

**Comprendre les origines budgétaires de l'inflation en Algérie
1980-2018. Application de l'ARDL**
**Understanding the budgetary origins of inflation in Algeria
1980-2018. Application of ARDL**

LALALI Rachid^{1*}, ZEDELKHIL Halim²

¹ Université A. MIRA-Bejaia (Algérie), rachidlalali@yahoo.fr

² Université A. MIRA-Bejaia (Algérie), halim.zidelkhil@gmail.com

Date de réception: 2020-10-17 Date de révision: 2021-02-20 Date d'acceptation: 2021-12-30

Résumé

Afin de vérifier l'effet de certaines variables budgétaires sur l'inflation, notre étude s'est fondée sur un socle théorique quasi exhaustif, adossé à une modélisation ARDL. Elle est basée sur des données annuelles allant de 1980 à 2018. Un effet de richesse est avéré par une relation directe entre la consommation finale et l'inflation, d'une part, et d'une relation indirecte passant par la masse salariale et la dépense de fonctionnement d'autre part. Cette dernière est tributaire de la consommation finale des ménages, ce qui alimente l'inflation. À long terme, la croissance économique est influencée par des dépenses d'équipement. Ainsi, les composantes budgétaires sont impliquées, directement et indirectement, dans le processus d'inflation en Algérie.

Mots clés : Algérie; ARDL; dépenses budgétaires; inflation; recettes budgétaires.

Abstract

In order to verify the effect of certain budgetary variables on inflation, our study was based on an almost exhaustive theoretical base, backed by an ARDL model. It is based on annual data ranging from 1980 to 2018. A wealth effect is proven by a direct relationship between final consumption and inflation, on the one hand, and an indirect relationship passing through wages and operating expenses on the other hand. The latter is dependent on final household consumption, which fuels inflation. In the long run, economic growth is influenced by capital expenditure. Thus, the budgetary components are involved, directly and indirectly, in the process of inflation in Algeria.

Keywords : Algeria; ARDL; budget expenditure, budget revenue, inflation

* LALALI Rachid, e-mail: rachidlalali@yahoo.fr

1. Introduction:

Les liens entre les composantes budgétaires et l'inflation sont nombreux et multiples. Cette multitude est essentiellement renvoyée à la profondeur des implications de ces composantes sur les grandeurs monétaires et réelles de l'économie, ce qui est susceptible de générer des tensions inflationnistes.

Dans cette optique et relativement au contexte algérien, nous nous proposons dans cet article de tester l'hypothèse que l'inflation est essentiellement attribuable aux composantes budgétaires. Les canaux de transmission sont de deux catégories : i) celle qui affecte directement la masse monétaire, et, par là, l'inflation (*approche par la ressource*) et ; ii) celle qui se répercute indirectement sur l'agrégat de demande à travers les taux d'intérêt, les anticipations d'inflation, les effets d'éviction du secteur privé et les effets de richesse (*approche par la dépense*). Du point de vue de la littérature, cela n'est ni évident ni systématique. Le théorème de *l'équivalence Ricardienne* de Barro (1974) nous enseigne à cet effet que les dépenses publiques, même relativement importantes, n'ont pas de répercussions sur les variables macroéconomiques de la sphère réelle. En effet, si l'État réduit ses dépenses, il n'aura pas à accroître les taux d'imposition futurs. Par conséquent, les taux d'intérêt restent inchangés et les dépenses budgétaires n'ont pas de conséquences macroéconomiques. En outre, si les ménages sont dits "*ricardiens*", ils ne seront pas frappés par l'illusion d'effet de richesse procuré par les obligations publiques détenues ou par la dépense publique actuelle. Ils vont par ailleurs anticiper une augmentation d'impôts future, tandis que la consommation ainsi que l'investissement restent relativement stables. Dans ces conditions, l'implication des composantes budgétaires sur les fluctuations du niveau général des prix est alors assez mitigée.

Au vu de ces éléments, se pencher attentivement sur l'analyse des effets des dépenses et des recettes budgétaires algériennes sur l'inflation nous semble d'un grand intérêt. Le choix de cette problématique n'est pas fortuit puisque l'Algérie fait face à un sérieux problème budgétaire notamment depuis le choc pétrolier de 2014.

Au plan méthodologique, l'étude repose sur l'analyse empirique des effets des CB sur l'inflation durant la période 1980-2018. Nous présenterons, d'abord, une revue des composantes constructives de son

socle conceptuel et théorique. Nous discuterons, ensuite, à l'aide d'un système de trois équations construis avec le modèle ARDL, ses principaux résultats empiriques.

2. Construction du socle conceptuel et théorique de l'étude:

Dans cette brève revue de littérature, nous aborderons les principaux canaux de transmission des composantes budgétaires sur l'inflation. Conformément à la théorie économique, deux approches sont à distinguer : i) *l'approche par la ressource* et ; ii) *l'approche par la dépense*.

2.1. Composantes budgétaires et inflation, l'approche par la ressource:

Cette approche va caractériser préalablement les sources qui peuvent constituer les composantes de la recette budgétaire, ce qui nous permet de diagnostiquer les effets inflationnistes probables de ces ressources.

Le mode de financement de l'économie détermine le contexte financier dans lequel elle se trouve ; *une économie de marché* ou *d'endettement*. Cela constitue un important préalable au financement des déficits publics. Un État évoluant dans un régime d'économie de marché et disposant d'un système financier développé serait plutôt porté vers le financement de ses déficits par émissions de titres financiers destinés notamment à la sphère privée. Autrement, il fera recours à l'endettement auprès des banques de second rang ou à sa Banque centrale. Cette opération pourrait s'effectuer auprès du public national ou international. Les acquéreurs domestiques peuvent être des ménages, des entreprises, des institutions bancaires ou non bancaires (Nikoloski et Nedanovski, 2017).

Cette différenciation est fondamentale dans l'appréhension du mécanisme inflationniste de chaque mode de financement. Du point de vue de la littérature, plusieurs modes de financement sont à distinguer. Direkçi (2006) énumère, dans ce sens, cinq modes : i) les ressources fiscales ; ii) l'impression monétaire ; iii) les ressources externes ; iv) les ressources ordinaires et ; v) l'emprunt interne. Khan et al., (2020) avancent trois modes: i) l'émission monétaire ; ii) l'emprunt internes et ; iii) l'emprunt externe. Bouza et Sharaf (2018), pour faire face aux dépenses publiques, proposent quatre sources de financement. Les gouvernements sont ainsi confrontés au choix entre ; d'une part, la *monétisation de leur déficit*, et, d'autre part, l'emprunt auprès du secteur bancaire et/ou non bancaire, l'emprunt à l'étranger et l'impôt.

