

Étude de la relation de Causalité entre l'inflation et les dépenses publiques Cas du Maroc

Study of the Causality Relationship between Inflation and Public Expenditures Case of Morocco

El Rhzaoui Chaimae

Chercheuse en science économique à la FSJS souissi , Université Mohammed V -Rabat

Laboratoire de recherche :Compétitivité et performance des entreprises

chaimae.elrhzaoui@um5s.net.ma

Khariss Mohammed

Professeur d'enseignement supérieur à l'Université Mohammed V -Rabat

Laboratoire de recherche :Compétitivité et performance des entreprises

m.khariss@um5s.net.ma

Date de soumission : 07/12/2020

Date d'acceptation : 08/01/2021

Pour citer cet article :

EL RHZAOUI C. & KHARISS M. (2021) «Étude de la relation de Causalité entre l'inflation et les dépenses publiques Cas du Maroc», Revue Française d'Economie et de Gestion «Volume 2 : Numéro 1» pp : 52- 69.

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons Attribution License 4.0 International License



Résumé

L'étude de la causalité entre l'inflation et les dépenses publiques a fait couler beaucoup d'encre et a suscité la curiosité d'une panoplie de chercheurs, qui se sont dévoués à piocher davantage dans cette relation. Granger (1969, 1979) en fait partie. Notre présente étude s'articule autour de l'analyse de la relation entre l'inflation et les dépenses publique, pour le cas marocain sur une période allant de 1980 jusqu'à 2019. Toutefois, faute de données statistiques se rattachant à l'année 2020 créant ainsi un gap au niveau de notre étude, nous allons nous arrêter à l'année 2019, mais la logique de l'étude sera pour nous une base fondée pour anticiper la tendance de ces deux variables à l'ère de la pandémie. Pour ce faire on fera appel au modèle VAR défendu par le théoricien susmentionné. Après avoir achevé notre analyse, on a abouti à une présence d'une relation de causalité unidirectionnelle entre les dépenses publiques et l'inflation. Autrement dit, l'accroissement des dépenses publiques cause l'inflation pour le cas de l'économie marocaine. Tandis que l'inflation, ne cause en aucun cas l'accroissement des dépenses publiques d'après nos résultats.

Mots clés : Causalité ; Dépenses publiques ; Inflation ; Modèle VAR ; Racine unitaire .

Introduction

De prime à bord, la relation entre les dépenses publiques et l'inflation ne cesse de foisonner sur l'autel macro-économique des pays du monde entier. Jusqu'au jour d'aujourd'hui la relation entre ces deux variables continue à être sujet de plusieurs débats car elle constitue la pierre angulaire des principales décisions économiques. Cependant, La tendance des dépenses publique est tributaire de la situation budgétaire du pays, c'est la raison pour laquelle l'état se voit toujours dans l'obligation de serrer ou desserrer l'étau du niveau des dépenses publiques, variable agissant directement sur le taux d'inflation. Toutefois, les économistes ne sont pas tous du même avis quant à l'utilité de cette intervention consistant à réguler les dépenses publiques pour relancer l'économie. A titre d'exemple, les économistes Keynésiens soutiennent l'intervention de l'état en matière des dépenses publiques pour relancer l'économie et atteindre le plein emploi. Selon eux, pour aboutir à cette situation et rétrécir le cercle du sous-emploi, l'état doit emprunter le chemin de l'augmentation de ses dépenses publiques car cela permettra de stimuler la demande effective et donc l'augmentation de la production qui à son tour conduira à la création d'emploi permettant ainsi d'assouvir les besoins latents. Équation qui aura comme résultat l'absorption du chômage et la stimulation de la croissance. Les économistes néo-classiques par contre, n'adhèrent pas à ce raisonnement s'appuyant sur l'accroissement des dépenses publiques pour relancer l'économie. Car selon eux, cela causera tout simplement une hausse de l'inflation. Or, cette dernière peut avoir des effets négatifs pour l'économie comme ; la réduction du pouvoir d'achat des ménages à revenus constants.

Le but de ce présent article est d'étudier la relation de causalité entre l'inflation et les dépenses publiques de l'économie marocaine. Pour ce faire, nous allons opter pour la problématique suivante : Dans quelle mesure les dépenses publiques impactent-elles l'allure de l'inflation? Pour mener à bien notre raisonnement nous avons éclaté la problématique en sous question :

- **Existe-t-il un lien de causalité entre les variables susmentionnées ? (cas du Maroc)**
- **La trajectoire de cette relation causale serait -elle unidirectionnelle ou bidirectionnelle ?**

Le présent article sera éclaté en trois sections. la première section, consiste à présenter une esquisse de la revue de littérature, traitant la relation entre l'inflation et dépenses publiques. La deuxième section portera sur la présentation des données et la méthodologie utilisée. la

troisième et dernière section, sera consacrée aux résultats et analyses des résultats. Pour boucler notre analyse, une conclusion sera de mise synthétisant toutes les étapes de cette étude.

