

The Main Determinants of Inflation in Algeria: An empirical study using the ARDL approach

- *AMAMRA Mohammed¹: PhD student, University of Hassiba Benbouali Chlef, Algeria*
- *BENSAFTA Kamel Malik²: Professor, University of Hassiba Benbouali Chlef, Algeria*

Received:20/03/2022

Accepted :20/05/2022

Published :10/06/2022

Abstract

The present paper investigates the determinants of inflation in Algeria using quarterly data for the period 2002-2020. The preliminary stationarity analysis motivates the implementation of an ARDL methodology. The estimation results suggest a long-term equilibrium between the price level, the money supply, the effective exchange rate and the import price index. The estimates show the particular importance of exogenous factors in determining domestic prices in Algeria. External factors are in fact the main driving forces of long-term inflation in Algeria. The estimations also indicate that a price adjustment towards equilibrium is only possible after four quarters.

Jel Codes Classification : E31, Q31, B23

1 - Author Corresponding, Laboratory Globalization and Economies of North Africa, m.amamra@univ-chlef.dz
2 - Laboratory of Financial and banking systems, k.bensafta@univ-chlef.dz

Les déterminants de l'inflation en Algérie : Une étude empirique avec la méthode ARDL

محددات التضخم في الجزائر: دراسة تجريبية باستخدام نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة ARDL المتباطئة

- AMAMRA Mohammed¹: Doctorant, Université de Hassiba Benbouali Chlef, Algérie
- BENSAPTA Kamel Malik²: Professeur, Université de Hassiba Benbouali Chlef, Algérie

Received:20/03/2022

Accepted :20/05/2022

Published :10/06/2022

ملخص

تدرس هذه الورقة محددات التضخم في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة 2002-2020، باستخدام بيانات فصلية لمؤشر أسعار المستهلكين، الكتلة النقدية، سعر الصرف الفعلي الحقيقي، أسعار النفط، ومؤشر أسعار الواردات. نتائج دراسة استقرارية السلاسل الزمنية قادتنا الى استعمال نموذج الانحدار الذاتي للفجوات الزمنية الموزعة المتباطئة ARDL. وقد أشارت نتائج التقدير إلى وجود علاقة توازن على المدى الطويل بين المتغيرات المذكورة سابقا، كما أظهرت النتائج أيضا مدى أهمية العوامل الخارجية في تحديد الأسعار المحلية. أي أن العوامل الخارجية هي أهم القوى الدافعة للتضخم طويل الأجل في الجزائر، ومن المتوقع أن تعود الأسعار الى التوازن بعد أربعة فصول.

التصنيف JEL : E31, Q31, B23

Résumé

Ce papier étudie les déterminants de l'inflation dans l'économie algérienne au cours de la période 2002- 2020, en utilisant des données trimestrielles sur l'IPC, la masse monétaire, les taux de change effectif réel, le prix du pétrole et l'indice des prix à l'importation. L'analyse de la stationnarité nous renvoie vers la mobilisation d'un modèle à retard échelonné ARDL. Les résultats confirment l'existence d'un équilibre de long-terme entre les prix et les variable sus-citées. Les estimations montrent l'importance des facteurs exogènes dans la détermination des prix domestiques. Les facteurs externes sont les forces motrices les plus importantes de l'inflation à long terme en Algérie. Les résultats supposent également qu'un ajustement des prix vers l'équilibre est possible après quatre trimestres.

Mots clés : Inflation, les facteurs externes, ARDL, Algérie

Jel Codes Classification : E31, Q31, B23

1 - Author Corresponding, La mondialisation et des économies d'Afrique du Nord, m.amamra@univ-chlef.dz