D'abord, le gouvernement fait recours à la Banque centrale sur une opération de «*seigneuriage*». Dans ce cadre, Sargent et Wallace (1981) impliquent directement l'opération de seigneuriage dans les poussées d'inflation du fait qu'elle augmente la masse monétaire. Cet effet est d'autant plus important quand le seigneuriage assume le rôle central du financement du déficit dans la mesure où la Banque centrale serait incitée à monétiser le déficit généré par un excès de dépense (*banque dépendante*). Cette conclusion, comme le montrent des travaux récents, est fortement corroborée (Khan et al., 2020; Ahmad et Aworinde, 2019).

Ensuite, le gouvernement, dans le souci de viabiliser sa contrainte intertemporelle du budget, peut financer ses dépenses en augmentant les taxes directes et/ou indirectes (Zidelkhal et Mouhoubi, 2020). Le souci avec ce mode de financement réside dans le fait que le recours à la taxation augmente le coût de production des entreprises. Par voie de conséquence, cela accroît les prix de vente (*optique de l'offre conjuguée au comportement de marge*). Dans ce cadre, Nikoloski et Nedanovski (2017) supposent que si le gouvernement hausse ses taxes, il peut décourager l'activité économique et l'initiative privée, ce qui mène à la contraction de l'offre et l'accroissement des prix. Cette idée corrobore parfaitement avec l'argumentation de Friedman (1968). Ce dernier avait incité aux réductions fiscales des entreprises sous prétexte que celles-ci pourraient libérer les initiatives d'investissement notamment dans les secteurs économiques clés et, ainsi, créer un environnement d'offre favorable.

Le gouvernement, pour construire une trajectoire des finances publiques, peut également faire appel aux emprunts. Ali et Khalid (2019) avaient constaté que l'inflation est positivement affectée par l'emprunt domestique (*l'emprunt de banques de second rang et l'emprunt de la banque centrale*), pendant que ce dernier est plus inflationniste. Par conséquent, ils avaient conclu que les dépenses budgétaires devraient être financées par des sources externes et non bancaires «*privées*». Leurs résultats sont corroborés par ceux de Khan et al., (2020). Ces derniers, en plus de l'existence d'une causalité entre les dépenses budgétaires, la masse monétaire et l'inflation, renvoient celle-ci à des emprunts domestiques à long terme. Les emprunts extérieurs ne sont inflationnistes qu'à court terme.

Enfin, le gouvernement peut financer ses dépenses supplémentaires en empruntant *via* la vente des obligations au secteur privé. Contrairement

aux augmentations des taxes, ce mode de financement augmente le déficit initial. Dans cette perspective, la dette publique est détenue par le secteur privé non bancaire (*interne ou externe*). Les disponibilités monétaires sont mises immédiatement à disposition du gouvernement sans modification de la base monétaire (*offre de monnaie*). Ainsi, conformément à l'approche monétariste, aucune influence sur la masse monétaire n'est enregistrée, et donc, aucun effet sur l'inflation (Olawejaju et Atolagbe, 2018).

2.2. Composantes budgétaires et inflation : l'approche par la dépense:

Les dépenses budgétaires peuvent créer d'importants effets de richesse et d'éviction qui sont susceptibles d'altérer les taux d'inflation.

L'effet de richesse, généré par les déficits budgétaires, reflète un effet psychologique sur la consommation des ménages. Il relève des trois facteurs essentiels suivants : i) *la capacité des dépenses publiques à générer un accroissement des revenus privés* ; ii) *les déficits issus d'une baisse des impôts* et ; iii) *le canal de détention d'actifs publics si les déficits sont financés par l'émission d'obligations*. Ce dernier effet se produit notamment lorsque les taux d'intérêt des marchés financiers sont haussiers. Le concept met l'accent sur la façon dont les sentiments de sécurité sont renforcés par des augmentations considérables de la valeur des revenus salariés et des portefeuilles d'investissement. Une confiance accrue contribue à des niveaux de dépenses plus élevés et à des seuils d'épargne plus faibles.

Cette conception est également applicable aux entreprises. Ces dernières peuvent bénéficier des déficits par voie de réductions d'impôts ou autres prélèvements et par les divers transferts provenant de l'État à partir de ses dépenses. Pour donner suite à cet accroissement de revenus, elles seront incitées à augmenter leurs niveaux d'embauche et leurs dépenses en formation brute en capital fixe. Dans le premier cas, les salaires augmentent avec le pouvoir d'achat des ménages et leur consommation accrue peut aboutir à relever le niveau général des prix. Tandis qu'au deuxième cas, les équipements, s'ils ne sont pas disponibles, seront considérés comme intrants et peuvent affecter l'inflation locale par une inflation importée.

Cloyne (2014) s'est concentré sur le rôle des dépenses budgétaires et le canal de l'effet de richesse dans la stimulation de la demande. L'utilisation accrue des impôts sur le revenu du travail entraîne une contraction de la production, de la consommation et du salaire réel. Par induction, des baisses d'impôts génèreraient l'effet inverse sur la

consommation qui sera revue à la hausse, ce qui conduit vers la création d'un biais inflationniste. Pour Woodford (1995), les effets de changements de niveau des prix sur la demande totale dépendraient de la grandeur de la dette publique nominale et des effets de richesse générés par les dépenses budgétaires et les réductions fiscales. Patinkin (1965) analyse l'inflation budgétaire en utilisant l'approche du financement par obligations d'État des déficits publics et non par l'impôt. Il soutient qu'une augmentation de la valeur réelle du stock des obligations augmente la perception de la richesse privée et entraîne une augmentation des dépenses de consommation, ce qui exerce une pression sur la demande et une hausse du taux d'inflation.