1. Revue de la littérature

La littérature se rapportant au sujet de la relation entre l'inflation et les dépenses publiques est assez riche. Plusieurs études empiriques ont été menées à ce sujet. Toutefois, les résultats aboutit à ce sujet sont assez mitigés et loin d'être conclusifs. Certaines études empiriques ont montré qu'il existe une relation positive entre l'inflation et dépenses publiques. on peut citer celle de Ezirim, Muoghal & Elike (2008). Qui ont traité la relation entre ces deux variables pour le cas des Etats-Unis, et sur une période s'étalant de 1970 jusqu'à 2002. Ils ont démontré que ces deux variables évoluent dans le même sens et ont également étudié la relation de causalité entre ces deux variables. Ils sont parvenus alors, à la conclusion selon laquelle il y a une présence d'une relation de causalité bidirectionnelle entre l'inflation et l'évolution des dépenses publiques aux Etats-Unis. Magazzino Cosimo (2011) quant à eux, ils ont traité cette relation pour le cas des pays méditerranéens durant la période 1970-2009. En se référant à la méthode de cointégration et test de causalité au sens de Granger et ont pu avancer la conclusion selon laquelle il y'a une relation de causalité bidirectionnelle à court terme entre l'inflation et les dépenses publiques pour le cas de l'Italie. Toutefois, ils ont abouti à une relation de causalité unidirectionnelle allant de l'inflation vers les dépenses publiques à long terme pour le cas du Portugal. En effet, une relation de causalité unidirectionnelle a été défendue par ces théoriciens prouvant l'impact des dépenses publiques sur l'inflation pour le cas de la France, du Chypre, de Malte et de l'Espagne à court terme.

Mohammad, Lal & Hussain (2009) ont mené une étude sur la relation de long terme entre l'inflation, les dépenses publiques et la croissance économique pour le cas du Pakistan durant la période 1977-2009. Ils ont utilisé le test de cointégration de Johansen et test de causalité de Granger. Ils ont parvenus à une conclusion selon laquelle, à long terme il existe une relation négative entre l'inflation, les dépenses publiques et la croissance économiques. Ils ont avancé aussi que cette relation négative vient du fait que la plupart des dépenses publiques pour le cas du Pakistan n'est pas liées au développement et que l'inflation est due à un choc d'offre défavorable. Olayungbo (2013) quant à lui a étudié la relation causale d'asymétrie entre les dépenses publiques et l'inflation au Nigeria allant de 1970 jusqu'à 2010. Ils ont utilisé le test

de causalité de Granger à l'aide d'un modèle VAR, prouvant ainsi que l'inflation cause une fluctuation au niveau des dépenses publiques.

2. Données et méthodologie

2.1 Données

Toutes les données proviennent de la banque mondiale. Faute de données nous avons arrêté notre étude à l'année 2019. Les données sont annuelles et s'étalent de 1980 à 2019. Deux variables font l'objet de cette étude empirique : le taux d'inflation que sera abrégée par « inf » tout au long de cet article. Il correspond à la variation annuelle de l'indice des prix à la consommation. La deuxième variable est relative taux d'évolution des dépenses publiques qui vont être noté par « tx_dp ». Ce dernier correspond d'après les données de la banque mondiale au pourcentage annuel de la croissance des dépenses de consommation finale du gouvernement basé sur les devises locales constantes. Les dépenses de consommation finales du gouvernement (consommation générale du gouvernement) regroupent toutes les dépenses courantes du gouvernement pour des achats de biens et services (y compris la rémunération des employés). Ces dépenses tiennent compte également de la plupart des dépenses pour la défense et la sécurité nationale, mais ne considèrent pas les dépenses militaires du gouvernement qui font partie de la formation de capital du gouvernement.

