peut être expliqué par le fait que les dépenses publiques en Algérie ne sont pas couvertes

en totalité par les recettes budgétaire. Autrement dit, que l'Algérie enregistre depuis la fondation du fonds de régulation des recettes (FRR) en 2001, un déficit comptable qui est financé par les revenus de la rente pétrolière.

A court terme, le taux de change exerce une influence positive et non significative, par contre à long terme, le signe est positif et significatif. A long terme, une augmentation du taux de change (coté à l'incertain) de 1% engendre une augmentation de 0.35 du produit intérieur brut, ce qui correspond à ce que suggère la théorie,

En revanche, l'effet de la masse monétaire sur la croissance économique est positif et significatif à long terme, cela est conforme aux prédictions théoriques et semblables aux études de Tabi et Ondo (2011), Noman et Khudri (2015)¹², Bouyacoub et Touami (2016). Une augmentation de 1% de la masse monétaire entraîne une augmentation de 0.33 de la croissance économique.

Par ailleurs, à long terme, l'impact d'une variation du taux d'inflation est significatif et présente le signe attendu (relation inverse) confirmant par cela l'énoncé théorique. Un résultat qui corrobore avec ceux des études de (Judson et Orphanides (1996), Andres, Domenech et Molinas (1996))¹³. Une hausse du taux d'inflation de 1% entraîne une baisse de 0.06 de la croissance économique.

Quand l'inflation enregistre des taux élevés, les autorités monétaires interviennent en réduisant la quantité de la masse monétaire, et par voie de conséquence le taux d'intérêt augmente ce qui provoque une baisse de l'investissement, ce qui va aboutir à un recul de la production.

Toutefois, les résultats de l'étude ont démontré que l'impact de la politique budgétaire et plus important que celui de la politique monétaires, et que les dépenses publiques, les recettes publiques, le taux de change, la masse monétaire et le taux d'inflation, sont des variables significatives qui affectent la croissance économique en Algérie.

IV. Conclusion

A travers cette étude, nous avons testé empiriquement les effets des politiques conjoncturelles sur la croissance économique en Algérie pour la période 1980-2020, en utilisant un modèle vectoriel à correction d'erreurs.

Nous avons constaté que les deux politiques ne présentent pas d'effets très importants sur la croissance économique en Algérie.

Côté de la politique budgétaire, nous avons constaté que la relance par la dépense engagée par le gouvernement algérien depuis 2001 pour soutenir la croissance économique et créer de la richesse et de l'emploi a échoué, à cause d'une mauvaise affectation de ces dépenses vers des domaines non créateurs de la richesse et de la croissance économique, voire non productifs, comme celui

des infrastructures. Donc, ce sont des dépenses destinées en majorité à la consommation, elles sont considérées comme des dépenses non productives, ce qui justifie leur faible impact sur la croissance économique en Algérie, et par conséquent la faible efficacité de politique budgétaire en général sans comparaison avec la politique monétaire.

De l'autre côté, les autorités monétaires ont accès la politique monétaire sur le seul objectif de la maîtrise de l'inflation, sans pour autant se soucier d'autres objectifs de la politique économique, à savoir la croissance économique. C'est ce que justifie le faible impact de la politique monétaire sur la croissance économique en Algérie

V. Références

1. Abbès. A, (2015), « Efficacité et limites de la politique économique et conjoncture dans un modèle de type « mundell- fleming », étude économétrique sur l'Algérie », thèse de doctorat es Sciences Economique, université ABOU-BEKR BELKAID / TLEMCEM.
2. Abderrahmani. F, Tiab. F, (2021), « Analyse de la causalité entre dépenses publiques et croissance économique en Algérie avec changement structurel : Approche ARDL : 1970-2020 », Etudes Economiques, Vol 21 n° 02, Décembre 2021.
3. Agenor. PR, (2000), « L'économie de l'ajustement et de la croissance », Mimeo, Washington, Banque Mondiale, P848.
4. Benbouziane. M, Chekouri. M, Chibi. A, (2010), "The macroeconomic effects of fiscal policy shocks in Algeria, an empirical study", Economic Research Forum.
5. Bendahmane. MA, et Bouchetara. M, (2015), « L'impact de la politique monétaire sur la croissance économique en Algérie », Revue finance et marchés, Vol 1, N° 2, Pages 53-64.
6. Bousselhami. N, Hamzaoui. M, (2017), « Impact De La Fiscalite Sur La Croissance Economique Du Maroc », European Scientific Journal édition, Vol.13, N°4, P105 ;
7. Bouyacoub. B, Touami. S, (2016), « La contribution de la masse monétaire et les dépenses publiques dans la croissance économique en Algérie : Analyse économétrique 2000-2014 », Revue des Sciences Economiques, vol 12, n° 12, juin 2016.
8. Bruno. O, Musso. P, (2000), « Volatilité de l'inflation et croissance économique », Revue économique, volume 51, n°3, P 694.