Dans ce type d'analyse, une attention particulière est mise sur le comportement des facteurs appartenant au secteur privé. Il s'agit notamment de savoir dans quelle mesure les titres émis par l'État seront considérés comme un accroissement de la valeur nette du patrimoine de ce secteur (Barro, 1974). C'est dans ce sens que la proposition de *l'équivalence ricardienne* a été introduite par Barro (1974). Celle-ci stipule que si les agents économiques se comportent de manière rationnelle, une baisse des impôts financée par la dette publique ne les poussera pas à consommer. Ils seront plutôt amenés à économiser, en prévision de hausses futures de ces impôts et donc cela n'affectera pas l'inflation par des tensions de demande¹.

Ensuite, les dépenses peuvent générer de la croissance économique, ce qui réduirait l'inflation. Selon Touami et Bouyacoub (2016), il y a une influence positive et significative des dépenses sur la croissance économique en l'expliquant par l'augmentation de l'appareil productif suite aux investissements publics menés par l'Etat. S'intéressant à l'analyse de l'impact des dépenses d'équipements sur la croissance économique à long terme, Ali Benyahia (2017) aboutit pratiquement au même résultat. Par un modèle VAR, il avait constaté que les dépenses publiques ne génèrent pas

¹ En effet, l'équivalence ricardienne se base sur l'obligation d'équilibrage de la contrainte budgétaire intertemporelle de l'Etat : les emprunts souscrits en un instant « t » par les administrations publiques devront en « t+1 », voir plus, être remboursés, intérêts compris de manière équivalente aux futures taxes et prélèvements appliqués. Il faut cependant noter que cette théorie repose sur des hypothèses très fortes : la parfaite information des agents économiques, leur totale rationalité et enfin, leur total altruisme intergénérationnel « en acceptant de subir des nouvelles taxation pour combler les déficits au lieu de les faire subir à la génération future tout en fuyant vers l'avant c'est-à-dire continuer en instant « t+1 » de financer les déficits contractés en instant « t » par de nouveaux déficits.

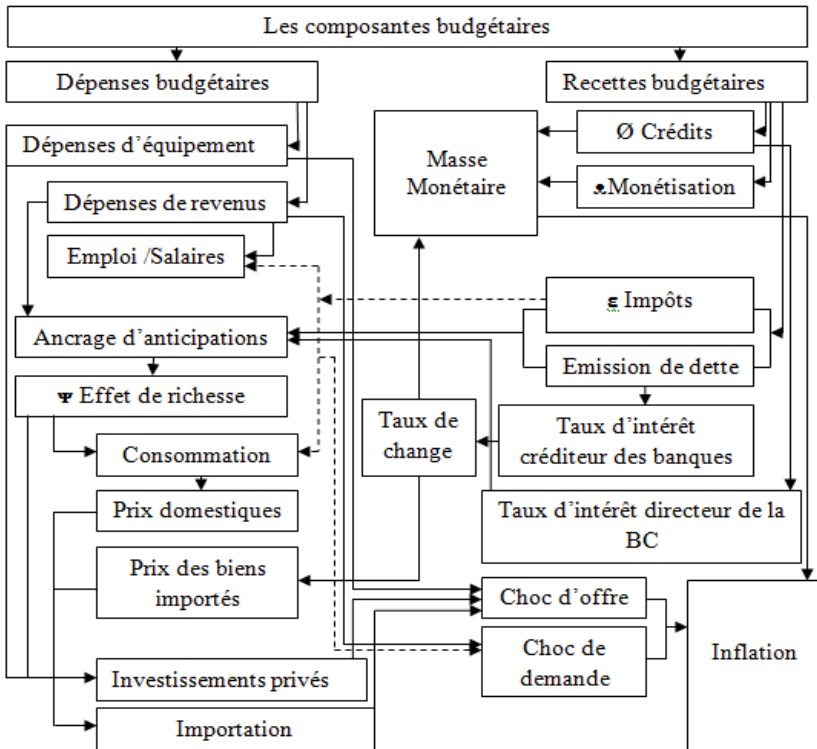
de croissance si la quasi-totalité de ces dépenses sont orientées vers des secteurs non productifs. En agissant sur la demande globale, Belmokaddem et Sari (2015) concluent que l'investissement public a un effet positif sur la production dans le court et moyen terme.

Pourtant, ces dépenses représentent des effets d'éviction importants sur le secteur privé (Vuyyuri et Seshaiyah, 2004). Quand l'État se finance sur le marché financier national, il oriente les investissements privés aux investissements financiers qui se font au détriment de la consommation. Dans ce cas, on parlera plutôt d'une attraction financière et une éviction réelle. Qu'en est-il du côté de la demande globale ? Les forces exercées par la hausse de la dépense publique, financée par l'emprunt, sont relatives au tempérament et de la tendance des détenteurs de monnaie à échanger leurs encaisses contre des titres de la dette publique sous l'influence de taux d'intérêt plus attrayants. Cela peut générer une contraction globale des dépenses du secteur privé affectant la croissance totale. Toutefois, cela n'est pas systématiquement vrai, et c'est là que l'allocation des fonds collectés par l'État fait la différence. Si ces fonds mobilisent l'investissement public productif, cela aura tendance à accélérer la circulation de la monnaie. Ainsi, la masse monétaire pourra financer un volume de transactions plus important. L'activité économique peut dès lors progresser, alors même que la hausse des taux d'intérêt provoque une certaine contraction de diverses composantes de la dépense privée. Dans ce cas, l'accroissement net de la production s'accompagne d'un changement de sa composition en mettant le rôle productif des dépenses publiques au centre du processus. Les emprunteurs privés se voient ainsi évincés des marchés financiers du fait de la contraction de leurs opportunités d'investissement dans la sphère réelle.

Enfin, l'effet des dépenses budgétaire sur le pouvoir d'achat et la demande adresser au reste du monde n'est pas moins important que les autres. Nguyen et Nguyen (2010) suggèrent que l'inflation est indirectement influencée par la hausse des prix à l'importation ou directement par une augmentation de la demande intérieure générée par ces dépenses. Cette équation implique également que le taux de change joue un certain rôle dans la détermination du niveau des prix. Puisque les dépenses financées par les déficits budgétaires peuvent affecter le taux de change à la hausse (*dévaluation*), cela peut affecter directement les prix intérieurs des biens échangeables. Lorsque les décisions en matière de prix sont affectées par les

coûts d'importation, c'est le niveau général des prix qui peut être indirectement affecté. Ce dernier cas de figure est particulièrement vrai pour les pays qui dépendent de l'importation de biens intermédiaires pour la production. Le schéma ci-dessous illustre l'ensemble des cas de figure où les composantes budgétaires créent de l'inflation.