2 - Laboratoire des systèmes financiers et bancaires, k.bensapta@univ-chlef.dz

I. Introduction :

L'étude des déterminants de l'inflation est importante car les résultats permettront de mieux comprendre la transmission des chocs à l'économie et la relation entre inflation et croissance économique. En conséquence de cette compréhension, des mesures anticipées peuvent être prises pour éviter une inflation élevée et ses effets néfastes sur l'économie. Les principaux déterminants de l'inflation peuvent être classés en trois groupes (Mehibel & Belarbi, 2018): (i) Inflation tirée par la demande ;(ii) Inflation poussée par les coûts et (iii) Inflation tirée par les anticipations d'inflation. L'importance relative de chaque déterminant varie d'un pays à l'autre et évolue dans le temps en fonction de quatre principaux facteurs économiques à commencer par : l'utilisation des ressources économiques qui détermine le niveau de l'écart de production et donc l'inflation par la demande et du côté de l'inflation par les coûts, elle peut être causée par les chocs du côté de l'offre des principaux produits de base comme l'alimentation et l'énergie. En outre, les variations du taux de change peuvent affecter le niveau général des prix par le biais de « *Pass Through Effect* ». Enfin, l'autre facteur important est la crédibilité de la politique monétaire et sa capacité à cibler les anticipations d'inflation pour lesquelles un proxy approprié doit être choisi.

Dans le cas de l'économie algérienne, la connaissance des déterminants de l'inflation permet d'orienter les réponses de la politique monétaire aux évolutions récentes de l'inflation.

Pendant la flambée des prix du pétrole, les mécanismes de transmission de la politique monétaire ont été inefficaces, en partie à cause de l'excès de liquidité. Depuis le début du contre choc pétrolier en 2015, la liquidité bancaire a fortement diminué et les réserves excédentaires ont été asséchées, offrant à la BC l'opportunité de reprendre le contrôle des conditions de liquidité.

Il est désormais plus que jamais important de comprendre les principaux moteurs de l'inflation pour déterminer l'orientation de la politique monétaire. De nombreuses recherches ont été entreprises au niveau du FMI et d'autres institutions mondiales pour comprendre les déterminants de l'inflation dans les pays pétroliers, notamment en Algérie. Il en ressort ce qui suit : l'inflation en Algérie résulte d'une combinaison de facteurs réels et monétaires. La masse monétaire et les prix des biens importés sont deux moteurs de l'inflation à court terme alors que le taux de change effectif nominal et le PIB réel non pétrolier sont des facteurs de prix à long terme.

Cette étude cherche à déterminer les causes de l'inflation dans l'économie Algérienne et à les étudier empiriquement à court et à long terme., en posant la problématique est la suivante : **Quel sont les déterminants de l'inflation en Algérie ?**

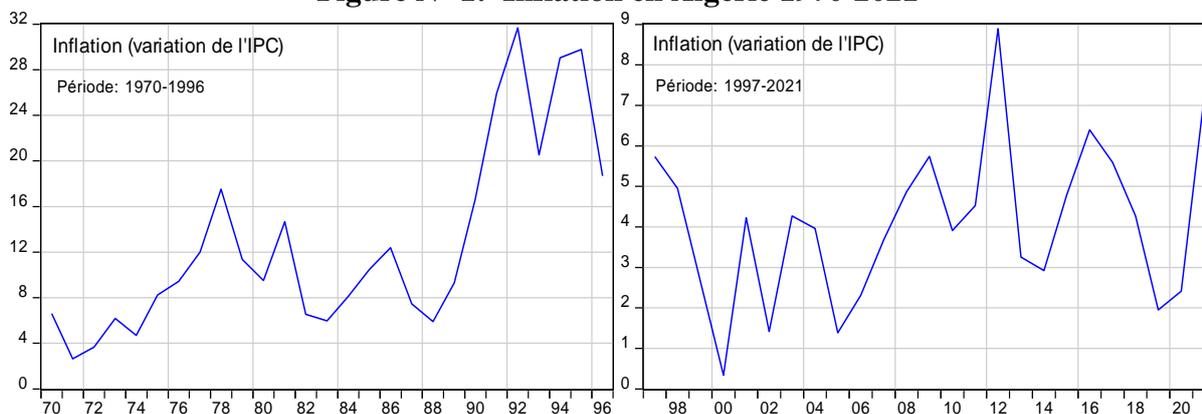
Afin de répondre à cette problématique, les auteurs analysent au premier temps l'IPC en Algérie depuis 1970 sur trois périodes jusqu'à 2020. La suite du papier est organisée comme suit : une deuxième section revient sur les études empiriques récentes, en particulier dans les pays qui ont la même structure économique que l'Algérie, « pays en voie de développement, pays exportateurs de pétrole ». La troisième section précise le modèle ainsi que l'analyse descriptive de données utilisées. Une quatrième section présente l'étude empirique des déterminants de l'inflation en Algérie au cours de la période 2002-2020. Enfin, une dernière section revient sur les principales conclusions.