9. Gossé. J, et Guillaumin. C, (2013), « L'apport de la représentation VAR de Christopher A. Sims à la science économique », l'Actualité économique, P309.
10. Hamisultane. H, (2002), « Modèle à Correction d'Erreur (MCE) et Applications », archives ouvertes, P3.
11. Jonas. KK, (2018), « Modélisation ARDL, Test de cointégration aux bornes et Approche de Toda Yamamoto : éléments de théorie et pratiques sur logiciels ». Licence, archives-ouvertes. Congo-Kinshasa, P3.
12. Kone. S, (2000), « L'impact des politiques monétaires et budgétaires sur la croissance économique dans les pays de l'UEMOA », Revue d'Etudes et Recherches N°509.
13. Noman. SMS, Khudri. MM, (2015), "The effects of monetary and fiscal policies on economic growth in Bangladesh", ELK Asia Pacific J Finance and Risk Management, 6(3):21–34.
14. Usman. M, Miraj. UH, (2017), "Growth Effects of Fiscal and Monetary Policies in Pakistan", Pakistan Development Review, vol 56, N° 4, P529.
15. Valenduc.C, (2011), « Quelle structure des prélèvements pour quelle croissance? », Les Cahiers, le cercle des économistes, PUF, Ed. Descartes & Cie.
16. www.bank-of-algeria.dz
17. www.banquemonddiale.org
18. www.ons.dz

ANNEXES

Annexe n°1 : Test de stationnarité ADF et PP

Test ADF sur la série LNPIB (modèle 2)

Null Hypothesis: LNPIB has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.112319	0.2411
Test critical values:		
1% level	-3.605593	
5% level	-2.936942	
10% level	-2.606857	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LNPIB)
Method: Least Squares
Date: 07/17/22 Time: 18:48
Sample (adjusted): 1981 2020
Included observations: 40 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNPIB(-1)	-0.024951	0.011812	-2.112319	0.0413
C	0.832023	0.338472	2.458170	0.0186
R-squared	0.105080	Mean dependent var	0.118209	
Adjusted R-squared	0.081529	S.D. dependent var	0.126499	
S.E. of regression	0.121233	Akaike info criterion	-1.333502	
Sum squared resid	0.558501	Schwarz criterion	-1.249058	
Log likelihood	28.67004	Hannan-Quinn criter.	-1.302970	
F-statistic	4.461891	Durbin-Watson stat	1.869696	
Prob(F-statistic)	0.041288			

Test PP sur la série LNPIB (modèle 2)

Null Hypothesis: LNPIB has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.068669	0.2579
Test critical values:		
1% level	-3.605593	
5% level	-2.936942	
10% level	-2.606857	

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

Residual variance (no correction)	0.013963
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.014734

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LNPIB)
Method: Least Squares
Date: 07/17/22 Time: 18:56
Sample (adjusted): 1981 2020
Included observations: 40 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNPIB(-1)	-0.024951	0.011812	-2.112319	0.0413
C	0.832023	0.338472	2.458170	0.0186
R-squared	0.105080	Mean dependent var	0.118209	
Adjusted R-squared	0.081529	S.D. dependent var	0.126499	
S.E. of regression	0.121233	Akaike info criterion	-1.333502	
Sum squared resid	0.558501	Schwarz criterion	-1.249058	
Log likelihood	28.67004	Hannan-Quinn criter.	-1.302970	
F-statistic	4.461891	Durbin-Watson stat	1.869696	
Prob(F-statistic)	0.041288			

Test ADF sur la série D(LNPIB) (modèle3)

