

**MACROECONOMIC POLICIES AND STABILISATION OF EXTERNAL SHOCKS IN ALGERIA: APPLICATION OF ARDL APPROACH (1980-2018)**

**POLITIQUES MACROECONOMIQUES ET STABILISATION DES CHOCS EXTERNES EN ALGERIE : APPLICATION DE L'APPOCHE ARDL (1980-2018)**

**\* Lydia SIDI MAMMAR**

*FSECG, Université de Tizi-Ouzou.*

[\*Sidimammar\\_lydia@yahoo.fr\*](mailto:Sidimammar_lydia@yahoo.fr)

**Pr. Farida NEMIRI-YAICI**

*FSECG, Université de Bejaïa.*

[\*farida\\_nemiri@yahoo.fr\*](mailto:farida_nemiri@yahoo.fr)

**Reçu le:** 2020/05/16 **Accepté le :** 2020/10/19 **Publication en ligne le:** 2020/12/31

**ABSTRACT:** The present article discusses the role and limits of macroeconomic policies in the stabilization of external shocks in Algeria. To do this, we used the ARDL model that has showed the primacy of monetary policy over the budgetary policy in the stabilization of external socks in Algeria. However, the impact of monetary and budgetary stabilization remains low and their impact on the GIB is less than proportional. This result affirms the inadequacy of macroeconomic policies, and the obligation to supplement them with structural reforms.

**Keywords:** external shock, stabilization, budgetary policy, monetary policy, ARDL model.

**JEL Classification:** E52 C13

**RESUME :** Le présent article traite le rôle et les limites des politiques macroéconomiques dans la stabilisation des chocs externes en Algérie. Pour ce faire, nous avons utilisé le modèle (ARDL) qui a démontré la primauté de la politique monétaire sur la politique budgétaire dans la stabilisation des chocs externes en Algérie. Cependant, la force de la stabilisation monétaire et budgétaire demeure faible et leur impact sur le PIB est moins que proportionnel. Ce résultat témoigne l'insuffisance des politiques macroéconomiques, et l'impérativité de les accompagner par des réformes structurelles.

**Mots clés :** choc externe, stabilisation, politiques budgétaire, politique monétaire, modèle ARDL.

**INTRODUCTION :**

Les fluctuations conjoncturelles sont l'une des faiblesses des économies de marché. Elles représentent des périodes d'expansion et des phases de récession à court terme ; elles s'opposent ainsi à la croissance économique qui est l'évolution à long terme de l'économie nationale (Deiss & Gaugler, 2012, p.290). Les fluctuations conjoncturelles sont engendrées par des chocs, qui exercent un impact déstabilisateur sur l'économie. C'est pourquoi, il est

---

\*Auteur Correspondant

nécessaire de mettre en œuvre des politiques de stabilisation (appelées aussi politiques conjoncturelles ou politiques contra-cycliques) en vue de lisser ces fluctuations. Si nous conjecturons quels objectifs des politiques de stabilisation à court terme ; correspondent à la réalisation du carré magique (plein-emploi, stabilité des prix, équilibre extérieur et croissance économique), il serait tout de même prudent de considérer tous les effets provoqués par les politiques de stabilisation actives avant même de les envisager.

Les fluctuations de l'activité économique de court terme concernent tous les pays et toutes les périodes de l'histoire. Il en est de même en Algérie, qui tente toujours de poursuivre son développement en se basant sur sa principale ressource (les hydrocarbures). Or, cette ressource, épuisable à terme, est de surcroît à l'origine des perturbations qui frappe l'économie algérienne car la détermination de son prix échappe totalement au contrôle des autorités du pays. Ainsi, les fluctuations de l'économie nationale ont toujours pour origine la chute brutale du prix des hydrocarbures. Ce choc externe a révélé la vulnérabilité des finances publiques et a provoqué la rupture des équilibres macroéconomiques et financiers. Malgré la dépréciation du dinar, la fiscalité pétrolière a chuté de 7.9% en 2014 et de 32.9% en 2015. La violence de ce choc a entraîné l'un des plus importants déficits budgétaires que le pays ait connu depuis au moins quinze ans, ainsi qu'un épuisement du Fonds de Régulation des Recettes (FRR) à la fin de l'année 2017.

Pour faire face à la dégradation financière des comptes publics, conjuguée à une inflation et une montée du chômage, l'Etat a entrepris, à partir de 2016, une politique de stabilisation macro-économique fondée sur l'assainissement budgétaire grâce à des réductions des dépenses publiques et des augmentations de la fiscalité. A cela s'ajoute le recours au financement non conventionnel à partir de novembre 2017.

Dans ce travail, nous nous intéressons au rôle et les limites des politiques macroéconomiques de stabilisation en Algérie. Il s'agira d'évaluer la capacité de la politique monétaire et budgétaire à absorber les chocs externes et à assurer la résilience de l'économie. Pour ce faire, l'étude consacre, d'abord, une revue de littérature théorique et empirique faisant ressortir le rôle des politiques monétaire et budgétaire dans la stabilisation de l'économie. L'étude tente, ensuite, de mesurer la capacité de la politique conjoncturelle à travers la politique budgétaire et monétaire, à stabiliser l'impact négatif des chocs externes sur l'économie algérienne, durant la période allant de 1980 à 2018. Cette étude s'appuie sur la modélisation développée par Pesaran et al (2001), qui fait partie des modèles économétriques temporels, dans lesquels la variable endogène dépend des valeurs prises par une variable exogène à des époques antérieures.