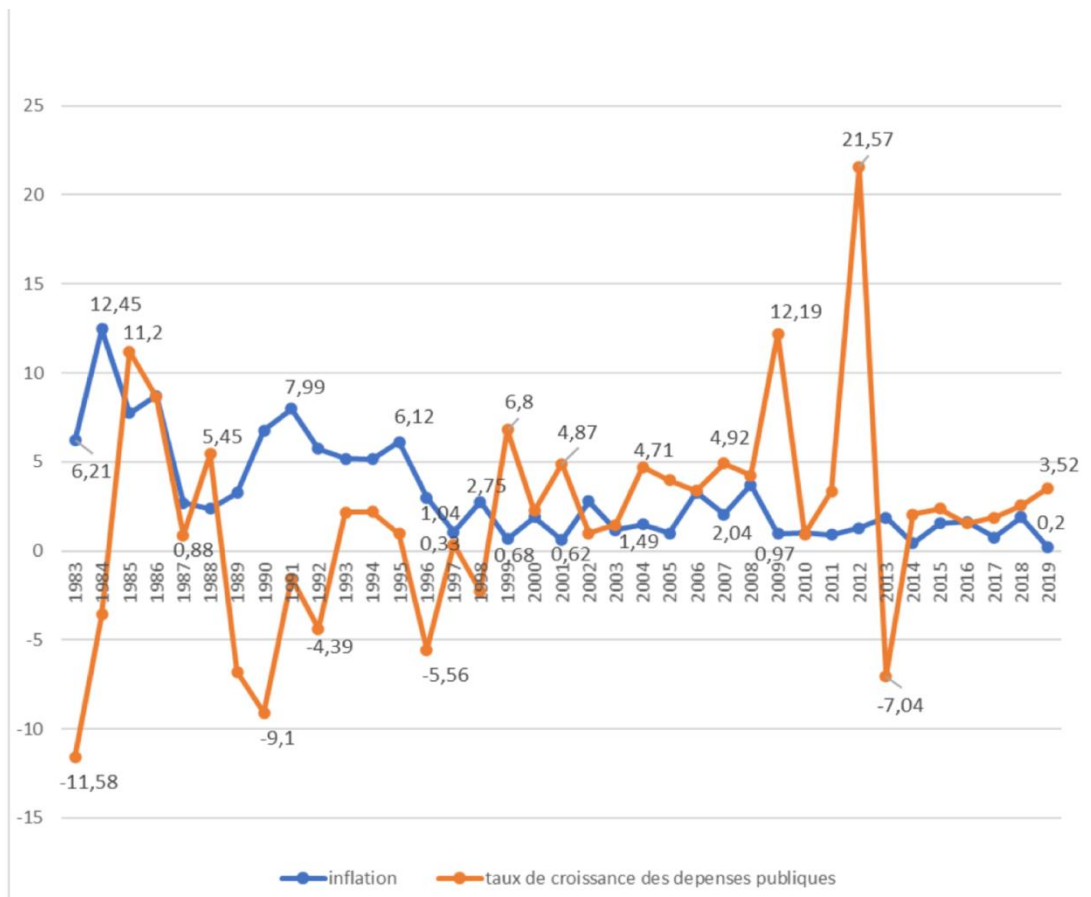
En examinant soigneusement le graphe ci-dessous, on remarque que le taux d'inflation fluctue en dessous de 15%. L'année 2019 était une année où l'inflation a atteint son niveau le plus faible, elle était autour 0.2%. L'inflation a atteint le niveau le plus élevé en 1981 avec un niveau de 12.49%. A partir de 1996 jusqu'à aujourd'hui, l'inflation fluctue légèrement et demeure en dessous de 3%.

Quant à l'accroissement des dépenses publiques, ils fluctuent en dessous de 15 % également durant toute la période de 1980 jusqu'aujourd'hui exception faite de l'année 2012 ; l'année où l'accroissement des dépenses publiques a atteint son niveau le plus élevé (évalué à 21.57%).

A travers toujours le même graphe, on fait un constat d'une relation inverse, négative éventuelle entre l'inflation et l'évolution des dépenses publiques. En effet, à des différents points de l'année, on enregistre une hausse d'inflation accompagnée par une baisse de l'accroissement des dépenses des administrations publiques. Pour citer quelques exemples, ce constat peut être clairement observé durant les années 1984, 1985, 1988, 1999 et plus

récemment en 2019.Ce sont que quelques années parmi tant d'autres. Nous allons donc jauger la présence ou non d'une relation de causalité entre l'inflation et les dépenses publiques, si cette relation se confirme on creusera davantage pour voir si c'est une relation bidirectionnelle ou unidirectionnelle.

Tendance de l'inflation et des dépenses publiques



Source : Par nos soins

3. Diagnostics de la stationnarité des variables :

Pour diagnostiquer la stationnarité des variables ; à savoir l'inflation(inf) et le taux de croissance des dépenses publiques(tx_dp), nous allons utiliser dans un premier temps une des méthodes traditionnelles qui est celle de l'analyse du corrélogramme des différentes séries qui nous permettra d'avoir des idées préliminaires sur la stationnarité de ces variables et par la suite mener un test de racine unitaire de Dickey Fuller Augmenté (Augmented Dickey Fuller (ADF) en anglais).

3.1 Test de racine unitaire (Test de Dickey Fuller Augmenté) :

Le test de Dickey est fréquemment utilisé pour tester la stationnarité d'une série. L'intérêt du test de Dickey Fuller Augmenté (1981) par rapport au test de Dickey Fuller Simple (1979) (qui impose que l'erreur soit un bruit blanc¹ et il permet de tenir compte de la présence d'autocorrélation éventuelle des résidus des modèles utilisés. Ainsi, nous allons appliquer le test de Dickey Fuller augmenté ou ADF (Augmented Dickey Fuller) sur toutes nos variables pour voir si elles sont stationnaires. Le test de Dickey Fuller Augmenté repose sur trois modèles qui sont :

$$\text{Modèle 1 : } \Delta y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{j=2}^p \phi_j \Delta y_{t-j+1} + \varepsilon_t$$

$$\text{Modèle 2 : } \Delta y_t = \rho x_{t-1} + \sum_{j=2}^p \phi_j \Delta x_{t-j+1} + c + \varepsilon_t$$

$$\text{Modèle 3 : } \Delta y_t = \rho x_{t-1} + \sum_{j=2}^p \phi_j \Delta x_{t-j+1} + c + bt + \varepsilon_t$$

$$\text{Avec } \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$$

Tous les trois modèles visant à tester l'hypothèse de la présence de racine unitaire qui est l'hypothèse nulle suivante : $H_0 : \rho = 0$