Schéma N°1. Liens entre les composantes budgétaires et l'inflation



La légende : δ Banque centrale Dépendante/indépendante
 Ψ ménages ricardiens/non ricardien
 \emptyset Economie d'endettement
 ϵ Etat ricardien/ non ricardien

Source : Auteurs.

3. Etude empirique :

La présente analyse s'inscrit dans l'objectif de la vérification empirique de la véracité des liens qui peuvent exister entre certaines variables macroéconomiques clés, principalement d'ordre budgétaire, et l'inflation. Son intérêt réside dans une approche qui consiste à modéliser la dynamique de court terme et de long terme de l'inflation à partir des composantes budgétaires. Elle est effectuée en utilisant les données

algériennes sur la période allant de 1980 jusqu'à 2018. Les données exploitées sont annuelles et obtenues à partir des bases de données ou rapports de la Banque d'Algérie (BA), du Trésor public (TP) et de l'ONS (Office national des statistiques). À ce propos, il importe de souligner l'insuffisance d'analyses qui se sont intéressées à l'évaluation quantitative de l'impact des composantes de recettes et de dépenses publiques sur la dynamique inflationniste (Amani, 2017). Au plan méthodologique, notre approche s'inscrit dans le cadre des techniques de cointégration utilisées pour l'examen des relations de long terme entre séries chronologiques. Nous avons procédé au moyen d'une modélisation ARDL bound testing (Auto Regressive Distributed Lag bound testing) développée par Pesaran et al., (2001). Le choix de cette dernière n'est pas fortuit puisqu'elle nous donne la possibilité : i) d'utiliser des variables brutes dans des échantillons de petite taille et ; ii) contrairement à Engel et Granger (1987) et Philips et Hansen (1990), d'effectuer des tests de cointégration de long terme sur des séries qui ne sont pas intégrées de même ordre. Les tests empiriques basés sur l'estimation des moindres carrés s'appuient sur les équations suivantes :

$$\Delta cf_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} cf_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_{2i} \Delta fisc_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_{3i} \Delta df_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_{4i} \Delta ms_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{5i} fisc_{t-i} + \beta_1 df_{t-1} + \beta_2 ms_{t-1} + \mu_t \dots (1)$$

$$\Delta x_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} x_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_{2i} \Delta de_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_{3i} \Delta hyd_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{4i} \Delta inf_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_{5i} \Delta m2_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{6i} \Delta m_{t-i} + \beta_1 de_{t-1} + \beta_2 hyd_{t-1} + \beta_3 inf_{t-1} + \beta_4 m2_{t-1} + \beta_5 m_{t-1} + \mu_t \dots (2)$$

$$\Delta inf_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} inf_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_{2i} \Delta tx_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_{3i} \Delta ivu_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_{4i} \Delta cf_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{5i} m2_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_{6i} \Delta df_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{7i} de_{t-i} + \beta_1 tx_{t-1} + \beta_2 ivu_{t-1} + \beta_3 cf_{t-1} + \beta_4 m2_{t-1} + \beta_5 df_{t-1} + \beta_6 de_{t-1} + \mu_t \dots (3)$$

Avec ;

Cf: la consommation finale des ménages ; Df: les Dépenses de fonctionnement ; Hyd : l'exportation des hydrocarbures ; Tx : le taux de change nominal ESD/DZD ; Ivu : l'indice des valeurs unitaires à l'importation ; Fisc : la fiscalité ordinaire ; Ms : la masse salariale ; Xt : la croissance économique ; De : les dépenses d'équipement ; Inf : le taux d'inflation ; M2 : la masse monétaire ; α_0 : la constante ; Δ : opérateur de la première différence ; \square_t : le terme d'erreur ; p, q : nombre de retards optimal pour chaque variable ; α , fait référence aux paramètres de relation à

long terme ; β , fait référence aux paramètres de relation à court terme (correction d'erreur).

4. Résultats et Discussion :

Conformément au processus méthodologique de type ARDL, les tests de cointégration entre les variables doivent être validés, à priori, par des tests de racine unitaire (l'ordre d'intégration des variables). L'objectif est de s'assurer que les variables utilisées ne sont pas intégrées d'ordre deux I(2) ou plus. À cet effet, l'approche ADF (Dickey-Fuller augmenté) est pratiquement la plus utilisée pour vérifier la stationnarité des séries. Le test est, d'abord, réalisé pour le modèle 1 (équation 1) avec constante et avec tendance, puis pour le modèle 2 (équation 2) avec constante et sans tendance et, enfin, pour le modèle 3 (équation 3) sans constante et sans tendance. Les résultats du test de la racine unitaire (ADF), pour les trois modèles, sont rapportés dans le tableau 1 ci-dessous.

Les résultats obtenus montrent que pour l'ensemble des variables étudiées, huit (8) sont intégrées d'ordre un I(1). Les quatre restantes (ms, m, tx et ivu) sont intégrées d'ordre zéro I(0). Aucune variable n'est intégrée d'ordre deux 2 I(2) ou plus, ce qui signifie l'impossibilité de rejeter l'hypothèse nulle de non-stationnarité en niveau. En d'autres termes, les conditions de réalisation des tests de cointégration entre les variables étudiées à l'aide de la modélisation ARDL sont garanties (tableau 1).

L'étape suivante consiste alors à examiner la relation de cointégration entre les variables en utilisant l'approche «bounds test» de Pesaran et al (2001). Les principaux résultats, obtenus à partir d'Eviews/10^{ème} édition, sont résumés dans le tableau 2.