## **1. REVUE DE LITTERATURE THEORIQUE ET EMPIRIQUE**

Les politiques de stabilisation sont un moyen d'absorber l'impact négatif des chocs. Elles correspondent au processus d'instrumentalisation et de mise en application de décisions publiques visant à corriger l'écart entre la production effective et la production de long terme. Selon Tanzi (1991) la stabilisation budgétaire se définirait comme la manipulation de la demande agrégée de façon à obtenir dans le même temps le plein emploi

et la stabilité des prix. Elle permettrait donc de maintenir le niveau de production potentielle.

La stabilisation consiste donc à lisser les variations conjoncturelles. D'ailleurs les politiques de stabilisation sont aussi appelées politiques conjoncturelles ou politiques contra-cycliques. Leurs objectifs correspondent à la réalisation du carré magique : plein-emploi, stabilité des prix, équilibre extérieur et croissance économique. Il existe divers instruments pour remplir ces objectifs: politique monétaire, politique budgétaire, politique de modification des parités de change et politique réglementaire. Cette dernière politique correspond à la fixation de quotas tarifaires, normes, réglementations, revenus minimum. Dans les pays industrialisés les deux instruments de stabilisation les plus utilisés sont la politique monétaire et la politique budgétaire avec une prééminence de la politique monétaire durant ces deux dernières décennies (Svensson, 2003). Selon le statut des autorités responsables de ces politiques, la stabilisation est du ressort de l'Etat ou non. Par exemple, la politique monétaire ne dépend pas de l'Etat lorsque la Banque Centrale est indépendante. Par contre, la politique budgétaire est toujours du ressort de l'Etat.

Les politiques de stabilisation doivent donc être assignées à des objectifs différents selon l'environnement économique. Cependant, même lorsque les politiques conjoncturelles sont efficaces leur capacité de stabilisation n'est jamais totale. En effet, il est impossible d'annuler totalement la volatilité des variables à cause des délais de transmission de la politique, des chocs non anticipés et d'une certaine incertitude.

Dans certaines théories, les politiques de stabilisation ne sont d'aucune utilité. C'est le cas dans les théories dans lesquelles les cycles proviennent de comportements d'optimisation des individus. Il s'agit des théories des « cycles à l'équilibre » et de la théorie « du cycle réel ». Plus généralement dans les modèles walrassiens, dans lesquels les dépenses publiques ne sont pas intégrées, la politique budgétaire n'a aucun pouvoir de stabilisation du revenu. La politique monétaire est inefficace, dans ce type de modèle avec anticipations rationnelles, c'est le principe d'invariance. Ainsi seules les variations non anticipées et aléatoires de la politique monétaire, peuvent déplacer transitoirement le niveau de production effectif, du niveau de production potentiel.

Cependant, même dans ce type de modèle, l'introduction d'externalités accorde un rôle aux politiques de stabilisation. Un peu comme dans le modèle de croissance endogène de Barro (1990) dans lequel des externalités (infrastructures publiques) assurent un optimum social supérieur à l'optimum privé et une croissance entretenue. Dans la théorie du cycle réel les dépenses publiques introduites sous forme de choc aléatoire permettent, en cas de politique expansionniste, d'accroître le niveau de l'activité via un accroissement de l'offre de travail (Christiano & Eichenbaum, 1992).

Quant aux théories d'inspiration keynésienne, celle-ci ont toujours accordé un rôle aux politiques de stabilisation. Selon ses divers courants, les raisons d'action de l'Etat -via les politiques de stabilisation- changent mais son intervention demeure nécessaire. Dans le cadre de la théorie traditionnelle keynésienne, il existe des équilibres de sous-emploi dus à l'insuffisance de la demande effective. L'Etat doit donc intervenir pour compenser la

demande défaillante et stimuler la croissance grâce à une politique d'expansion budgétaire et/ou une politique monétaire expansionniste. Ces politiques déplacent les courbes IS et LM. L'efficacité des politiques monétaires et budgétaires dépend de la forme de la fonction de demande de monnaie et de la forme de la fonction d'investissement.

La politique monétaire est efficace tant que l'économie n'est pas dans une situation de trappe à liquidité. En effet, la politique monétaire influe sur le niveau d'activité de l'économie par l'intermédiaire du taux d'intérêt et de l'influence de ce dernier sur l'investissement. En cas de trappe à liquidité, la courbe LM est plate, une expansion monétaire ne parvient pas à réduire le taux d'intérêt et le niveau d'activité reste identique, puisque l'investissement n'est pas modifié.

L'efficacité de la politique monétaire est maximale lorsque la demande de monnaie pour le motif de spéculation est nulle. Une politique budgétaire expansionniste améliore le niveau d'activité par son action positive sur la demande. Mais le financement des dépenses publiques par emprunt entraîne un impact sur le taux d'intérêt, donc sur l'investissement privé. Les conditions d'efficacité de la politique budgétaire sont contraires à celles de la politique monétaire. La politique budgétaire présente donc une efficacité maximale en cas de trappe à liquidité puisque le taux d'intérêt n'est pas modifié et il n'y a aucun effet d'éviction sur l'investissement privé. Lorsque la demande de monnaie ne présente aucun motif de spéculation, la politique budgétaire est totalement inefficace. En effet, il y a éviction totale de l'investissement privé par l'investissement public.

Les monétaristes s'opposent à l'efficacité de la politique budgétaire en estimant qu'elle peut générer un effet d'éviction et affirment que les variations de la quantité de monnaie ont, à court terme, de réels effets sur la production et l'emploi du fait de la rigidité des prix. Ils postulent également qu'une variation de la masse monétaire à long terme, n'a d'incidence que sur le niveau général des prix, les variables réelles resteront constantes. Ils considèrent les phénomènes monétaires comme cause de perturbations de l'équilibre et de la croissance économique.