Toutefois, on veut non seulement tester la présence de racine unitaire, mais aussi distinguer entre une série stationnaire et non stationnaire et si elle est de type DS (Differency Stationnary) ou TS (Trend Stationnary) (voir annexe A.2). Pour ce faire, Dickey Fuller ont proposé une stratégie d'appliquer le test de stationnarité. En appliquant cette stratégie, on a trouvé les résultats suivants :

Toutes les deux variables sont stationnaires et donc sont intégrés d'ordre zéro (I (0)). En effet pour la variable relative au taux de croissance des dépenses publiques (Tx_dp), les t-statistiques relatives au test de racine unitaire sous les modèles 3, 2 et 1 sont respectivement -6.25, -5.81 et 2.30 qui sont toutes inférieures respectivement aux valeurs critiques de MacKinnon (1996) -3.20, -2.61 et -1.61 au seuil de 10%. Ainsi, sous tous les trois modèles, on ne peut pas accepter l'hypothèse de racine unitaire. Par conséquent, on conclut que la variable Tx_dp est stationnaire. Concernant la variable relative à l'inflation (inf), les t-statistiques

¹ Un processus $\{\varepsilon_t, \text{ avec } t = 1, \dots, n\}$ est dit bruit blanc si les variables $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_n$ sont indépendants et identiquement distribués avec une moyenne $E(\varepsilon_t) = 0$. Cela implique que les variables ont toutes la même variance σ^2 et $cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$ pour tout $i \neq j$. Lorsque ces variables suivent également une distribution normale (c'est-à-dire $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$), la série (ou le processus) est dite bruit blanc gaussien.

relatives au test de racine unitaire sous les modèles 3, 2 et 1 sont respectivement -3.97, -1.61 et -3.81 comparés respectivement aux valeurs critiques -3.20, -2.61 et -1.61 au seuil de 10%. On remarque que les modèles 3 et 1 rejettent l'hypothèse de racine unitaire car les valeurs t-statistiques respectives sont inférieures aux valeurs critiques au seuil de 10%. Seul le modèle 2 confirme l'hypothèse de racine unitaire car la t-statistique associée est supérieure à la valeur critique correspondante. Toutefois nous n'allons rejeter les résultats du modèle 2 puisque la constante qui caractérise le modèle 2, n'était pas significative. D'où, l'acceptation de la stationnarité de la variable inflation(inf).

Maintenant que nous avons confirmé que les variables sont stationnaires, l'étude de causalité entre ces deux variables peut être menée à l'aide du test de causalité au sens de Granger tout en utilisant le modèle VAR (Vector Autoregressive model).

3. 2 Spécification du modèle VAR du test de causalité au sens de Granger et procédure d'estimation

En s'inspirant de la théorie défendue de Granger (1969, 1979), nous allons spécifier un modèle VAR dans lequel nos deux variables sont toutes traitées comme des variables endogènes. Ainsi, le modèle que nous allons estimer comporte les deux équations suivantes.

$$\text{Equation 1 : } INF_{(t)} = C_1 + \sum_{i=1}^P \alpha_{i1} * INF_{(t-i)} + \sum_{j=1}^k \beta_{j1} * Tx.dp_{(t-j)} + \varepsilon_{1t}$$

$$\text{Equation 2 : } TX.DP_{(t)} = C_2 + \sum_{i=1}^P \alpha_{i2} * INF_{(t-i)} + \sum_{j=1}^k \beta_{j2} * Tx.dp_{(t-j)} + \varepsilon_{2t}$$

Avec ε_{1t} et ε_{2t} des bruits blancs non autocorrélés

Les deux équations du modèle VAR sont estimées individuellement par la méthode des moindres carrés ordinaires (Ordinary Least square (OLS) en anglais). Cette méthode repose sur la minimisation de la somme des carrés des erreurs pour chacune des deux équations (traitées chacune comme une équation de régression multiple). Autrement dit les coefficients pour les équations 1 et 2 seront estimés en minimisant respectivement la somme des carrés des erreurs $\sum_{t=1}^T \varepsilon_{1t}^2$ et $\sum_{t=1}^T \varepsilon_{2t}^2$; avec ε_{1t} et ε_{2t} respectivement les termes d'erreurs des deux modèles de régression. Pour que les équations estimées soient valides, il faut d'abord qu'ils aient des coefficients qui soient significatifs et que ces équations de régression estimées respectent les hypothèses de la méthode des moindres carrés ordinaires. En effet, cette dernière repose sur les hypothèses selon lesquelles les résidus pour chaque équation doivent