Dans cette partie, les auteurs examinent la dynamique de l'inflation en Algérie entre la période 1970-2020,

II. Évolution les prix à la consommation en Algérie

La dynamique de l'inflation en Algérie est passée par différentes phases en même temps que l'évolution structurelle de l'économie algérienne. Sur la longue période de 1970 à 2021, on distingue au moins trois sous-périodes distinctes : une période d'inflation moyenne entre 1970-1988 suivie d'une période de forte inflation entre 1988 et 1996. Enfin, une troisième période d'inflation modérée à partir de la fin des années 1990 à 2021. C'est cette dernière période qui fait l'objet d'analyse dans notre recherche empirique.

Figure N° 1: Inflation en Algérie 1970-2021



Source : Élaboré par les auteurs sur la base des données de la Réserve Fédérale Américaine (2022)

Durant les deux périodes 1970-1998 et 1989-1996, l'inflation mesurée par la variation de l'IPC a enregistré des valeurs relativement importantes, notamment durant les années 1970 et au début des années 1990. Elle est passée de 6,59 % en 1970 à 29,77% en 1995, après un pic de 31,66% en 1992. Cette augmentation concorde avec plusieurs facteurs, notamment une demande excédant l'offre globale de biens et services (illustrée par les pénuries chroniques) et alimentée par les distributions de revenus liés au programme massif les investissements publics (45% de PIB en moyenne) ; L'accélération du processus de libéralisation des prix, amorcé en 1989, faisant passer 85% des prix au régime libre et la forte dévaluation du dinar algérien durant le début des années 1990¹.

La période à partir de 1997 à nos jours, a connu dans un premier temps la mise en œuvre des Programmes d'Ajustement Structurels PAS et a permis de lutter l'inflation d'une manière efficace. L'inflation a observé une courbe descendant pour atteindre officiellement moins de 2% en 2005. Cette baisse s'explique par la hausse importante des importations de produits divers notamment les biens alimentaires qui ont renforcé l'offre globale et une faible dépréciation de le monnaie nationale 3,2 %. Aussi grâce à les efforts des autorités monétaires pour à travers une politique de contrôle de la liquidité qui avait pour but de prévenir les pressions inflationnistes qui pourront être générées et développées par l'excédent de l'offre de monnaie. Le stabilité les prix à la consommation et la redistribution de le rente pétrolière (alimentée par les prix de baril en hausse continue) par le biais de budget a amélioré les conditions de vie de le population, baissant ainsi le taux de pauvreté à 6,7 % et augmentant le niveau de vie de 2,4 %.

Toutefois, une légère reprise de l'inflation est enregistrée à partir de 2006 et jusqu'à 2021 : durant cette dernière sous-période, le taux d'inflation est très instable. On enregistre deux pics importants l'un en 2009 avec 5,74 % et l'autre 8,89% en 2012. La hausse de 2012

¹ Une dévaluation survenue pour contrer la détérioration des termes de l'échange qui a engendré un renchérissement des produits importés.

en raison du rebondissement des prix à l'importation des produits alimentaires (surtout du blé porté par la hausse du cours des denrées alimentaires), en plus des fortes augmentations des revenus en 2011 et 2012, avec une stagnation d'offre, ce qui a poussé la banque d'Algérie à l'augmentation du taux de réserves obligatoires à 11% à partir du 15 mai 2012, avant de chuter entre 2013 et 2015, puis remonter en 2016 (6,4%), rebaisser ensuite à 2% en 2019., ainsi que l'augmentation du montant des reprises de liquidité de 250 milliards de dinars, en plus de l'introduction à compter du 15 janvier 2013 d'un nouvel instrument de politique monétaire à savoir la reprise de liquidité à six mois à un taux de rémunération de 1.50%, ce qui nous permet d'admettre qu'une politique monétaire de rigueur appliquée par la banque d'Algérie, a pu ramener l'inflation à des taux réduits (Mohammedi & Mesbahi, 2020). Pour 2015, l'inflation a augmenté à 4,78 % en 2015. Confrontés à une baisse constante des recettes pétrolières et gazières ainsi qu'à une hausse de la facture des importations. L'inflation a de nouveau commencé à progressivement s'accélérer pour atteindre 6,39% en glissement annuel en décembre 2016. (Souissi, 2017) montre que cette accélération de l'inflation reflète en grande partie la hausse soutenue des prix des produits manufacturés, qui a contribué fortement (à plus de 55 % en moyenne) à l'inflation globale. Inflation sous-jacente, mesurée comme l'inflation globale hors produits agricoles frais et produits à prix réglementés, s'est également accéléré significativement, passant de 0,4% en janvier 2014 à 4,7% en décembre 2016. À fin 2019, la reprise de l'inflation ainsi que les mesures prises pour contrer l'impact de choc pétrolier de 2014 ont conduit à un recul de niveau de vie de 11 %. Un nouveau pic de l'inflation est enregistré en 2021 qui avoisine les 8%.