Sur le plan empirique, la fréquence des chocs d'offre et de demande, enregistrés durant ces dernières décennies, a alimenté le débat sur l'efficacité des politiques macroéconomiques dans la stabilisation. Les travaux de (Leigh et Stehn, 2009 : p. 23) appliqués aux pays du G7 soulignent le caractère controversé des politiques macroéconomiques de stabilisation. Leurs résultats suggèrent que tout en réagissant plus faiblement et moins rapidement que la politique monétaire, la politique budgétaire discrétionnaire est plus opportune notamment au sein des pays du G7, même si la réponse diffère considérablement en fonction des instruments de la politique fiscale utilisée. Les travaux de (Clements et *al.*, 2009 : p. 17) appliqués au cas de la Colombie précisent les conditions de la capacité des politiques monétaire et budgétaire à amortir les chocs. Concernant la politique monétaire, la flexibilité des taux de change s'avère être un élément crucial tandis que la capacité de la politique budgétaire à juguler les chocs dépendrait des conditions de son financement.

Par ailleurs, l'étude de Carmignani (2010) portant sur les pays d'Afrique corrobore les conclusions des études susmentionnées. L'auteur montre que la politique budgétaire est

responsable de la persistance de la volatilité puisqu'elle ne remplit pas la fonction de stabilisation. Les politiques monétaire et budgétaire peuvent être utilisées l'une et l'autre pour accroître la demande globale et le produit à court terme. Elles peuvent servir aussi à ralentir la demande globale en cas de menaces inflationnistes. Néanmoins, le fait qu'elles n'ont pas le même impact sur l'investissement, leurs effets sur l'économie à long terme peuvent être différents. Ainsi, le degré d'efficacité de leur complémentarité ou substituabilité dépend du type de choc affectant l'économie (Muscatelli et *al.*, 2004). L'étude de Dali, Smida (2013) sur l'interaction des politiques budgétaire et monétaire en Grèce révèle que la politique monétaire a le rôle principal dans la stabilisation de la conjoncture notamment par le financement du déficit budgétaire et la gestion monétaire.

Les questions relatives à la discussion du rôle des politiques macroéconomiques dans la stabilisation dans les pays en développement prennent une importance significative dans la récente littérature. Beaucoup d'études empiriques fournissent l'évidence que ces politiques révèlent des caractéristiques pro-cycliques dans les pays en développement (Demirel, 2010). Ce caractère pro-cyclique ne permet pas aux instruments monétaires et budgétaires d'être efficaces dans leur fonction de stabilisation.

En Algérie, très peu d'études ont analysé la réactivité des politiques macroéconomiques aux chocs, à l'exception de quelques travaux concernant la politique monétaire émanant des économistes tels que Bouzidi, Benissadet Leksassi. D'un point de vue empirique, il existe quelques études économétriques qui ont traité la question. Chibi, Benbouziane et Chakouri (2010) ont tenté d'évaluer les effets macroéconomiques des chocs de la politique budgétaire en Algérie. Leur étude conclut à l'efficacité relative de la politique budgétaire et de son insuffisance à relancer la croissance économique. Une autre étude menée par Oughlissi et Kolli (2013) a abouti aux mêmes conclusions. Driss, Betahar et Benbouziane (2014) prouvent l'efficacité de la politique budgétaire sur le taux de change réel. Enfin, l'étude d'Abbes (2015) montre que l'efficacité relative de la politique monétaire est supérieure à celle de la politique budgétaire.

## **2. SPECIFICATION ET METHODOLOGIE**

Afin de mettre en évidence la vulnérabilité de l'Algérie face aux chocs externes et la capacité de résilience de son économie, c'est-à-dire, la vitesse avec laquelle l'économie s'ajuste à la survenue de chocs extérieurs. Nous avons consacré cette section empirique pour mettre en exergue, l'efficacité et les limites des politiques macroéconomiques de stabilisation dans l'absorption des chocs externes.

Pour ce faire, nous ferons appel au modèle autorégressif à retard échelonné ARDL (Autorégressive Distributed Lag). En raison de son caractère peu contraignant, cette technique est de plus en plus utilisée comme alternative aux tests de cointégration usuels à cause de la flexibilité qu'elle offre. D'une part, elle peut s'appliquer à n'importe quel degré d'intégration des variables utilisées : purement I (0), purement I (1) ou mixte. D'autre part, il a des propriétés statistiques supérieures pour des petits échantillons (Cheung and Lai, 1993). C'est également une technique qui offre la possibilité de traiter conjointement la dynamique de long terme et les ajustements de court terme.

En effet, contrairement au modèle simple dont l'explication instantanée (effet immédiat ou non étalé dans le temps) ne restitue qu'une partie de la variation de la variable à expliquer; les modèles « ARDL » sont des modèles dynamiques, qui ont la particularité de prendre en compte la dynamique temporelle (délai d'ajustement, anticipations, etc.) dans l'explication d'une variable (série chronologique), améliorant ainsi les prévisions et efficacité des politiques (décisions, actions, etc.).