Null Hypothesis: D(LNPIB) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.798133	0.0001
Test critical values:		
1% level	-4.211868	
5% level	-3.529758	
10% level	-3.196411	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LNPIB,2)
Method: Least Squares
Date: 07/17/22 Time: 19:12
Sample (adjusted): 1982 2020
Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNPIB(-1))	-0.989993	0.170743	-5.798133	0.0000
C	0.194592	0.052820	3.684035	0.0007
@TREND("1980")	-0.003752	0.001836	-2.043782	0.0483
R-squared	0.484191	Mean dependent var	-0.006996	
Adjusted R-squared	0.455535	S.D. dependent var	0.167699	
S.E. of regression	0.123741	Akaike info criterion	-1.267441	
Sum squared resid	0.551230	Schwarz criterion	-1.139475	
Log likelihood	27.71511	Hannan-Quinn criter.	-1.221528	
F-statistic	16.89665	Durbin-Watson stat	1.947212	
Prob(F-statistic)	0.000007			

Test PP sur la série D(LNPIB) (modèle 3)

Null Hypothesis: D(LNPIB) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-5.796495	0.0001
Test critical values:		
1% level	-4.211868	
5% level	-3.529758	
10% level	-3.196411	

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

Residual variance (no correction)	0.014134
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.014056

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LNPIB,2)
Method: Least Squares
Date: 07/17/22 Time: 19:15
Sample (adjusted): 1982 2020
Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNPIB(-1))	-0.989993	0.170743	-5.798133	0.0000
C	0.194592	0.052820	3.684035	0.0007
@TREND("1980")	-0.003752	0.001836	-2.043782	0.0483
R-squared	0.484191	Mean dependent var	-0.006996	
Adjusted R-squared	0.455535	S.D. dependent var	0.167699	
S.E. of regression	0.123741	Akaike info criterion	-1.267441	
Sum squared resid	0.551230	Schwarz criterion	-1.139475	
Log likelihood	27.71511	Hannan-Quinn criter.	-1.221528	
F-statistic	16.89665	Durbin-Watson stat	1.947212	
Prob(F-statistic)	0.000007			

Test ADF sur la série LNDPT (modèle 2)

Null Hypothesis: LNDPT has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.993315	0.2885
Test critical values:		
1% level	-3.605593	
5% level	-2.936942	
10% level	-2.606857	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LNDPT)
Method: Least Squares
Date: 07/17/22 Time: 23:19
Sample (adjusted): 1981 2020
Included observations: 40 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNDPT(-1)	-0.027639	0.013866	-1.993315	0.0534
C	0.892039	0.383311	2.327197	0.0254
R-squared	0.094663	Mean dependent var	0.129507	
Adjusted R-squared	0.070838	S.D. dependent var	0.158895	
S.E. of regression	0.153163	Akaike info criterion	-0.865917	
Sum squared resid	0.891442	Schwarz criterion	-0.781473	
Log likelihood	19.31834	Hannan-Quinn criter.	-0.835385	
F-statistic	3.973303	Durbin-Watson stat	1.518223	
Prob(F-statistic)	0.053442			

Test PP sur la série LNDPT (modèle 2)

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

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.801695	0.3744
Test critical values:		
1% level	-3.605593	
5% level	-2.936942	
10% level	-2.606857	

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

Residual variance (no correction)	0.022286
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.029846

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LNDPT)
Method: Least Squares
Date: 07/17/22 Time: 23:21
Sample (adjusted): 1981 2020
Included observations: 40 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNDPT(-1)	-0.027639	0.013866	-1.993315	0.0534
C	0.892039	0.383311	2.327197	0.0254
R-squared	0.094663	Mean dependent var	0.129507	
Adjusted R-squared	0.070838	S.D. dependent var	0.158895	
S.E. of regression	0.153163	Akaike info criterion	-0.865917	
Sum squared resid	0.891442	Schwarz criterion	-0.781473	
Log likelihood	19.31834	Hannan-Quinn criter.	-0.835385	
F-statistic	3.973303	Durbin-Watson stat	1.518223	
Prob(F-statistic)	0.053442			

Test ADF sur la série D(LNDPT) (modèle 2)

Null Hypothesis: D(LNDPT) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-4.451194	0.0010
Test critical values:		
1% level	-3.610453	
5% level	-2.938987	
10% level	-2.607932	

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

Residual variance (no correction)	0.022942
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.020859