Tableau N° 1. Résultats du test de stationnarité (Test ADF)

		<i>Iere</i>									
		<i>Model 3</i>			<i>Model 2</i>		<i>Model 1</i>		<i>Différence</i>		
		<i>T-</i>									
<i>Variables</i>	<i>Lag</i>	<i>T-trend</i>	<i>tc</i>	<i>cons</i>	<i>tc</i>	<i>ADF</i>	<i>Tc</i>	<i>ADF</i>	<i>Tc</i>	<i>ADF</i>	<i>Tc</i>
<i>Equation 1</i>											
<i>cf</i>	<i>1</i>	<i>-3.53</i>	<i>1,96</i>	<i>1.45</i>	<i>1,96</i>	<i>-0,2</i>	<i>-1,9</i>	<i>-5,9</i>	<i>-1,95</i>	<i>I(1)</i>	
<i>- Optimal</i>											
<i>fisc</i>	<i>2</i>	<i>-3,53</i>	<i>1,96</i>	<i>1,79</i>	<i>1,96</i>	<i>-0,2</i>	<i>-1,9</i>	<i>-4,9</i>	<i>-1,9</i>	<i>I(1)</i>	
<i>1.0.0.1)</i>	<i>df</i>	<i>1</i>	<i>1,34</i>	<i>1,96</i>	<i>2,68</i>	<i>1,96</i>	<i>-</i>	<i>-</i>	<i>-4,9</i>	<i>-2,9</i>	<i>I(1)</i>
<i>ms</i>	<i>1</i>	<i>3,02</i>	<i>1,96</i>	<i>-</i>	<i>1,96</i>	<i>-4,4</i>	<i>-3,5</i>	<i>-</i>	<i>-</i>	<i>I(0)</i>	

<i>Equation 2</i>											
	<i>x</i>	1	-1,4	1,96	2,87	1,96	3,92	-2,9	-5,41	-3,5	I(1)
	<i>- Optimal ARDL</i>										
	<i>de</i>	2	0,64	1,96	2,28	1,96	2,28	-2,9	-5,02	-2,9	I(1)
(1.0.3.4.4,4)	<i>hyd</i>	1	0,58	1,96	1,44	1,96	0,79	-1,44	-5,49	-1,9	I(1)
	<i>inf</i>	1	-1,12	1,96	0,25	1,9	-1,3	-1,9	-5,7	-1,9	I(1)
	<i>m2</i>	2	0,77	1,96	1,91	1,96	0,38	-1,96	-4,51	-1,9	I(1)
	<i>m</i>	1	3,02	1,96	-	1,96	4,36	-3,53	-	-	I(0)
<i>Equation 3</i>											
	<i>- Optimal ARDL</i>										
	<i>tx</i>	2	4,87	1,96	-	1,96	-5,1	3,55	-	-	I(0)
(1.0.0.2.4,2,2)	<i>ivu</i>	2	2,17	1,96	-	1,96	3,88	-3,5	-	-	I(0)

Source: Auteurs (nos estimations sur Eviews 10)

Tableau N° 2. Résultats du test de cointégration de Pesaran et al (2001)

	<i>Test statistic</i>	<i>Value</i>	<i>Critical Value</i>	<i>significance</i>	
				<i>I(0)</i>	<i>I(1)</i>
Modèle 1	<i>F-statistic</i>	6.048923	10%	2.37	3.2
	<i>K</i>	4	5%	2.79	3.67
			2,50%	3.15	4.08
			1%	3.65	4.66
Modèle 2	<i>F-statistic</i>	11.20865	10%	2,08	3
	<i>K</i>	5	5%	2,39	3,38
			2,50%	2,7	3,73
			1%	3,06	4,15
Modèle 3	<i>F-statistic</i>	3.625580	10%	1.99	2.94
	<i>K</i>	4	5%	2.27	3.28
			2,50%	2.55	3.61
			1%	2.88	3.99

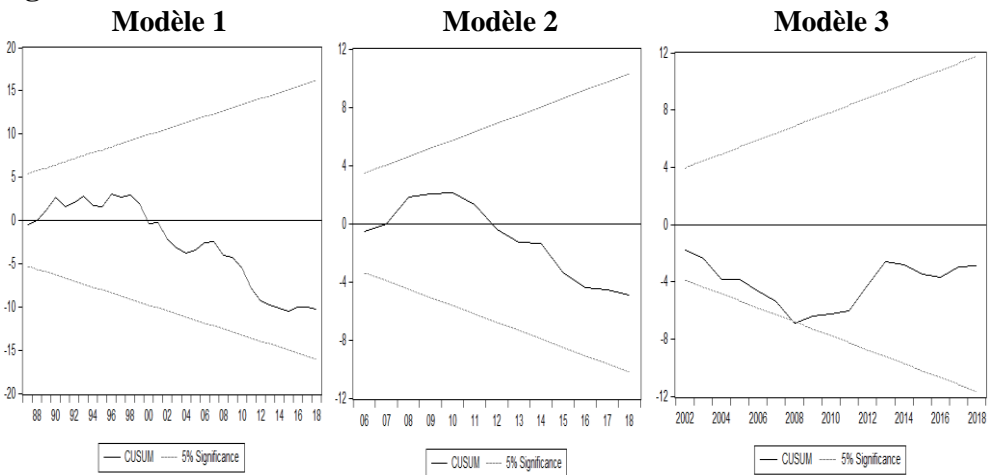
Source: Auteurs (nos estimations sur Eviews 10)

Selon la modélisation ARDL, la présence d’une cointégration entre les variables suppose une statistique de Fisher (F-statistic) supérieure à la valeur critique supérieure à I(1). Si la F-statistic est inférieure à la borne critique inférieure à I(0), l’hypothèse de l’absence de cointégration entre variables ne peut être rejetée. Dans le cas où cette statistique se situe entre la borne inférieure et la borne supérieure à la valeur critique, l’hypothèse d’existence ou d’absence de cointégration entre variables est incertaine (Pesaran et al., 2001). D’après les résultats de notre estimation, le bounds test confirme l’existence d’une relation de long terme entre les variables

étudiées puisque les valeurs de la statistique de Fisher (f-statistic) des trois tests (6,048 9, 11,208 6, 3,626 5) sont supérieures aux limites supérieures respectives (3,2 ; 3 ; 2,94). Nous rejetons donc l'hypothèse d'absence d'effets de long terme des composantes budgétaires sur l'inflation.

Les tests diagnostiques réalisés pour la vérification de la stabilité et robustesse du modèle ARDL représenté par les trois équations indiquent des résultats satisfaisants. Le premier test consiste à vérifier le niveau de constance des paramètres du modèle estimé. Il est réalisé à base du test de stabilité de CUSUM (Cumulative Sum) développé par Brown et al., (1975). La courbe de la somme cumulée des résidus récurrents se situe entre les deux lignes critiques à 5 %, ce qui signifie que les paramètres du modèle sont stables sur toute la période étudiée et donc, une relation de long terme stable entre l'inflation et les composantes budgétaires (Figure 1).