Dans un modèle dynamique, une variable dépendante ( $Y_t$ ) peut être expliquée à la fois par :

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

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

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

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

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

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

$$Y_t = \beta + \sum_{j=1}^q b_j X_{t-j} + \dots + z_t \dots (2)$$

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

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

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

L'on notera que «  $b_0$  » traduit l'effet à court terme de  $X_t$  sur  $Y_t$ . Pour calculer l'effet à long terme de  $X_t$  sur  $Y_t$  (soit «  $\lambda$  »), partant de la relation de long terme ou d'équilibre suivante :

$$Y_t = k + \lambda X_t + u, \text{ l'on fera : } \lambda = \sum b_j / b (1 - \sum a_i).$$

Dans le cadre de notre étude, nous cherchons à saisir les effets sur la croissance économique (PIB : variable dépendante) des dépenses et des recettes budgétaires (*implication de la politique budgétaire*), de la masse monétaire et du taux du change (*implication de la politique monétaire*), tenant compte de la variable de contrôle : prix du pétrole ; indispensable pour montrer l'ampleur du choc. Ainsi, nous nous proposons d'estimer un modèle ARDL pour la fonction suivante (forme fonctionnelle linéaire) :

$$PIB = f(dps, rct, mm2, tcer, pp) \dots (4)$$

Si l'on se propose de saisir les effets de court terme et ceux de long terme des variables explicatives ci-dessus sur la croissance économique, la représentation ARDL de la fonction (4) sera :

$$\Delta \text{pib} = a_0 + \sum_{i=1}^p a_{1i} \Delta \text{pib}_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{2i} \Delta \text{fdp}_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{3i} \Delta \text{frct}_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{4i} \Delta \text{fmm2}_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{5i} \Delta \text{ftcer}_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{6i} \Delta \text{fpp}_{t-i} + b_1 \text{pib}_1 + b_2 \text{dps}_{t-1} + b_3 \text{rct}_{t-1} + b_4 \text{mm2}_{t-1} + b_5 \text{tcer}_{t-1} + b_6 \text{pp}_{t-1} + e_t \dots (5)$$

Avec  $\Delta$  : opérateur de différence première ;  $a_0$  : constante;  $a_1 \dots a_6$  : effets à court terme ;  $b_1 \dots b_6$ : dynamique de long terme du modèle ;  $e_t \sim \text{iid}(0, \sigma)$  : terme d'erreur (bruit blanc).

Comme pour tout modèle dynamique, nous nous servirons des critères d'information (Akaike-AIC, Schwarz-SIC et Hannan-Quin) pour déterminer le décalage optimal ( $p^*$  ou  $q^*$ ) ; un décalage optimal est celui dont le modèle estimé offre la valeur minimale d'un des critères énoncés.

Ecrire un modèle ARDL comme ci-dessus (relation 5) suppose l'existence d'une relation de cointégration entre les variables qui conditionne même l'estimation des coefficients de court et long terme de ces variables. La littérature économétrique fournit plusieurs tests de cointégration dont celui de Engel et Granger (1987), celui de Johansen (1988, 1991) et Johansen et Juselius (1990), et celui de Pesaran et al. (1996), Pesaran et Shin (1995) et Pesaran et al. (2001). Le test de cointégration de Engle et Granger (1991) n'est valide que pour deux variables intégrées de même ordre, il est ainsi moins efficace pour des cas multivariés. Bien que le test de Johansen pallie à ce souci, fondé sur une modélisation vectorielle autorégressive à correction d'erreur (VECM), il exige aussi que toutes les variables soient intégrées de même ordre, ce qui n'est pas toujours le cas en pratique. Toutefois grâce à la procédure de **Pesaran et al. (2001)**, un modèle à correction d'erreur peut aider à confirmer l'existence ou non de la cointégration entre plusieurs variables intégrées d'ordres différents (I(0), I(1)). Ce modèle aura la forme suivante dans le cadre de notre étude :

$$\Delta \text{pib} = a_0 + \sum_{i=1}^p a_{1i} \Delta \text{pib}_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{2i} \Delta \text{fdp}_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{3i} \Delta \text{frct}_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{4i} \Delta \text{fmm2}_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{5i} \Delta \text{ftcer}_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{6i} \Delta \text{fpp}_{t-i} + \theta u_{t-1} + e_t \dots (6)$$

Les relations 5 et 6 feront l'objet d'estimation du modèle ARDL. Ce dernier nécessite , en premier lieu, le choix des variables à introduire ; l'analyse de la stationnarité des variables ; la détermination du nombre de retards pour chaque variable qui minimise le critère d'information de Schwarz (SIC) ; test de cointégration et estimation des relations (coefficients) de long terme et de court terme. Cette dernière, indique la force de rappel à l'équilibre qui reflètent d'ailleurs, la capacité de stabilisation des paramètres choisis. Enfin, la robustesse du modèle est vérifiée à travers les tests sur les résidus.

## **2.1. LE CHOIX DES VARIABLES ET SOURCES DE DONNEES**

La dépendance accrue de l'économie algérienne aux recettes d'hydrocarbures la soumet aux effets favorables, et défavorables des changements survenus au prix du pétrole sur le marché international. L'impact d'une fluctuation négative se manifeste par un choc négatif sur le PIB qui se traduit par une baisse de la croissance économique. Cherchant à apprécier la contribution des politiques monétaires et budgétaire dans la stabilisation de

l'activité économique après un choc, nous pensons que cette dernière peut être mesurée convenablement par le PIB réel.

Concernant les équations imprimées par la politique monétaire, nous avons choisi la masse monétaire MM2, et le taux de change réel. En Algérie, le niveau des prix est intimement lié à l'évolution de la masse monétaire. Pour le taux de change réel, il est évident qu'il est affecté par les ajustements apportés au taux de change nominal par les autorités publiques.