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LNDPT,2)
Method: Least Squares
Date: 07/17/22 Time: 23:27
Sample (adjusted): 1982 2020
Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNDPT(-1))	-0.727011	0.160787	-4.521581	0.0001
C	0.089018	0.033047	2.693703	0.0106
R-squared	0.355902	Mean dependent var	-0.009221	
Adjusted R-squared	0.338494	S.D. dependent var	0.191195	
S.E. of regression	0.155505	Akaike info criterion	-0.834362	
Sum squared resid	0.894723	Schwarz criterion	-0.749051	
Log likelihood	18.27006	Hannan-Quinn criter.	-0.803753	
F-statistic	20.44470	Durbin-Watson stat	1.920781	
Prob(F-statistic)	0.000061			

Test ADF sur la série LNRPT (modèle 1)

Null Hypothesis: LNRPT has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.499323	0.9998
Test critical values:		
1% level	-2.624057	
5% level	-1.949319	
10% level	-1.611711	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LNRPT)
Method: Least Squares
Date: 07/17/22 Time: 23:33
Sample (adjusted): 1981 2020
Included observations: 40 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNRPT(-1)	0.003993	0.001141	3.499323	0.0012
R-squared	-0.016342	Mean dependent var	0.112649	
Adjusted R-squared	-0.016342	S.D. dependent var	0.196973	
S.E. of regression	0.198576	Akaike info criterion	-0.370805	
Sum squared resid	1.537869	Schwarz criterion	-0.328383	
Log likelihood	8.412100	Hannan-Quinn criter.	-0.355339	
Durbin-Watson stat	1.712118			

Test ADF sur la série D(LNRPT) (modèle 2)

Null Hypothesis: D(LNRPT) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.378613	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.610453	
5% level	-2.938987	
10% level	-2.607932	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LNRPT,2)
Method: Least Squares
Date: 07/17/22 Time: 23:39
Sample (adjusted): 1982 2020
Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNRPT(-1))	-0.901256	0.167563	-5.378613	0.0000
C	0.096272	0.037765	2.549227	0.0151
R-squared	0.438794	Mean dependent var	-0.012462	
Adjusted R-squared	0.423627	S.D. dependent var	0.262392	
S.E. of regression	0.199206	Akaike info criterion	-0.339033	
Sum squared resid	1.468274	Schwarz criterion	-0.253722	
Log likelihood	8.611142	Hannan-Quinn criter.	-0.308424	
F-statistic	28.92948	Durbin-Watson stat	1.836082	
Prob(F-statistic)	0.000004			

Test PP sur la série D(LNDPT) (modèle 2)

Null Hypothesis: D(LNDPT) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.521581	0.0008
Test critical values:		
1% level	-3.610453	
5% level	-2.938987	
10% level	-2.607932	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LNDPT,2)
Method: Least Squares
Date: 07/17/22 Time: 23:24
Sample (adjusted): 1982 2020
Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNDPT(-1))	-0.727011	0.160787	-4.521581	0.0001
C	0.089018	0.033047	2.693703	0.0106
R-squared	0.355902	Mean dependent var	-0.009221	
Adjusted R-squared	0.338494	S.D. dependent var	0.191195	
S.E. of regression	0.155505	Akaike info criterion	-0.834362	
Sum squared resid	0.894723	Schwarz criterion	-0.749051	
Log likelihood	18.27006	Hannan-Quinn criter.	-0.803753	
F-statistic	20.44470	Durbin-Watson stat	1.920781	
Prob(F-statistic)	0.000061			

Test PP sur la série LNRPT (modèle 1)

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

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-3.334644	0.9996
Test critical values:		
1% level	-2.624057	
5% level	-1.949319	
10% level	-1.611711	

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

Residual variance (no correction)	0.038447
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.042283

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LNRPT)
Method: Least Squares
Date: 07/17/22 Time: 23:35
Sample (adjusted): 1981 2020
Included observations: 40 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNRPT(-1)	0.003993	0.001141	3.499323	0.0012
R-squared	-0.016342	Mean dependent var	0.112649	
Adjusted R-squared	-0.016342	S.D. dependent var	0.196973	
S.E. of regression	0.198576	Akaike info criterion	-0.370805	
Sum squared resid	1.537869	Schwarz criterion	-0.328383	
Log likelihood	8.412100	Hannan-Quinn criter.	-0.355339	
Durbin-Watson stat	1.712118			

Test PP sur la série D(LNRPT) (modèle 2)

Null Hypothesis: D(LNRPT) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-5.353770	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.610453	
5% level	-2.938987	
10% level	-2.607932	

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

Residual variance (no correction)	0.037648
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.035655