Figure N° 1. Résultats du test du CUSUM



Source: Auteurs (nos estimations sur Eviews 10)

Le second test réalisé consiste à vérifier le niveau de validité du modèle estimé. Les résultats affichés dans le tableau 3 indiquent que la probabilité associée à chaque test est supérieure au seuil de 5 %, ce qui suppose l'acceptation de l'hypothèse nulle d'absence d'auto corrélation sérielle des erreurs de type Breusch-Godfrey et d'homoscédasticité de type Pagan-Godfrey. Les tests de normalité de Jarque-Bera montrent que les variables étudiées suivent une loi normale (P-value supérieure à 5 %). Enfin, le test RESET de Ramsey confirme la forme fonctionnelle du modèle estimé. Les trois modèles estimés sont alors globalement validés et significatifs. La relation entre les composantes budgétaires et l'inflation est donc confirmée.

Tableau N° 3. Résultats des tests de validité des modèles

		<i>Modèle 1</i>		<i>Modèle 2</i>		<i>Modèle 3</i>	
<i>Test statistics</i>	<i>tests</i>	<i>F- Version</i>	<i>P-value</i>	<i>F- Version</i>	<i>P- value</i>	<i>F- Version</i>	<i>P-value</i>
<i>Autocorrelati on</i>	<i>Breusch- Godfrey</i>	0,327	0,667	0,554	0,59	9,025	0,52
<i>Hétéroskédas ticité</i>	<i>Breusch- Pagan- Godfrey</i>	2,814	0,032	0,746	0,73	1,285	0,31
<i>Normalité</i>	<i>Jarque- Bera</i>	-	0,863	-	0,92	-	0,38
<i>Specification</i>	<i>Ramsey (Fisher)</i>	2,431	0,129	2,658	0,13	12,501	0

Source: Auteurs (nos estimations sur Eviews 10)

Relativement à la dynamique de court terme, le tableau 4 ci-dessous montre que tous les coefficients d'ajustement (CointEq (-1)) sont statistiquement significatifs (Prob=0) à un niveau de 5 % et ils ont tous des signes négatifs. À travers la lecture des données du tableau 4 ci-dessous, il s'avère que pour le premier modèle la seule relation de court terme avérée est celle de la masse salariale avec un coefficient de (0,658 522) positivement corrélé avec la consommation finale. Cela pourrait s'expliquer par les effets de richesse procurés par le revenu disponible suite à la perception des salaires. À ce niveau, remarquons qu'aucune allusion n'est faite au regard de la nature des salaires qu'ils soient publics ou privés. La fiscalité ne semble pas, selon ces résultats, affecter la consommation finale des ménages. Cela nous permet de faire ressortir deux faits majeurs : i) le premier étant que le revenu disponible des ménages n'est pas affecté considérablement par la fiscalité, ce que nous pouvons renvoyer à la qualité passoire de la collecte à l'informel et à des taux d'imposition négligeables ; ii) le second, en rapport avec notre problématique, si la fiscalité n'affecte pas la consommation finale, cela nous dit-on sur l'usage de la fiscalité comme instrument budgétaire de viabilisation de la contrainte inter-temporelle de l'État «non ricardien». Quant au deuxième modèle, celui-ci révèle que l'exportation des hydrocarbures, l'inflation ainsi que les importations jusqu'à trois retards expliquent la croissance économique. Le modèle 3 révèle l'existence d'une relation de court terme entre la majorité des variables explicatives et l'inflation.

Tableau N° 4. Résultats des coefficients de court terme

	<i>Variable</i>	<i>Coefficient</i>	<i>t-Statistique</i>	<i>Prob.</i>
Modèle 1				
	<i>D(ms)</i>	0.658522	5.507436	0.0000
	<i>CointEq (-1)*</i>	-0.115009	-5.833112	0.0000
Modèle 2				
	<i>D(hyd)</i>	1.430554	9.498650	0.0000
	<i>D(inf)</i>	1.085152	9.484215	0.0000
	<i>D(m)</i>	-0.490137	-2.038193	0.0624
	<i>D(m(-1))</i>	0.892381	3.740263	0.0025
	<i>D(m(-2))</i>	0.764464	3.991038	0.0015
	<i>D(m(-3))</i>	1.528516	6.671529	0.0000
	<i>CointEq (-1)*</i>	-1.218411	-10.70855	0.0000
Modèle 3				
	<i>D(cf)</i>	-0.285118	-1.808586	0.0882
	<i>D(m2)</i>	-0.422905	-4.228524	0.0006
	<i>D(m2(-1))</i>	-0.372230	-3.340627	0.0039
	<i>D(m2(-2))</i>	-0.335657	-2.975896	0.0085
	<i>D(m2(-3))</i>	-0.216831	-2.300238	0.0344
	<i>D(df)</i>	1.160921	4.525867	0.0003
	<i>D(df(-1))</i>	-0.857331	-3.749353	0.0016
	<i>D(de)</i>	0.835827	3.426256	0.0032
	<i>D(de(-1))</i>	0.801675	3.471432	0.0029
	<i>CointEq (-1)*</i>	-0.984920	-6.399041	0.0000

D, fait référence à la différence première des variables considérées.

CointEq (-1), comme résidu retardé issu de l'équation d'équilibre de long terme.

Source: Auteurs (nos estimations sur Eviews 10)

À long terme, la fiscalité entretient une relation négative avec la consommation des ménages contrairement à sa relation de court terme. De même, la dépense de fonctionnement et la masse salariale sont tous deux en rapport avec la consommation finale. Le modèle 2 illustre une relation de long terme, positivement corrélée avec la croissance économique, hormis les importations qui entretiennent une relation inverse. Cela peut s'expliquer par l'approche par la dépense relative aux calculs de PIB. Il est donc intuitif que lorsque l'importation augmente la valeur du PIB diminue et vice-versa. Le modèle 3, quant à lui révèle que la dépense de fonctionnement et la consommation finale, sont positivement corrélées avec l'inflation, chose qui est en parfaite adéquation avec notre socle théorique.