Quant à la politique budgétaire, ses implications sont exprimées par les recettes totales et les dépenses totales. En Algérie, comme tout autre pays, les dépenses publiques et les recettes budgétaires constituent un facteur essentiel de stabilisation macroéconomique, dans l'objectif de lisser les variations cycliques de l'activité économique.

En définitive, les variables retenues sont : le PIB réel (*PIBR*), les dépenses totales réelles (*DPS*), les recettes totales réelles (*RCT*), la masse monétaire (*MM2*), le taux de change effectif réel (*TCER*), et le prix du pétrole (*PP*) : comme variable de contrôle qui reflète le choc sur le PIB.

Le tableau ci-dessous récapitule la nature des variables et leur signe attendu.

**Tableau N°1 : Nature des variables et signe attendu**

Variable	Description	Effet attendu
<b>PIBR</b>	Variable à expliquer exprimée en millions de DA valeur réelle	
<b>RCT</b>	Les recettes totales en millions de DA en valeur réelle	+
<b>DPS</b>	Les dépenses totales en millions de DA en valeur réelle	+
<b>MM2</b>	La masse monétaire en millions de DA en valeur nominale	+
<b>TCER</b>	Le taux de change du dinar/dollar	+
<b>PP</b>	Le prix du baril du pétrole en dollars	+

L'étude sera menée sur des données annuelles qui couvre la période allant de 1980 à 2018 sont extraites des sources de l'ONS et des rapports de la Banque d'Algérie.

## 2.2. LA STATIONNARITE DES VARIABLES

Avant tout analyse économétrique nous devons tester la stationnarité des variables macroéconomiques contenues, pour éviter le cas des régressions fallacieuses. Toutes les variables ont été transformées en logarithme. Le tableau (N°2) fournit le résultat du test de stationnarité.

**Tableau N°2 : Résultats du test de stationnarité des variables**

Variables	En Niveau		En différence première		Ordre d'intégration
	ADF stat	P-Value	ADF stat	P-Value	
<b>LPIB</b>	3.77	0.99	-6.07	0.0000	I(1)
<b>LRCT</b>	2.15	0.99	-7.03	0.0000	I(1)
<b>LDPS</b>	3.57	0.99	-5.67	0.0000	I(1)
<b>LMM2</b>	-3.03	0.03	-	-	I(0)
<b>LTCER</b>	1.47	0.96	-4.32	0.0012	I(1)
<b>LPP</b>	0.77	0.87	-5.96	0.0000	I(1)

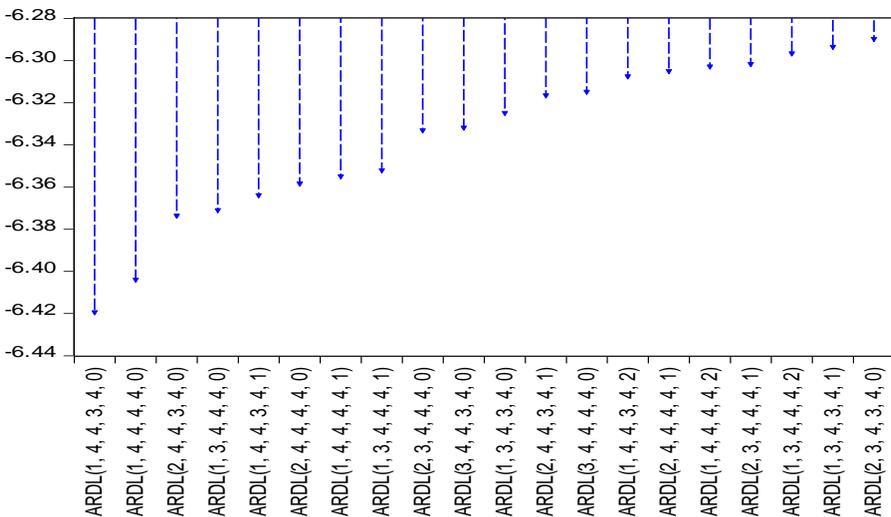
Source : Construit sur Eviews 10.

Les résultats consignés dans le tableau ci-dessus, permettent de conclure que les séries sont stationnaires. Les tests effectués précédemment montrent que les variables LPIB, LRCT, LDPS, LTCER, LPP sont intégrés d'ordre un, sauf pour la LMM2 qui est intégrée à niveau. Donc aucune série n'est intégrée d'ordre deux I(2) ou plus, ce qui est primordiale pour l'application de l'ARDL.

### 2.3. DETERMINATION DU NOMBRE DE RETARDS

La modélisation par l'approche ARDL exige la détermination du retard optimal préalable avant d'effectuer le test de cointégration. Il correspond au retard qui minimise les critères d'information Schwarz (AIC, SC).

**Figure N°1 : Résultat du critère d'information Schwarz**  
Akaike Information Criteria (top 20 models)



Source : Construit à partir du logiciel Eviews10

A partir du graphe ci-dessus (selon le critère d'information Schwarz), le modèle ARDL (1.4.4.3.1.0) est le meilleur modèle car la valeur du SIC est la minimale. Après avoir déterminé le nombre de retard de chaque variable, il convient maintenant de procéder à l'estimation du modèle ARDL.

## 2.4. TEST DE COINTEGRATION

Le test de cointégration de Pesaran et al. (2001) simule deux ensembles de valeurs critiques pour la statistique de test, soit la valeur F de Fisher, avec plusieurs cas et différents seuils. Le premier ensemble correspond au cas où toutes les variables explicatives sont I(0) et représente la borne inférieure. Le second ensemble correspond au cas où toutes les variables explicatives sont I(1) et présente la borne supérieure. (Kibala kuma, 2018 : p.31).