être non autocorrélés, ils doivent être homoscédastiques (même variance), et doivent suivre une distribution normale. Ces équations doivent avoir également des résidus qui soient stationnaires. Cette hypothèse est faite par le modèle VAR lui-même. Ceci dit, pour valider les résultats des estimations des deux équations, nous serons amenés à faire des diagnostics ou tests sur les résidus (test d'autocorrélations, test d'hétéroscédasticité, test de normalité et stationnarité des résidus) du modèle VAR.

3.3 Formulation des hypothèses du test de causalité entre l'inflation et la croissance des dépenses publiques :

On dit que l'accroissement des dépenses publiques (Tx_{dp}) ne cause pas l'inflation (inf) lorsque l'hypothèse nulle suivante est acceptée :

$$H_0 : \beta_{11} = \beta_{21} = \dots = \beta_{k1} = 0 \text{ (Équation 1).}$$

L'inflation, quant à elle ne cause pas à son tour l'accroissement des dépenses publiques lorsque l'hypothèse nulle suivante est acceptée :

$$H_0 : \alpha_{12} = \alpha_{22} = \dots = \alpha_{p2} = 0 \text{ (Équation 2).}$$

D'où l'étude de causalité entre les deux variables revient finalement à tester les deux hypothèses ci-dessus. Pour pouvoir tester ces hypothèses, le test de Fisher classique (Test de Wald) sera utilisé. Si les résultats, nous conduisent à rejeter les deux hypothèses, on conclura qu'il existe une relation de causalité bidirectionnelle entre ces deux variables. Dans le cas où on ne rejette une seule hypothèse, on saura qu'il existe une relation de causalité unidirectionnelle (avec une précision de la direction de la causalité) entre les variables considérées. Enfin si on accepte les deux hypothèses, on conclut qu'il n'existe pas une relation de causalité entre l'inflation et l'accroissement des dépenses publiques.

4. Résultats de l'estimation du modèle VAR et analyses

Avant d'estimer le modèle VAR, il est très important de choisir un nombre de retard optimal à intégrer dans le modèle. Pour ce faire, nous allons utiliser les critères FPE (Final Prediction Error), AIC (Akaike Information Criteria), SC (Schwarz Information Criteria), HQ (Hannan-Quinn Information Criteria). D'après les résultats ci-dessous, tous les critères nous conseillent de retenir le nombre de retard optimal à 2 à l'exception du critère SC ; qui lui recommande de

garder un seul retard (voir la table ci-dessous, le symbole « * » indique l'ordre de retard sélectionné par le critère). Ainsi, nous allons garder le nombre de retards à 2.

Sample: 1980 2019

Included observations: 37

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-207.7409	NA	287.6140	11.33735	11.42442	11.36805
1	-194.3460	24.61771	173.2044	10.82951	11.09074*	10.92161
2	-188.6013	9.936690*	158.0293*	10.73521*	11.17059	10.88870*
3	-188.0051	0.966875	191.0754	10.91919	11.52873	11.13408

* 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

A l'aide du nombre de retard fixé à 2, l'estimation du modèle VAR se présente comme suit :

Sample (adjusted): 1982 2019

Included observations: 38 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

	INF	TX_DP
INF(-1)	0.271848 (0.14762) [1.84152]	0.098502 (0.50438) [0.19529]
INF(-2)	0.361915 (0.13335) [2.71412]	-0.443282 (0.45560) [-0.97297]
TX_DP(-1)	-0.107103 (0.05140) [-2.08357]	0.031916 (0.17563) [0.18172]
TX_DP(-2)	-0.097856 (0.05319) [-1.83962]	-0.051263 (0.18175) [-0.28206]
C	1.308700 (0.54508) [2.40091]	3.301869 (1.86238) [1.77293]
R-squared	0.682099	0.046243
Adj. R-squared	0.643565	-0.069364
Sum sq. resids	108.2805	1264.036
S.E. equation	1.811416	6.189031
F-statistic	17.70145	0.400005
Log likelihood	-73.81530	-120.5048
Akaike AIC	4.148174	6.605514
Schwarz SC	4.363646	6.820985

Ainsi, les équations estimées s'écrivent comme suit :

Equation 1 :

$$INF_{(t)} = 1.31 + 0.27 * INF_{(t-1)} + 0.36 * INF_{(t-2)} - 0.11 * TX.DP_{(t-1)} - 0.097 * TX.DP_{(t-2)}$$

[2.40] [1.84] [2.71] [-2.08] [-1.84]