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LNRPT,2)
Method: Least Squares
Date: 07/17/22 Time: 23:40
Sample (adjusted): 1982 2020
Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNRPT(-1))	-0.901256	0.167563	-5.378613	0.0000
C	0.096272	0.037765	2.549227	0.0151
R-squared	0.438794	Mean dependent var	-0.012462	
Adjusted R-squared	0.423627	S.D. dependent var	0.262392	
S.E. of regression	0.199206	Akaike info criterion	-0.339033	
Sum squared resid	1.468274	Schwarz criterion	-0.253722	
Log likelihood	8.611142	Hannan-Quinn criter.	-0.308424	
F-statistic	28.92948	Durbin-Watson stat	1.836082	
Prob(F-statistic)	0.000004			

Test ADF sur la série LNTCH (modèle 2)

Null Hypothesis: LNTCH has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.810451	0.3703
Test critical values:		
1% level	-3.605593	
5% level	-2.936942	
10% level	-2.606857	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LNTCH)
Method: Least Squares
Date: 07/17/22 Time: 23:45
Sample (adjusted): 1981 2020
Included observations: 40 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNTCH(-1)	-0.033655	0.018589	-1.810451	0.0781
C	0.204730	0.068478	2.989723	0.0049
R-squared	0.079407	Mean dependent var	0.087488	
Adjusted R-squared	0.055181	S.D. dependent var	0.144845	
S.E. of regression	0.140792	Akaike info criterion	-1.034364	
Sum squared resid	0.753247	Schwarz criterion	-0.949920	
Log likelihood	22.68729	Hannan-Quinn criter.	-1.003832	
F-statistic	3.277733	Durbin-Watson stat	1.307962	
Prob(F-statistic)	0.078139			

Test PP sur la série LNTCH (modèle 2)

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

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.523640	0.5116
Test critical values:		
1% level	-3.605593	
5% level	-2.936942	
10% level	-2.606857	

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

Residual variance (no correction)	0.018831
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.039672

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LNTCH)
Method: Least Squares
Date: 07/17/22 Time: 23:46
Sample (adjusted): 1981 2020
Included observations: 40 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNTCH(-1)	-0.033655	0.018589	-1.810451	0.0781
C	0.204730	0.068478	2.989723	0.0049
R-squared	0.079407	Mean dependent var	0.087488	
Adjusted R-squared	0.055181	S.D. dependent var	0.144845	
S.E. of regression	0.140792	Akaike info criterion	-1.034364	
Sum squared resid	0.753247	Schwarz criterion	-0.949920	
Log likelihood	22.68729	Hannan-Quinn criter.	-1.003832	
F-statistic	3.277733	Durbin-Watson stat	1.307962	
Prob(F-statistic)	0.078139			

Test ADF sur la série D(LNTCH) (modèle 2)

Null Hypothesis: D(LNTCH) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.092440	0.0028
Test critical values:		
1% level	-3.610453	
5% level	-2.938987	
10% level	-2.607932	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LNTCH,2)
Method: Least Squares
Date: 07/17/22 Time: 23:49
Sample (adjusted): 1982 2020
Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNTCH(-1))	-0.622083	0.152252	-4.092440	0.0002
C	0.053465	0.025810	2.071510	0.0453
R-squared	0.311603	Mean dependent var	-0.001481	
Adjusted R-squared	0.292998	S.D. dependent var	0.163714	
S.E. of regression	0.137657	Akaike info criterion	-1.078189	
Sum squared resid	0.701126	Schwarz criterion	-0.992878	
Log likelihood	23.02468	Hannan-Quinn criter.	-1.047580	
F-statistic	16.74807	Durbin-Watson stat	2.061914	
Prob(F-statistic)	0.000222			

Test PP sur la série D(LNTCH) (modèle 2)

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

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-4.265559	0.0017
Test critical values:		
1% level	-3.610453	
5% level	-2.938987	
10% level	-2.607932	

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

Residual variance (no correction)	0.017978
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.021609

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LNTCH,2)
Method: Least Squares
Date: 07/17/22 Time: 23:50
Sample (adjusted): 1982 2020
Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNTCH(-1))	-0.622083	0.152252	-4.092440	0.0002
C	0.053465	0.025810	2.071510	0.0453
R-squared	0.311603	Mean dependent var	-0.001481	
Adjusted R-squared	0.292998	S.D. dependent var	0.163714	
S.E. of regression	0.137657	Akaike info criterion	-1.078189	
Sum squared resid	0.701126	Schwarz criterion	-0.992878	
Log likelihood	23.02468	Hannan-Quinn criter.	-1.047580	
F-statistic	16.74807	Durbin-Watson stat	2.061914	
Prob(F-statistic)	0.000222			