Ainsi :

- Si la Fisher > borne supérieure : cointégration existe.
- Si Fisher < la borne inférieure : cointégration n'existe pas
- Si borne inférieure < Fisher < borne supérieure : pas de conclusion

**Tableau N° 3 : Résultat de la statistique de Bounds Test**

Test statistique	Value	Signification	Borne I(0)	Borne I(1)
F-statistique	11.60740			
k	5			
Les valeurs critiques Bounds		10%	2.08	3
		5%	2.39	3.38
		2.5%	2.7	3.73
		1%	3.06	4.15

Source : Construit sur Eviews 10.

Les résultats de la procédure « Bounds test » ci-dessus montrent que la statistique de Fisher (F=11.60740) est supérieure à la borne supérieure pour les différents seuils de significativité 1%, 2.5%, 5% et 10%. Donc, nous rejetons H0 d'absence de relation de long terme et nous concluons à l'existence d'une relation de long terme entre les différentes variables. En d'autres termes, il existe une relation de cointégration entre les variables considérées.

## 2.5. ESTIMATION DES COEFFICIENTS DE LONG TERME

Nous allons maintenant estimer le modèle ARDL final. Etant donné l'existence d'une relation de cointégration, nous allons estimer la relation de long terme et de court terme. Les résultats de l'estimation de la relation de long terme sont donnés dans le tableau suivant :

**Tableau N°4 : Résultat d'estimation des coefficients de long terme**

Variable dépendante LPIB				
Variable	Coefficients	Std. Error	t-Statidtics	Prob
<b>LDPS</b>	-1.091233	0.249339	-4.376507	0.0007
<b>LRCT</b>	0.948095	0.164249	5.772285	0.0001
<b>LMM2</b>	0.542125	0.082136	6.600344	0.0000
<b>LT CER</b>	-0.220614	0.046753	-4.718664	0.0004
<b>LPP</b>	0.209615	0.081608	2.568560	0.0234
<b>C</b>	4.140470	0.814735	5.081984	0.0002

Source : Construit à partir sur Eviews 10.

La lecture du tableau (N°4) montre que dans le long terme, les DPS et le TCER n'ont pas affiché les effets escomptés (positifs) et exercent un effet négatif sur la croissance économique en Algérie. En revanche, les recettes, la masse monétaire et le prix du pétrole présentent les signes attendus et impactent positivement la croissance. L'impact négatif des dépenses publiques sur la croissance économique reflète le caractère improductif des dépenses publiques en Algérie. La structure des dépenses publiques est caractérisée par le poids de la masse salariale. Ce résultat s'explique aussi par le gaspillage et la mauvaise gouvernance des dépenses publiques qui exerce un effet d'éviction sur l'investissement privé. Ce dernier constitue une composante essentielle de la dépense globale ; sa faible contribution entrave inévitablement le processus de croissance de l'économie à long terme.

Quant aux recettes, celles-ci ont un impact positif sur la croissance économique, puisque toute augmentation des recettes de 1% engendre une évolution du PIB de 0.94%. Ce résultat s'explique par le fait que les recettes de l'Etat constituent, pratiquement l'unique source de financement des investissements (publics) en Algérie. Concernant la masse monétaire, le coefficient positif (0.54%) s'explique par la contribution de la politique monétaire engagée en Algérie dans le financement du déficit budgétaire à travers la monétisation de la dette publique.

Le taux de change affecte négativement la croissance à long termes. Ce résultat peut être expliqué par le fait qu'en contexte de baisse de conjoncture, les autorités monétaires ont tendance à appliquer une dévaluation de la monnaie nationale dans le but de gonfler artificiellement les recettes budgétaires. Cette action conduit à une augmentation de la masse monétaire en circulation et une montée de l'inflation, ce qui affecte négativement le pouvoir d'achat de la population ; la consommation et donc de la croissance économique.

Le prix du pétrole exerce un impact positif sur la croissance économique à long terme. Il demeure cependant très faible (0.20%), puisqu'il ne suffit pas d'encaisser des sommes colossales liées à la montée du prix du pétrole, mais il faudrait rationaliser leur utilisation pour pouvoir booster significativement la croissance économique.

## 2.6. ESTIMATION DE LA DYNAMIQUE DE COURT TERME

L'estimation de la relation de court terme indique la capacité de retour à l'équilibre, c'est-à-dire, la stabilisation. En effet, le terme  $CointEq(-1)$  correspond au coefficient d'ajustement ou force de rappel (-0.715480), qui est statistiquement significatif et négatif, il est compris entre zéro et un en valeur absolue, ce qui garantit un mécanisme de correction d'erreur. En fait, 71 % des déséquilibres de l'année dernière sont corrigés au cours de l'année en cours, traduisant ainsi un ajustement à la cible de long terme plus au moins rapide. La relation de cointégration de court terme est donnée dans le tableau suivant : Selected Model: ARDL (1.4.4.3.4.0.).