Equation 2 :

$$TX.DP_{(t)} = 3.30 + 0.098 * INF_{(t-1)} - 0.44 * INF_{(t-2)} + 0.03 * TX.DP_{(t-1)} - 0.05 * TX.DP_{(t-2)}$$

[1.77] [0.19] [-0.97] [0.18] [-0.28]

Les valeurs entre crochets représentent les t-statistique de student pour les coefficients estimés. On remarque que dans l'équation 1, les coefficients qui sont significatifs sont ceux qui sont associés aux variables $INF_{(t-2)}$ et $TX.DP_{(t-1)}$, car les t-statistiques correspondants sont supérieurs en valeur absolue à la critique 1.96 au seuil de 5%. Toutefois, l'équation 2 n'a aucun coefficient qui est significatif, car tous les t-statistiques des coefficients de cette équation sont inférieurs à la valeur critique 1.96 au seuil de 5%.

On note que le modèle VAR estimé est stable. En effet, les inverses des racines du polynôme caractéristique du modèle AR (voir Lütkepohl (1991)) sont à l'intérieur du cercle unité (voir annexe (B.1)). Il n'existe pas une autocorrélation entre les résidus. Car les p-values associées à l'hypothèse nulle selon laquelle il n'y pas d'autocorrélation des erreurs du retard 1 à 2 (annexe B.2) sont respectivement 0.8985 et 0.7757 qui sont toutes supérieures au seuil de 5%. Donc on accepte l'hypothèse qui infirme l'existence d'autocorrélation des erreurs au niveau du modèle. Les résidus de l'équation 1 suivent une distribution normale, par contre les résidus de l'équation 2 ne le sont pas. En effet, les p-values associées à l'hypothèse selon laquelle les résidus de l'équation 1 et 2 soient normaux sont respectivement 0.3203 (supérieure à 5%) et 0.0238 (inférieure à 5%). Le test d'hétéroscédasticité de white pour des résidus des équations 1 et 2 donnent les résultats suivants (Annexe B.4) : les résidus de l'équation 1 ne sont pas homoscédastiques car les p-values associées à l'hypothèse nulle d'homoscédasticité sont toutes inférieures à 5%. Par contre les résidus de l'équation sont homoscédastiques car les p-values associées à l'hypothèse nulle d'homoscédasticité sont toutes supérieures au seuil de 5% (voir annexe B.4).

4.1 Analyse des résultats du test de causalité entre l'inflation et l'accroissement des dépenses publiques :

D'après les résultats du test de causalité (Annexe C), la première hypothèse selon laquelle l'accroissement des dépenses publiques (Tx_{dp}) ne cause pas l'inflation (inf) est rejetée effet la p-value associé au test de Fisher classique est égale à 0.0352 qui est inférieure au seuil de 5%. Par contre la deuxième hypothèse selon laquelle l'accroissement des dépenses publiques ne cause pas l'inflation est acceptée. Car la p-value associé au test de Fisher est égale à 0.4777 qui est supérieure au seuil de 5%. D'où la conclusion de la présence d'une relation de causalité unidirectionnelle montrant ainsi des dépenses publiques causent l'inflation. Autrement dit, l'accroissement des dépenses publiques cause l'inflation pour le cas du Maroc. Toutefois, la relation de causalité inverse n'est pas vérifiée d'après nos résultats de test de causalité.

Conclusion

L'objectif de cet article est d'étudier la relation de causalité entre l'inflation et les dépenses publiques notamment pour le cas de l'économie marocaine. Pour ce faire nous avons d'abord diagnostiquer la stationnarité des deux variables de l'étude en utilisant le test de Dickey Fuller Augmenté (ADF). D'après les résultats du test de stationnarité, on conclut que ces variables sont stationnaires et donc intégrées d'ordre 0. Grâce à la confirmation de la stationnarité des variables, on a pu se référer à la méthode de test de causalité de Granger ((1969, 1979) qui utilise un modèle VAR à l'aide duquel les deux hypothèses de causalité entre l'inflation et l'accroissement des dépenses publiques ont été testées. Nous sommes parvenus à la conclusion selon laquelle il existe une relation de causalité entre l'inflation et les dépenses publiques. La causalité est négative et unidirectionnelle, plus précisément, l'accroissement des dépenses publiques cause l'inflation au sens de Granger, mais l'inverse n'est pas le cas. Cependant, cet écrit tend à montrer que les dépenses publiques sont toujours maîtrisées par l'état et ce à travers la demande globale, si l'offre ne suit pas la demande automatiquement il y'aura toujours une augmentation des prix et donc une inflation assez prononcée, mais si l'offre suit la demande et le gouvernement opte pour plus d'importations, les prix baissent: reviennent à leur équilibre et donc l'inflation diminue, chose qui peut expliquer le déficit de la balance commerciale. Donc en maîtrisant la demande on maîtrise et les dépenses et l'inflation, cela ne se fait pas bien entendu de façon fortuite mais à travers la pression fiscale, pression par les salaires, politique de recrutement etc..