Test ADF sur la série LNINF (modèle 2)

Null Hypothesis: LNINF has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.679176	0.0865
Test critical values:		
1% level	-3.605593	
5% level	-2.936942	
10% level	-2.606857	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LNINF)
Method: Least Squares
Date: 07/17/22 Time: 23:52
Sample (adjusted): 1981 2020
Included observations: 40 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNINF(-1)	-0.326297	0.121790	-2.679176	0.0108
C	0.552460	0.246317	2.242884	0.0308
R-squared	0.158882	Mean dependent var	-0.034396	
Adjusted R-squared	0.136748	S.D. dependent var	0.766877	
S.E. of regression	0.712516	Akaike info criterion	2.208679	
Sum squared resid	19.29182	Schwarz criterion	2.293123	
Log likelihood	-42.17358	Hannan-Quinn criter.	2.239211	
F-statistic	7.177982	Durbin-Watson stat	2.284208	
Prob(F-statistic)	0.010847			

Test PP sur la série LNINF (modèle 2)

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

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.662241	0.0895
Test critical values:		
1% level	-3.605593	
5% level	-2.936942	
10% level	-2.606857	

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

Residual variance (no correction)	0.482296
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.474423

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LNINF)
Method: Least Squares
Date: 07/17/22 Time: 23:54
Sample (adjusted): 1981 2020
Included observations: 40 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNINF(-1)	-0.326297	0.121790	-2.679176	0.0108
C	0.552460	0.246317	2.242884	0.0308
R-squared	0.158882	Mean dependent var	-0.034396	
Adjusted R-squared	0.136748	S.D. dependent var	0.766877	
S.E. of regression	0.712516	Akaike info criterion	2.208679	
Sum squared resid	19.29182	Schwarz criterion	2.293123	
Log likelihood	-42.17358	Hannan-Quinn criter.	2.239211	
F-statistic	7.177982	Durbin-Watson stat	2.284208	
Prob(F-statistic)	0.010847			

Test ADF sur la série D(LNINF) (modèle 1)

Null Hypothesis: D(LNINF) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.930103	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.625606	
5% level	-1.949609	
10% level	-1.611593	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LNINF.2)
Method: Least Squares
Date: 07/17/22 Time: 23:57
Sample (adjusted): 1982 2020
Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNINF(-1))	-1.351110	0.151298	-8.930103	0.0000
R-squared	0.677265	Mean dependent var	-0.006519	
Adjusted R-squared	0.677265	S.D. dependent var	1.275859	
S.E. of regression	0.724813	Akaike info criterion	2.219500	
Sum squared resid	19.96343	Schwarz criterion	2.262155	
Log likelihood	-42.28024	Hannan-Quinn criter.	2.234804	
Durbin-Watson stat	2.000435			

Test PP sur la série D(LNINF) (modèle 1)

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

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-8.948064	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.625606	
5% level	-1.949609	
10% level	-1.611593	

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

Residual variance (no correction)	0.511883
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.506044

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LNINF.2)
Method: Least Squares
Date: 07/17/22 Time: 23:58
Sample (adjusted): 1982 2020
Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNINF(-1))	-1.351110	0.151298	-8.930103	0.0000
R-squared	0.677265	Mean dependent var	-0.006519	
Adjusted R-squared	0.677265	S.D. dependent var	1.275859	
S.E. of regression	0.724813	Akaike info criterion	2.219500	
Sum squared resid	19.96343	Schwarz criterion	2.262155	
Log likelihood	-42.28024	Hannan-Quinn criter.	2.234804	
Durbin-Watson stat	2.000435			

Test ADF sur la série LNM2 (modèle 2)

Null Hypothesis: LNM2 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.030781	0.2730
Test critical values:		
1% level	-3.605593	
5% level	-2.936942	
10% level	-2.606857	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LNM2)
Method: Least Squares
Date: 07/18/22 Time: 00:01
Sample (adjusted): 1981 2020
Included observations: 40 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNM2(-1)	-0.014658	0.007218	-2.030781	0.0493
C	0.543039	0.203184	2.672645	0.0110
R-squared	0.097903	Mean dependent var	0.131130	
Adjusted R-squared	0.074164	S.D. dependent var	0.078493	
S.E. of regression	0.075526	Akaike info criterion	-2.279964	
Sum squared resid	0.216761	Schwarz criterion	-2.195520	
Log likelihood	47.59928	Hannan-Quinn criter.	-2.249432	
F-statistic	4.124071	Durbin-Watson stat	1.634529	
Prob(F-statistic)	0.049317			