**Tableau N°5 : Résultats d'estimation de la dynamique de court terme**

Variable dépendante DLPIB				
Variable	Coefficients	Std. Error	t-Statidtics	Prob
D(DPS)	-0.270999	0.040710	-6.656738	0.0000
<b>D (DPS (-1))</b>	0.321871	0.055162	5.835053	0.0001
<b>D (DPS (-2))</b>	0.231346	0.042011	5.506746	0.0001
<b>D (DPS (-3))</b>	0.066682	0.028004	2.381146	0.0332
D(RCT)	0.615923	0.021966	28.04013	0.0000
<b>D (RCT(-1))</b>	-0.306869	0.039530	-7.762874	0.0000
<b>D (RCT(-2))</b>	-0.176024	0.032237	-5.460364	0.0001
<b>D (RCT(-3))</b>	0.158170	0.022523	-7.022576	0.0000
D(MM2)	0.138858	0.050660	2.740996	0.0168
<b>D(MM2(-1))</b>	-0.265536	0.061876	-4.291421	0.0009
<b>D(MM2(-2))</b>	-0.205537	0.050925	-4.036105	0.0014
D(TCER)	0.100777	0.026693	3.775361	0.0023
<b>D(TCER(-1))</b>	0.266638	0.034882	7.643930	0.0000
<b>D(TCER(-2))</b>	0.103631	0.032862	3.153534	0.0076
D(TCER(-3))	0.291295	0.034408	8.465926	0.0000
CointEq(-1)*	-0.715480	0.065656	-10.89737	0.0000

Source : Construit à partir du logiciel Eviews 10.

Le tableau ci-dessus indique que les dépenses publiques suivent la même tendance de long terme au cours de l'année t. Néanmoins, les dépenses publiques de l'année t-1, t-2 et t-

3, ont un impact positif sur la croissance économique de l'année  $t$ , ce qui permet de dire que les dépenses publiques ont un effet stabilisateur sur le PIB à court terme après la deuxième et la troisième année. Cependant, sa capacité de stabilisation est faible et diminue d'une année à l'autre passant de 0.32% en  $t-1$ , à 0.23% en  $t-2$ , et à 0.06% en  $t-3$ . Ceci renvoie à la faiblesse du multiplicateur de la politique budgétaire, et son efficacité relative à absorber le choc survenu.

Les recettes exercent un effet stabilisateur sur la croissance économique. Cet effet est moins que proportionnel ; ce qui signifie qu'une augmentation des RCT de 1% engendre un accroissement du PIB de 0.61%. Le choc externe de 2014/2015 a réduit la fiscalité pétrolière de l'Etat, contraignant ce dernier à stabiliser les recettes par la hausse de la fiscalité ordinaire. Cette modification n'a pas été sans conséquences sur le pouvoir d'achat et la consommation des agents économiques, et de ce fait sur la croissance économique.

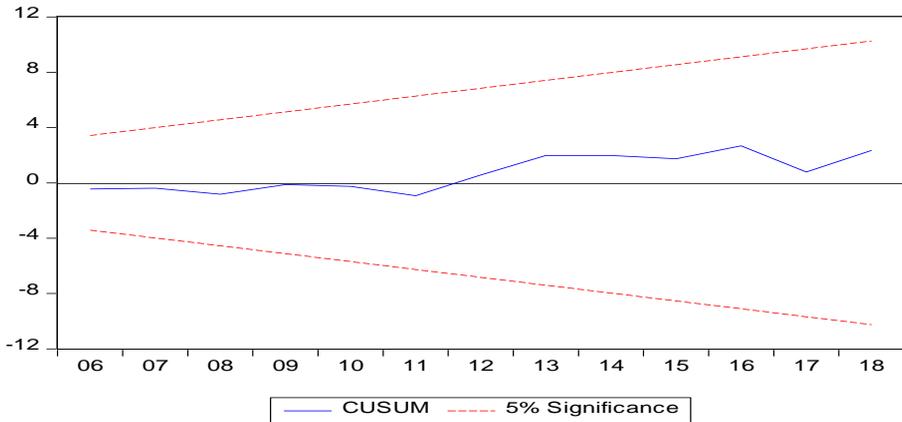
S'agissant de la masse monétaire, celle-ci exerce un effet positif mais très faible (0.13%). En outre, cet effet positif devient négatif après une année au-delà. Ce résultat s'explique par le fait que l'augmentation de la masse monétaire au cours de l'année  $t$ , permet de stabiliser le PIB durant la même année puisque ces liquidités vont servir au financement du déficit budgétaire. Néanmoins, après une année (à la deuxième année), l'élasticité de la masse monétaire devient négative (-0.26% à  $t-1$ , -0.20% à  $t-2$ ). Ce qui s'explique par le fait que, l'accroissement de la masse monétaire en circulation sans contrepartie réelle dans l'économie, engendre à moyen terme de l'inflation, chose qui impacte négativement le pouvoir d'achat de la population et donc diminue la consommation et parallèlement la croissance.

A court terme, l'élasticité du taux de change comporte le signe attendu, et reflète le rôle de cette variable dans la stabilisation de la conjoncture, après la survenance d'un choc. En effet, l'effondrement du prix du pétrole à partir du deuxième semestre de 2014 a conduit à une dépréciation du dinar vis-à-vis du dollar, pour pouvoir maintenir la dépense publique à un niveau élevé et soutenir de ce fait la croissance et l'emploi. Cependant, sa capacité de stabilisation est très faible (0.1%) au cours de l'année  $t$ , et devient relativement plus stabilisatrice au fil du temps jusqu'à atteindre (0.26%) au cours de l'année  $t-3$ .

## **2.7. TEST DE ROBUSTESSE**

Pour s'assurer que les estimations donnent des bons résultats, des tests de diagnostic ont été réalisés pour évaluer la robustesse du modèle : le test du multiplicateur de Lagrange pour l'autocorrélation des résidus, le test de Jarque Bera pour la normalité des résidus et le test d'homoscédasticité. Les résultats de ces quelques tests montrent que les résidus présentent toutes les propriétés recherchées. De plus, le graphe suivant montre la stabilité des coefficients durant la période d'estimation de la relation de long terme entre le PIB et les autres variables (test de « CUSUM »).