Reste à savoir si cette décision qui aura comme impact (d'après notre étude) la baisse du taux d'inflation, sera adoptée à long terme par l'état notamment en situation de choc exogène (situation pandémique ; Covid 19), ou bien d'autres décisions continueront à prendre le dessus tel que l'endettement auprès des établissements internationaux ou continuer sur la voie de la maîtrise des dépenses publiques et de l'inflation.

Bibliographie

Chinedu Ezirim, Mike Muoghalu & Uchenna Elike. (2008). Inflation versus public expenditure growth in the US : An empirical investigation : *North American Journal of Finance and Banking Research Vol. 2. No. 2. 2008*

EL YETTEFTI M. & TAOUAB O(2020) «L'Ultime force du Maroc contre la Pandémie», Revue internationale du Chercheur «Volume 1 : Numéro 2» pp : 435 455

Magazzino, Cosimo.(2011).The nexus between public expenditure and inflation in the Mediterranean countries: MPRA Paper

Mehrara , Soufiani & S.Rezaei.(2016). The Impact of Government Spending on Inflation through the Inflationary Environment

Olayungbo.(2013).Government Spending and Inflation in Nigeria: An Asymmetry Causality: International Journal of Humanities and Management Sciences

Mohammad, Lal & Hussain.(2009). An Empirical Investigation Between Money Supply Government Expenditure, Output & Prices: The Pakistan Evidence European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences

Dimitrios Asteriou .(2006).Applied Econometrics

Regis Bourbonnais .(2015).Econométrie : page 284-292.

Annexes


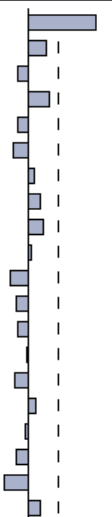
Annexe A : Diagnostics de Stationnarité des variables

Annexe A.1 : Corrélogrammes des variables : inflation

Date: 11/18/20 Time: 21:57

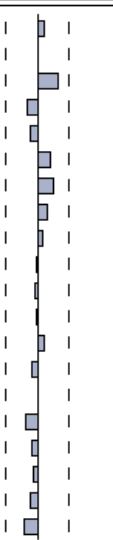

Sample: 1980 2019

Included observations: 40

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.720	0.720	22.339	0.000
		2 0.610	0.189	38.769	0.000
		3 0.444	-0.104	47.710	0.000
		4 0.451	0.230	57.191	0.000
		5 0.341	-0.103	62.764	0.000
		6 0.241	-0.146	65.626	0.000
		7 0.175	0.081	67.189	0.000
		8 0.200	0.123	69.285	0.000
		9 0.264	0.161	73.064	0.000
		10 0.275	0.045	77.313	0.000
		11 0.197	-0.175	79.568	0.000
		12 0.122	-0.118	80.467	0.000
		13 0.061	-0.099	80.696	0.000
		14 0.042	-0.003	80.810	0.000
		15 -0.077	-0.139	81.205	0.000
		16 -0.111	0.082	82.062	0.000
		17 -0.171	-0.026	84.189	0.000
		18 -0.161	-0.111	86.163	0.000
		19 -0.257	-0.250	91.435	0.000
		20 -0.211	0.125	95.174	0.000

Croissance des dépenses publiques

Included observations: 40

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.066	0.066	0.1889	0.664
		2 0.000	-0.004	0.1889	0.910
		3 0.205	0.207	2.1033	0.551
		4 -0.100	-0.134	2.5689	0.632
		5 -0.079	-0.061	2.8715	0.720
		6 0.139	0.113	3.8243	0.700
		7 0.158	0.199	5.0945	0.648
		8 0.100	0.100	5.6224	0.689
		9 0.065	-0.023	5.8485	0.755
		10 -0.004	-0.068	5.8495	0.828
		11 -0.029	-0.007	5.8993	0.880
		12 -0.012	0.028	5.9072	0.921
		13 0.081	0.092	6.3170	0.934
		14 -0.064	-0.141	6.5818	0.950
		15 0.009	-0.045	6.5873	0.968
		16 -0.122	-0.197	7.6211	0.959
		17 -0.051	0.055	7.8079	0.970
		18 -0.044	-0.028	7.9564	0.979
		19 -0.078	-0.042	8.4457	0.982
		20 -0.138	-0.233	10.042	0.967