Test PP sur la série LNM2 (modèle 2)

Null Hypothesis: LNM2 has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.859683	0.3473
Test critical values:		
1% level	-3.605593	
5% level	-2.936942	
10% level	-2.606857	

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

Residual variance (no correction)	0.005419
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.006670

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LNM2)
Method: Least Squares
Date: 07/18/22 Time: 00:02
Sample (adjusted): 1981 2020
Included observations: 40 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNM2(-1)	-0.014658	0.007218	-2.030781	0.0493
C	0.543039	0.203184	2.672645	0.0110
R-squared	0.097903	Mean dependent var	0.131130	
Adjusted R-squared	0.074164	S.D. dependent var	0.078493	
S.E. of regression	0.075526	Akaike info criterion	-2.279964	
Sum squared resid	0.216761	Schwarz criterion	-2.195520	
Log likelihood	47.59928	Hannan-Quinn criter.	-2.249432	
F-statistic	4.124071	Durbin-Watson stat	1.634529	
Prob(F-statistic)	0.049317			

Test ADF sur la série D(LNM2) (modèle 2)

Null Hypothesis: D(LNM2) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.694447	0.0005
Test critical values:		
1% level	-3.610453	
5% level	-2.938987	
10% level	-2.607932	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LNM2.2)
Method: Least Squares
Date: 07/18/22 Time: 00:04
Sample (adjusted): 1982 2020
Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNM2(-1))	-0.752958	0.160393	-4.694447	0.0000
C	0.097765	0.024674	3.962284	0.0003
R-squared	0.373283	Mean dependent var	-0.002115	
Adjusted R-squared	0.356345	S.D. dependent var	0.097262	
S.E. of regression	0.078031	Akaike info criterion	-2.213494	
Sum squared resid	0.225288	Schwarz criterion	-2.128184	
Log likelihood	45.16314	Hannan-Quinn criter.	-2.182886	
F-statistic	22.03783	Durbin-Watson stat	1.965607	
Prob(F-statistic)	0.000036			

Test PP sur la série D(LNM2) (modèle 2)

Null Hypothesis: D(LNM2) has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-4.690731	0.0005
Test critical values:		
1% level	-3.610453	
5% level	-2.938987	
10% level	-2.607932	

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

Residual variance (no correction)	0.005777
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.005746

Phillips-Perron Test Equation
Dependent Variable: D(LNM2.2)
Method: Least Squares
Date: 07/18/22 Time: 00:05
Sample (adjusted): 1982 2020
Included observations: 39 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LNM2(-1))	-0.752958	0.160393	-4.694447	0.0000
C	0.097765	0.024674	3.962284	0.0003
R-squared	0.373283	Mean dependent var	-0.002115	
Adjusted R-squared	0.356345	S.D. dependent var	0.097262	
S.E. of regression	0.078031	Akaike info criterion	-2.213494	
Sum squared resid	0.225288	Schwarz criterion	-2.128184	
Log likelihood	45.16314	Hannan-Quinn criter.	-2.182886	
F-statistic	22.03783	Durbin-Watson stat	1.965607	
Prob(F-statistic)	0.000036			