Sur le moyen terme, et vu les aspects structurels, monétaires et réels qui sous-tendent l'évolution des prix en Algérie et l'absence de programme de réformes pour relancer l'économie et compte tenu des injections massives de liquidité de la BA pour financer les dépenses publiques au moment où la production de toutes sortes de biens s'effondre, il est attendu une nouvelle remontée de l'inflation qui devrait se situer aux environs de 8 % en 2022 (selon les prévisions de la BA).

Notre analyse empirique se limite à la période récente, c'est-à-dire à partir du début des années 2000. Cette restriction vise à écarter les aspects inflationnistes liés aux transformations structurelles subies ou opérés par l'économie algérienne durant les années 1990.

III. Revue de Littérature:

L'inflation est susceptible de se produire lorsque les principales variables économiques changent, telles que le déficit budgétaire et l'excès de masse monétaire. (Friedman & Schwartz, 1982) ont déclaré que le taux de croissance monétaire et le taux d'inflation ont une relation positive. Les fluctuations du taux d'inflation sont souvent interprétées comme un ajustement partiel du niveau réel des prix vers un niveau long terme (ou d'équilibre), qui peuvent être analysés sur la base de trois théories (Souissi, 2017) :

- La théorie monétaire, qui est typiquement associée à Friedman et Schwartz (1963) et qui voit l'inflation en tant que phénomène purement monétaire : Une augmentation de la masse monétaire serait suivie par une augmentation du niveau général des prix à long terme et serait neutre vis-à-vis de l'économie réelle.
- La théorie de la parité de pouvoir d'achat PPA qui stipule qu'à long terme, le prix des biens locaux sont égaux au prix des biens étrangers exprimé en monnaie locale.
- La théorie du balisage, qui remonte à Duesenberry (1950) et qui suppose que l'équilibre du niveau des prix est défini comme une majoration sur les prix des intrants.

Il existe de nombreuses études empiriques qui montrent l'implication de différentes variables macroéconomiques et/ou monétaires dans l'explication du phénomène de l'inflation et dans l'évolution de l'indice des prix à la consommation. Afin de se rapprocher du cas de l'économie algérienne, les auteurs présentent ici quelques résultats récents des analyses empiriques des déterminants de l'inflation dans des pays arabes et dans les économies africaines :

(Pahlavani & Rahimi, 2009) examinent les principaux déterminants de l'inflation en Iran sur la période 1971 à 2006 avec un modèle ARDL. Les résultats montrent qu'à long terme, les principaux déterminants de l'inflation sont la liquidité, le taux de change, le taux d'inflation anticipée et le taux d'inflation importée. Toutes ces variables ont eu des effets significatifs sur le taux d'inflation à court terme.

(Kandil & Morsy, 2009) explorent les principales sources et les canaux de transmission de l'inflation dans les pays du Conseil de Coopération du Golf entre 1970 et 2007 à l'aide d'un VECM. Leurs résultats suggèrent que les niveaux des prix chez les principaux partenaires commerciaux représentent le facteur affectant l'inflation, tandis que les dépenses publiques en capital atténuent les pressions inflationnistes à long terme.