Figure N°2 : Test de CUSUM



Source : Construit à partir du logiciel Eviews 10.

### 3. CONCLUSION

Les résultats de notre étude qui tient à évaluer les conséquences des chocs externe sur l'efficacité et la conduite des politiques macroéconomiques en Algérie, témoigne l'efficacité relative de la politique monétaire dans la stabilisation des chocs, puisque à court termes, la masse monétaire et le taux de change réel ont affiché les signe attendu et impact positivement la croissance économique. Néanmoins, leur degré de stabilisation demeure très faible.

Quant à l'efficacité des politiques budgétaires dans l'absorption des chocs défavorables, celles-ci s'avère être limitée. En effet, les dépenses publiques qui sont présumées être le moteur de la croissance économique en Algérie, n'ont pas affiché les effets escomptés pendant la première année. Elles ne deviennent stabilisatrices qu'après deux et 3ans, et avec une amplitude très faible. Ce résultat démontre la faiblesse du multiplicateur budgétaire qui s'explique principalement par le caractère improductif des dépenses publiques en Algérie.

Les limites des capacités de la politique monétaire et budgétaire dans l'absorption des fluctuations conjoncturelles trouvent probablement leur origine dans les fragilités et rigidités structurelles qui caractérisent l'économie algérienne. En effet, le mauvais climat des affaires, les retards de réalisation des grands projets d'équipement public, le poids de l'économie informelle et l'évasion fiscale ; constituent autant d'obstacles affectant l'efficacité de la conduite de politique monétaire. Ce climat défavorable affecte négativement les recettes de l'Etat. Ajoutons à cela, le poids de la corruption qui affaibli davantage le rendement du multiplicateur budgétaire.

Au total, nous pouvons dire que ces politiques de court terme sont nécessaires, mais pas suffisantes pour stabiliser la conjoncture économique en Algérie. Elles doivent être accompagnées par une stratégie de développement économique idoine, axée sur des réformes structurelles de plus longue haleine. En effet, les pouvoirs publics doivent

s'attaquer à des problèmes particuliers liés à la structure même de l'économie comme la maîtrise des prix et des coûts, la gestion des finances publiques, le rendement des entreprises publiques, la réforme et la modernisation du secteur financier, l'efficacité de la protection sociale, la dynamisation du marché du travail et l'efficacité des institutions publiques.

### **BIBLIOGRAPHIE:**

1. Abbes, A. (2015), « L'efficacité et les limites de la politique économique conjoncturelle : étude économétrique sur l'Algérie », *Revue Maghrébine d'Economie & Management*, volume N°2, pp. 67-80.
2. Carmignani, F. (2010), « Cyclical fiscal policy in Africa », *Journal of Policy Modeling* 32, 254-267.
3. Chibi, A. Benbouziane, M. & Chekouri, M. (2010), « The macroeconomic effects of fiscal policy shocks in Algeria, an empirical study », working paper N°536, Economic Research Forum, Cairo, August.
4. Clements, B ; Flors, E. & Leigh, D. (2009), « Monetary and fiscal policy options for dealing with external shocks : Insights from the GIMF for Colombia », *IMF Working Paper*, N°59.
5. Daly, H & Smida M. (2013), « Interaction entre politique monétaire et politique budgétaire : cas de la Grèce », *MPRA Paper*, N° 45931.
6. Deiss, J & Gugler, P. (2012), « Politique économique et sociale », édition de Boeck, Bruxelles.
7. Dermirel, U. D. (2010), « Macroeconomic stabilization in Developing Economies: Are optimal policies procyclical? », *European Economic Review* 54, pp. 409-428.
8. Driss A; Bettahar, S. & Benbouziane M.(2014),« Fiscal policy shocs and real exchange rate dynamics: An empirical investigation in the case of Algeria », *International journal of trads and commerce*, vol 3 N1, January.
9. Kibala kuma, J. (2018), « Modélisation ARDL, Test de cointégration aux bornes et Approche de Toda-Yamamoto : éléments de théorie et pratiques sur logiciels », Centre de Recherches Economiques et Quantitatives(CREQ).in :<https://hal.archives-ouvertes.fr/cel01766214/document>
10. Leigh, D. & Stehn, S. J. (2009), « Fiscal and monetary policy during downturns: evidence from the G7 », *IMF Working Paper* 09/50, march.
11. Muscatelli, V. A; Tirelli, P. & Trecroci, C. (2004), « Fiscal and monetary policy interactions: Empirical evidence and optimal policy using a structural New Keynesian model », *Journal of Macroeconomics*, N°26, pp. 257-280.
12. Oughelissi, M. A. & Kolli, M. (2013), « L'incidence de la politique budgétaire (les dépenses publiques) sur la croissance économique en Algérie sur la période de 2001-2011. », communication du colloque international : « Evaluation des effets des programmes d'investissement public 2001-2014, et leurs retombés sur l'emploi, l'investissement et la croissance économique », université de Sétif 1.

13. Pesaran M.H., Shin Y. et Smith R.J. (2001), « Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships », in Journal of Applied Econometrics, Vol.16, n°3, pp. 289- 326.
14. Tanzi, V. (1991), « Public Finance in Developing Countries », Edward Elgar publishing.
15. [www.ons.dz](http://www.ons.dz).
16. [www.bank-of-algeria.dz](http://www.bank-of-algeria.dz).