Annexe n°2 : Estimation VECM

Vector Error Correction Estimates
Date: 06/21/22 Time: 22:33
Sample (adjusted): 1982 2020
Included observations: 39 after adjustments
Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1					
LNPIB(-1)	1.000000					
LNDPT(-1)	-0.713256 (0.06723) [-10.6093]					
LNRP(-1)	0.323587 (0.07139) [4.53274]					
LNTCH(-1)	-0.313882 (0.03890) [-8.06846]					
LNINF(-1)	0.069371 (0.01729) [4.01266]					
LNLM2(-1)	-0.331764 (0.06810) [-4.87182]					
C	-7.523308					
Error Correction:	D(LNPIB)	D(LNDPT)	D(LNRPT)	D(LNTCH)	D(LNINF)	D(LNM2)
CointEq1	-0.452941 (0.22472) [-2.01558]	0.672892 (0.20640) [3.25918]	-0.830591 (0.31484) [-2.63810]	0.012074 (0.24261) [0.04977]	-2.725947 (1.21400) [-2.24543]	0.178787 (0.11032) [1.62057]
D(LNPIB(-1))	0.579611 (0.29146) [1.98865]	-0.225640 (0.26771) [-0.84287]	1.072880 (0.40836) [2.62724]	0.288647 (0.31467) [0.91755]	1.827561 (1.57459) [1.16066]	-0.096981 (0.14309) [-0.67775]
D(LNDPT(-1))	-0.043072 (0.19345) [-0.22265]	0.118914 (0.17768) [0.66924]	-0.328375 (0.27104) [-1.21153]	-0.139634 (0.20886) [-0.66857]	0.392071 (1.04511) [0.37515]	0.036203 (0.09498) [0.38118]
D(LNRPT(-1))	-0.034644 (0.15393) [-0.22506]	-0.075009 (0.14139) [-0.53052]	-0.041434 (0.21567) [-0.19211]	-0.172783 (0.16619) [-1.03967]	0.557773 (0.83161) [0.67071]	0.115399 (0.07557) [1.52698]
D(LNTCH(-1))	0.231924 (0.19267) [1.20374]	0.439722 (0.17696) [2.48480]	0.208516 (0.26994) [0.77244]	0.419455 (0.20801) [2.01653]	-0.180114 (1.04087) [-0.17304]	0.039753 (0.09459) [0.42026]
D(LNINF(-1))	0.011719 (0.03044) [0.38501]	-0.046132 (0.02796) [-1.65004]	0.001836 (0.04265) [0.04305]	0.009837 (0.03286) [0.29935]	-0.364423 (0.16444) [-2.21611]	-0.042636 (0.01494) [-2.85306]
D(LNM2(-1))	0.238403 (0.35603) [0.66962]	0.583741 (0.32701) [1.78510]	0.221733 (0.49882) [0.44451]	-0.122337 (0.38437) [-0.31828]	-0.424116 (1.92340) [-0.22050]	0.363786 (0.17479) [2.08127]
C	0.060299 (0.05469) [1.10258]	0.028823 (0.05023) [0.57381]	-0.023247 (0.07662) [-0.30340]	0.072727 (0.05904) [1.23176]	-0.335850 (0.29545) [-1.13674]	0.070285 (0.02685) [2.61775]

¹ Ces quatre objectifs sont nommés le carré magique.

² Usman.M, et Miraj. UH, (2017), "Growth Effects of Fiscal and Monetary Policies in Pakistan", Pakistan Development Review, vol. 56, n°4, P529

³ L'étude portait sur six pays industrialisés (Allemagne, Canada, Etats Unis, France, Japon et Royaume Uni).

⁴ Nigeria, Tanzanie, Gana, Kenya et Sierra Leone.

⁵ L'Union Economique et Monétaire Ouest Africain.

⁶ VALENDUC.C, (2011), « Quelle structure des prélèvements pour quelle croissance? », Les Cahiers, le cercle des économistes, PUF, Ed. Descartes & Cie.

⁷ Cité par Moustapha Hamzaoui et Nezha Bousselhami (2017)

⁸ Bouriche. L, (2012), « Les déterminants du chômage en Algérie : une analyse économétrique (1980-2009) », thèse de doctorat en Sciences Economiques, Université AbouBekr Belkaid- Tlemcen, p157.

⁹ Jonas Kibala Kuma, (2018), « Modélisation ARDL, Test de cointégration aux bornes et Approche de Toda Yamamoto : éléments de théorie et pratiques sur logiciels ». Licence, archives-ouvertes. Congo-Kinshasa, P3

¹⁰ Gossé. J.& Guillaumin. C, (2013), « L'apport de la représentation VAR de Christopher A. Sims à la science économique », l'Actualité économique, P309.

¹¹ Hamisultane. H, (2002), « Modèle à Correction d'Erreur (MCE) et Applications », archives ouvertes, p3

¹² Noman. SMS, Khudri. MM, (2015), "The effects of monetary and fiscal policies on economic growth in Bangladesh". ELK Asia Pacific J Finance and Risk Management, 6(3):P21–34

¹³ Cité par Bruno. O, Musso. P, (2000), « Volatilité de l'inflation et croissance économique », Revue économique, volume 51, n°3, p 694