Tableau N° 5. Résultats des coefficients de long terme

	<i>Variables</i>	<i>Coefficient</i>	<i>t-Statistic</i>	<i>Prob.</i>
Modèle 1				
	<i>fisc</i>	-5.952210	2.240947	0.0321
	<i>df</i>	2.247818	1.389170	0.1744
	<i>ms</i>	0.994085	-1.058981	0.2975
	<i>c</i>	-0.554104	-0.957627	0.3454
Modèle 2				
	<i>de</i>	0.992488	-2.624541	0.0210
	<i>hyd</i>	0.693003	3.590347	0.0033
	<i>inf</i>	1.397307	3.827636	0.0021
	<i>m2</i>	0.466879	2.216587	0.0451
	<i>m</i>	-0.809414	-3.462608	0.0042
	<i>c</i>	-0.172655	-0.961060	0.3541
Modèle 3				
	<i>tx</i>	-0.000985	-2.558317	0.0204
	<i>ivu</i>	-0.004320	-0.367224	0.7180
	<i>cf</i>	0.399218	1.869306	0.0789
	<i>m2</i>	-0.112900	-1.162481	0.2611
	<i>df</i>	1.269320	2.845731	0.0112
	<i>de</i>	1.416498	4.347270	0.0004
	<i>c</i>	-0.397895	-3.333066	0.0039

Source: Auteurs (nos estimations sur Eviews 10)

Cependant, la dépense d'équipement ne semble pas réduire l'inflation à long terme, mais l'augmente. Cela est réfuté par la théorie économique qui stipule que lorsque la dépense d'équipement augmente la quantité de biens et services relative à ces investissements doit augmenter. Or, ce n'est pas le cas selon le résultat. Nous pouvons l'expliquer par les quantités d'offres résiduelles issues des investissements, relativement aux investissements en équipements importés. Quand le taux de change augmente et la valeur unitaire à l'importation augmente également, les dépenses d'équipement représentent un biais inflationniste.

Si nous avons démontré jusqu'à présent l'existence d'une corrélation positive à long terme entre les variables budgétaires et l'inflation, il nous reste maintenant de vérifier la nature causalité qui peut exister entre ces dernières. Cela nous conduit à l'examen du test de causalité au sens de Granger par une estimation économétrique.

Tableau N° 6. Résultats du test de causalité de Granger

<i>Les hypothèses nulles</i>	<i>Prob.</i>

Modèle 1

<i>cf(-1) does not granger cause df(-1)</i>	0.0201
<i>ms does not granger cause cf(-1)</i>	0.0004

Modèle 2

<i>hyd(-1) does not granger cause x(-1)</i>	0.0436
<i>x(-1) does not granger cause inf(-1)</i>	0.0908
<i>x(-1) does not granger cause m2(-1)</i>	0.0311
<i>hyd(-1) does not granger cause de(-1)</i>	0.0187
<i>de(-1) does not granger cause hyd(-1)</i>	0.0504
<i>hyd(-1) does not granger cause m2(-1)</i>	0.0480
<i>inf(-1) does not granger cause m2(-1)</i>	0.0250

Modèle 3

<i>inf(-1) does not granger cause tx</i>	0.0710
<i>inf(-1) does not granger cause m2(-1)</i>	0.0250
<i>df(-1) does not granger cause inf(-1)</i>	0.0934
<i>tx does not granger cause cf(-1)</i>	0.0843
<i>df(-1) does not granger cause tx</i>	0.0242
<i>cf(-1) does not granger cause m2(-1)</i>	0.0027
<i>cf(-1) does not granger cause df(-1)</i>	0.0731
<i>cf(-1) does not granger cause de(-1)</i>	0.0039

Source: Auteurs (nos estimations sur Eviews 10)

Le tableau 6 illustre l'ensemble des causalités avérées entre les différentes variables utilisées dans les trois modèles. L'existence d'une relation causale est décelée lorsque la probabilité de l'hypothèse nulle est rejetée. Statistiquement, la probabilité devrait être inférieure à 5 % (0.05).

Ainsi, les dépenses de fonctionnement causent la consommation finale qui à son tour causée par la masse salariale. Quant à la croissance économique, celle-ci est causée par les exportations des hydrocarbures puisque près de la moitié de la valeur de PIB «optique valeur ajoutée » est constituée par la valeur ajoutée des hydrocarbures. Contrairement à Touami et Bouyacoub (2016) qui soulignent l'existence d'un effet positif et significatif des dépenses budgétaires sur la croissance économique, les résultats de notre estimation montrent que les dépenses budgétaires d'équipement et la consommation finale ne causent pas la croissance. Cela étant en parfaite adéquation avec les résultats obtenus par Ali Benyahia (2017) pour l'impact des dépenses d'équipement et Yagoub (2015) pour l'impact des dépenses d'équipement et de fonctionnement. En fait, la croissance du PIB réalisée n'est pas issue d'une dynamique économique

endogène, comme le soulignent Touami et Bouyacoub (2016), mais plutôt par l'importance de la contribution du secteur des hydrocarbures. De même, la consommation finale des ménages qui ne représente pas un moteur de croissance nationale selon « la théorie de la demande effective de Keynes ». Le recours aux importations au détriment d'une production locale rend la consommation des ménages algériens, un maillon plébiscité pour les pays fournisseurs de l'Algérie. Cela bien évidemment n'est pas fortuit puisque la variable de la consommation caractérise dans notre étude un effet de richesse qui devrait au conditionnel être affecté par les dépenses publiques de fonctionnement. À son tour cette croissance cause le niveau des prix. Le modèle 3 révèle une relation de causalité entre les dépenses de fonctionnement et l'inflation. Cela peut s'expliquer par des effets de richesses générées par les salaires du secteur public, dont le résultat est corroboré par la causalité entre la masse salariale et la consommation finale des ménages. Il y a là, bien entendu, une extrapolation quant à l'origine de la masse salariale dont la répartition est supposée être équitable entre le secteur public et privé.

5. Conclusion :

L'objectif de la présente étude est de vérifier empiriquement les effets de long terme et les effets de court terme de certaines variables budgétaires sur l'inflation en Algérie pour la période allant de 1980 jusqu'à 2018. Elle s'est basée sur un socle théorique quasi exhaustif, adossé à une modélisation ARDL combinée avec les tests de CUSUM. Cette dernière nous a permis, dans un premier temps, de confirmer l'existence d'une relation de cointégration entre les variables étudiées, ce qui a rendu possible l'estimation de cette relation à court terme et à long terme.