(Ben Naceur, 2012) analyse les déterminants à court et long terme de l'inflation en Algérie entre 2002 et 2011 en utilisant un VECM. Ses résultats suggèrent que seul l'écart du PIB hors pétrole explique l'inflation à court terme, tandis que la masse monétaire et la croissance du PIB réel sont les déterminants les plus importants de l'inflation à long terme

(Lim & Sek, 2015) ont examiné les facteurs affectant l'inflation dans deux groupes de pays (groupe à forte inflation et groupe à faible inflation) en utilisant des données annuelles entre 1970 et 2011 et un modèle de type ARDL. Les résultats indiquent respectivement que la croissance du PIB et les importations de biens et services ont un impact significatif positif à long terme sur l'inflation dans les pays à faible inflation. Les résultats indiquent également que la masse monétaire, les dépenses publiques et la croissance du PIB sont les déterminants de l'inflation qui imposent un impact à long terme sur l'inflation dans les pays à forte inflation. À court terme également, aucune des variables ne s'avère être des déterminants significatifs dans les pays à forte inflation. Cependant, la masse monétaire, les importations et la croissance du PIB ont une relation significative avec l'inflation dans les pays à faible inflation.

(Alexander et al., 2015) examinent les principaux déterminants de l'inflation au Nigeria sur la période 1986-2011. Le modèle VAR estimé montre que le déficit budgétaire, le taux de change, l'importation de biens et services, la masse monétaire et la production agricole ont un impact positif à long terme sur le taux d'inflation au Nigeria. Seul le taux débiteur influence l'inflation à court et à long terme. Les résultats de la décomposition de la variance et de la réponse impulsionnelle montrent que les chocs spécifiques sont significativement responsables de la variation et des innovations dans toutes les variables du modèle.

(Si Mohammed, 2016) examine également les déterminants de l'inflation en Algérie à l'aide du modèle ARDL sur la période 1980-2012. Le prix des importations, le prix du pétrole et la masse monétaire, les dépenses publiques et les taux de change nominaux effectifs du dinar algérien ont été utilisés comme variable explicative. Les résultats empiriques indiquent qu'il existe une relation stable à long terme entre l'inflation et ses déterminants. Alors que seuls les facteurs externes à savoir le prix des importations, le prix du pétrole et les taux de change nominaux, à long terme, ont un impact sur l'inflation en Algérie.

(Souissi, 2017) construit un modèle d'inflation qui intègre à la fois des facteurs de politique extérieure et intérieure au cours de la période 2003-2016. Compte tenu de la non-stationnarité

des variables et l'existence d'éventuelles relations à long terme, cette analyse utilise un modèle de correction d'erreurs vectorielles VECM. Les résultats suggèrent que la politique macroéconomique intérieure et des facteurs externes sont des déterminants importants de l'inflation à long terme en Algérie. À court terme, l'inflation est fortement persistante, et la masse monétaire semble être le déterminant le plus conséquent l'inflation par rapport aux facteurs des politiques macroéconomiques tels que le taux de change et les variables budgétaires.

(**Adayleh, 2018**) évalue les déterminants de l'inflation dans l'économie jordanienne durant la période 2000:1 à 2017:4 . Les résultats montrent la masse monétaire, le crédit à l'économie et le prix du pétrole ont un impact positif et significatif sur l'inflation, tandis que le taux d'intérêt et l'écart de production ont un effet négatif et significatif sur l'inflation. Les fonctions de réponse impulsionnelle et le test d'analyse de décomposition de la variance ont été utilisés. Les deux tests ont montré que l'inflation dans l'économie jordanienne s'expliquait principalement par le prix du pétrole à long terme, ce qui indiquait que le côté offre était une inflation persistante dans l'économie jordanienne.

(**Musa & Yousif, 2018**) ont modélisé les déterminants de l'inflation au Soudan avec la méthode GMM sur la période 2000-2017. Leurs résultats montrent que l'augmentation de la masse monétaire et la réduction du taux de change entraînent un taux d'inflation élevé. À l'inverse, la croissance du PIB et celle des dépenses publiques conduisent à la baisse du taux d'inflation au Soudan.

(**Osman et al., 2019**) ont analysé les cause de l'inflation en Arabie saoudite au cours de la période 1980-2018, avec un modèle ARDL pour examiner les relations à court et à long terme entre l'inflation, la masse monétaire, l'indice boursier, le PIB réel, le prix du pétrole et le taux d'inflation mondial. Les résultats révèlent que l'inflation est déterminée positivement par la masse monétaire au sens large, par le prix du pétrole et celui du PIB réel à court terme et à long terme. Le taux d'inflation mondial a quant à lui un effet positif uniquement à long terme, sans avoir d'effet à court terme.