Annexe A .2 : Stratégie du test de Dickey Fuller

- ✚ La première étape de cette stratégie consistée à estimer d'abord le modèle 3 qui permettra de tester l'hypothèse nulle suivante : $H_0 : b = 0$. Cette hypothèse nulle stipule que la tendance dans le modèle 3 est non significative. H_0 sera acceptée lorsque la statistique de student calculée pour le coefficient $t_{\hat{b}}$ associé à la tendance est inférieure à la valeur critique (noté $t_{tabulée}$) tabulée par Dickey et Fuller (1979) et par d'autres auteurs comme MC Kinnon (1981) . Si on accepte par exemple hypothèse nulle, on passe à la deuxième étape consistant à estimer le modèle 2 qui permettra de tester l'hypothèse nulle suivante $H_0 : C = 0$ (c'est-à-dire la constante dans le modèle 2 est non significative).
- ✚ En cette deuxième étape, on estime le modèle 2 et on teste l'hypothèse $H_0 : C = 0$. On accepte l'hypothèse H_0 (constante non significative) lorsque la statistique du test $t_{\hat{C}}$ est inférieure à la valeur critique $t_{tabulée}$. Si on accepte encore cette hypothèse H_0 , on passera enfin à l'étape 3 consistant cette fois-ci à estimer le modèle 1 :
- ✚ Au niveau de cette troisième étape, on estime le modèle 1 et on teste l'hypothèse $H_0 : \rho = 0$. Ici contrairement aux étapes précédentes, on accepte l'hypothèse H_0 lorsque la statistique du test $t_{\hat{\rho}}$ est supérieure à la valeur critique $t_{tabulée}$ (donné par MacKinnon (1996)). Si nous acceptons H_0 , on conclut qu'il y a présence de racine unitaire. Autrement, dit la variable en question n'est pas stationnaire et d'après la stratégie du test de Dickey Fuller (voir Diagramme précédent), on conclut que la variable est un processus DS.

Résultats du test de Dickey Fuller Augmenté (ADF)

Modèle 3 (Avec tendance et constante)		
	T-statistique du test de $H_0 : b = 0$ (Tendance non significative)	T-statistique du test de $H_0 : \rho = 0$ (Présence de racine unitaire)
Inf	-2.93	-3.97
Tx_dp	1.81	-6.25

Modèle 2 (Avec constante)

	T-statistique du test de $H_0 : C = 0$ (Constante non significative)	T-statistique du test de $H_0 : \rho = 0$ (Présence de racine unitaire)
<i>Inf</i>	0.59	-1.61
<i>Tx_dp</i>	1.73	-5.81

Modèle 1 (ni tendance, ni constante)

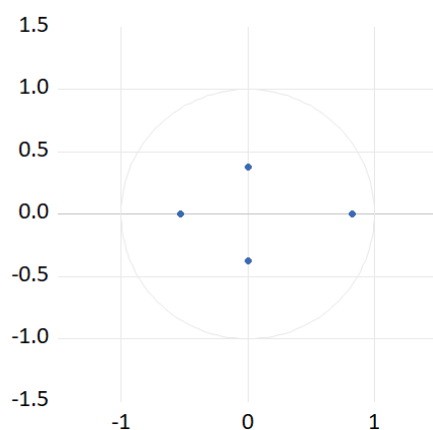
	T-statistique du test de $H_0 : \rho = 0$ (Présence de racine unitaire)
<i>Inf</i>	-3.81
<i>Tx_dp</i>	-2.30

Valeurs critiques au seuil de 10 % pour les tests de racine unitaire

Modèles Variables	Modèle 3	Modèle 2	Modèle 1
<i>Inf</i>	-3.20	-2.61	-1.61
<i>Tx_dp</i>	-3.20	-2.61	-1.61

Annexe B : Tests de validation du modèle VAR.**Annexe B.1 : Diagnostic de la stabilité du modèle VAR**

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Annexe B.2 : Test de d'autocorrélation des erreurs

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	1.073087	4	0.8985	0.266209	(4, 60.0)	0.8985
2	4.834137	8	0.7751	0.597693	(8, 56.0)	0.7757
3	12.99171	12	0.3696	1.109293	(12, 52.0)	0.3729

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

Annexe B.3 : Test de normalité des erreurs

Component	Jarque-B...	df	Prob.
1	2.277118	2	0.3203
2	7.474827	2	0.0238
Joint	9.751945	4	0.0448

Annexe B.4 : Test d'hétéroscédasticité des résidus

- Pour l'équation 1 :

Heteroskedasticity Test: White
 Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	10.45286	Prob. F(14,23)	0.0000
Obs*R-squared	32.83879	Prob. Chi-Square(14)	0.0030
Scaled explained SS	29.97127	Prob. Chi-Square(14)	0.0077

- Pour l'équation 2 :

Heteroskedasticity Test: White
 Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	0.420943	Prob. F(14,23)	0.9515
Obs*R-squared	7.750677	Prob. Chi-Square(14)	0.9019
Scaled explained SS	10.70150	Prob. Chi-Square(14)	0.7093

Annexe C : Résultats des tests de causalité entre l'inflation et la croissance des dépenses publiques

- Résultats du test de la première hypothèse :

Wald Test:
 Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	3.711956	(2, 33)	0.0352
Chi-square	7.423912	2	0.0244

- **Résultats du test de la deuxième hypothèse :**

Wald Test:

Equation: Untitled

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.755614	(2, 33)	0.4777
Chi-square	1.511228	2	0.4697