Les résultats de l'estimation montrent qu'un effet de richesse est avéré par une relation directe entre la consommation finale et l'inflation, d'une part, et d'une relation indirecte passant par les dépenses de fonctionnement et la masse salariale, d'autre part. Cela dit, la dépense de fonctionnement est tributaire de la consommation finale des ménages, ce qui alimente une tension sur la demande ainsi que sur l'inflation. Cet effet de richesse n'est pas dû uniquement aux dépenses de fonctionnement, mais aussi à la fiscalité ordinaire à long terme. De même, pour la masse salariale à court terme qui cause le niveau de la consommation finale. Concernant les effets du PIB sur l'inflation, ce canal étant direct et indirect. En effet, le

modèle révèle une causalité directe entre le PIB et l'inflation et indirecte entre les dépenses d'équipement à long terme, la croissance économique et l'inflation. Ces mêmes dépenses d'équipement sont en relation directe avec l'inflation. Ainsi, nous pouvons conclure que les composantes budgétaires (dépenses de fonctionnement et dépenses d'équipement) sont impliquées dans le processus d'inflation en Algérie.

Se basant sur les résultats de l'étude, la relation entre la dépense de fonctionnement, la consommation finale et l'inflation ne doit pas être analysée par la théorie de l'absorption qui stipule que la politique d'austérité peut avoir des effets désinflationniste importants. Pour des raisons de croissance économique, il est recommandé, premièrement, de garder un degré de proportionnalité stable entre les dépenses d'équipement et de fonctionnement pour que la tension générée par les charges de fonctionnement soit estompée par un équivalent en matière de production locale de biens et services. Comme deuxième recommandation, celle-ci va dans le sens de qui stabilise l'inflation. Nous avons des sentiers différents en termes d'agrégats macroéconomiques mobilisés et en ce qui concerne la nature juridique qu'elle soit privée ou publique. Si la politique de stabilisation des prix est opérée par le secteur public, cela dit, la dépense de fonctionnement doit être réduite au détriment de la consommation finale des ménages. Celle-ci va se réduire, ce qui probablement induit une baisse de l'inflation. Le coût de cette politique est social puisqu'elle conduit vers la réduction du revenu disponible des ménages. Mais, si on réduit la consommation finale par des augmentations d'impôts, cela va donner une marge de manœuvre importante aux dépenses de fonctionnement, mais augmente, parallèlement, le taux d'imposition. Cette dernière opération peut avoir des effets d'évictions importants sur le secteur privé. On assiste alors à un nouveau paradigme où le caractère expansionniste des dépenses publiques induit systématiquement des tensions sur l'offre privée. Ainsi, il est dans la latitude du gouvernement de choisir la politique appropriée selon les courants de pensée adoptés et les objectifs macroéconomiques assignés.

6. Liste Bibliographique:

Ahmad, A. H., & Aworinde, O. B. (2019). Are fiscal deficits inflationary in African countries? A new evidence from an asymmetric cointegration analysis. *North American Journal of Economics and Finance*, 50(June), 100999.

Ali, K., & Khalid, M. (2019). Sources to finance fiscal deficit and their impact on inflation: A case study of Pakistan. *Pakistan Development Review*, 58(1), 27–43. 3.

Banque d'Algérie, rapports annuels, 2003; 2008; 2012; 2017;

Banque d'Algérie, statistiques trimestrielles, mars 2019;

Banque d'Algérie, belettins statistiques, série rétrospective, statistiques monétaires 1964-2005, juin 2006;

Barro, R. J. (1974). Are government bonds net wealth? *Journal of Political Economy*, 82(6), 1095–1117.

Bouyacoub, B et Touami, S. (2016). La politique économique et la croissance en Algérie : Analyse économétrique 2000-2014. *Revue algérienne de développement économique* n° 4 /Juin 2016, 15-29;

Bouza, F., & Sharaf, S. (2018). the Relationship Between Budget Deficit and Inflation in Syria for the Period (1990-2010). *International Journal of Advanced Research*, 6(9), 47–56.

Cloyne, J. (2014). Government spending shocks , wealth effects and distortionary taxes (CFM-DP2014-13). London, UK. Retrieved from

Direction générale du Trésor (DGT), rapport SROT 2018;

Direkçi, T. (2006). Effets macro-économiques des déficits publics: étude de la turquie. université de çukurov;

Engle, R et Granger, C (1987). Co-integration and error correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.

Friedman, M. (1968). The Role of Motary Policy. *The American Economic Review*, LVIII(March), 1–17. Khan, H., Marimuthu, M., & Lai, F.-W.

(2020). Fiscal Deficit and Its Less Inflationary Sources of Borrowing with the Moderating Role of Political Instability: Evidence from Malaysia. *Sustainability*, MDPI, 12(1), 366.

Pesaran, M.H, Shin, Y et Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326.

Phillips P, Hansen B. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression With I(1) process. *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99–125.

Nguyen, T. T. H., & Nguyen, D. T. (2010). Macroeconomic Determinants of Vietnam's Inflation 2000-2010 : Evidence and Analysis (No. (VEPR Working Paper WP-09). Vietnam Centre for Economic and Policy Research;

- Nikoloski, A., & Nedanovski, P. (2017). Influence Of Budget Deficit On Economic Growth : The Case Of The Republic Of Macedonia. *The Journal of Accounting and Finance*, 116–127;
- Olarewaju, J. O., & Atolagbe, O. (2018). Munich Personal RePEc Archive Empirical analysis of fiscal dominance and the conduct of monetary policy in Nigeria. Munich Personal RePEc Archive, (88786), 1–14. Retrieved from ONS, chapitre 12: finances publiques, rétrospective 1962-2011;
- Sargent, T. J., & Wallace, N. (1981). Some Unpleasant. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, (Fall), 1–17. Retrieved from
- Yagoub, M. (2015). L'incidence des dépenses publiques « fonctionnements et d'équipements » sur la croissance économique en Algérie à l'aide de modèle ECM. *Revue DIRASSAT – numéro économique*, 6(2), 277-288;
- Vuyyuri, S., & Seshaiyah, S. V. (2004). Budget Deficits and Other Macroeconomic Variables in India. *Applied Econometrics and International Development*, 4(1), 37–54;
- Woodford, M. (1995). Price-level determinacy without control of a monetary aggregate. *Carnegie-Rochester Confer. Series on Public Policy*, 43(C), 1–46.
- Zidelkhil, H., & Mouhoubi, A. (2020). analyse du financement non conventionnel en Algérie. *Al-riyada for Business Economics Journal*, 06(01), 348–363.