En résumé, les études suscitées supposent un impact positive de la croissance de la masse monétaire et des prix du pétrole sur l'inflation. L'impact de la croissance du PIB n'a pas toujours le même signe (positif en Arabie Saoudite et négatif pour le Soudan et la Jordanie). Les études consacrées à l'économie algériennes montrent également l'impact positif de la croissance monétaire sur l'inflation. Les effets des autres variables tel que les prix

IV. Analyse empirique :

L'inflation en Algérie est susceptible de dépendre de pressions fondamentales spécifiques, compte tenu de la prédominance des exportations de pétrole et de la forte dépendance vis-à-vis des importations.

Le modèle empirique tente de capturer les pressions inflationnistes potentielles, à la fois interne et externe, à court et à long terme. ***La théorie quantitative de la monnaie implique que l'inflation est un phénomène monétaire à très long terme.*** Autrement dit, une inflation soutenue est une fonction de la croissance monétaire. Néanmoins, un certain nombre de facteurs complémentaires propres aux pays producteurs de pétrole, comme l'Algérie, peuvent contribuer davantage aux pressions inflationnistes soutenues à travers des horizons assez longs. Les dépenses publiques peuvent contribuer à la formation de capital avec un effet durable sur le renforcement des capacités de production et, par conséquent, sur l'inflation. De plus, les chocs externes, tels que des niveaux de prix plus élevés chez les partenaires commerciaux et/ou une dépréciation du taux de change, en l'absence d'une politique

monétaire indépendante sous un taux de change fixe, pourrait augmenter les pressions inflationnistes à long terme. L'effet d'entraînement des chocs externes pourrait se prolonger dans le temps, soutenu par une richesse pétrolière plus élevée. De plus, les déterminants à long terme de l'inflation sont susceptibles de produire des chocs inflationnistes à court terme qui sont exacerbés par les limites de l'offre.

Le modèle empirique est formulé conformément à la théorie économique, à la littérature disponible et aux preuves empiriques antérieures. L'explication choisie qui est censée déterminer l'inflation, reflète les différentes caractéristiques caractérisant l'économie Algérienne, l'indice des prix à la consommation CPI représente la variable dépendante, tandis que la masse monétaire M2, les prix du pétrole OILP, le taux de change effectif réel RERR et l'Indices de valeurs unitaires à l'importation IVIMP représentent les variables explicatives retenues. La relation structurelle entre la variable CPI et ses déterminants peut s'écrire :

$$CPI = f (REER, OILP, M2, IVIMP) \quad (1)$$

Cette équation peut également être exprimé en logarithme ce qui permet de lire les coefficients comme étant des élasticités :

$$LCPI = f (LREER, LOILP, LM2, LIVIMP) \quad (2)$$

Où LCPI, LREER, LM2 LOILP et LIVIMP sont les logarithmes des variables CPI, LREER, LIOLP, LM2 et LIVIMP.

Les auteurs appliquèrent l'approche de Co-intégration ARDL pour examiner l'existence d'équilibre de long-terme et de relation de court-terme entre l'inflation et les variables explicative retenues. Cette approche fait partie de la classe des modèles dynamiques, qui permet de capter les effets temporels de court terme et de long terme. L'estimation de la relation exprimée dans l'équation 2 nécessite préalablement l'analyse de stationnarité des séries ainsi que l'étude de co-intégration. Les auteurs donnent dans un premier temps une lecture descriptive des données.

IV-1. Lecture descriptive

Les données qui font l'objet de notre étude sont de fréquences trimestrielles sur la période 2002-2020. Elles proviennent de l'office national des statistiques (ONS), de la Banque Mondiale (WDI) et de la Réserve Fédérale (FRED). Les variables sont corrigées variations **saisonniers au moyen du filtre census-X13**¹. Le tableau 1 renseigne sur les variables utilisées :

Tableau N°1 : Les variables utilisées

Variable	Identification de variable	Source	Effets attendus
CPI	L'indice des prix à la consommation	FRED	
M2	La masse monétaire (million DA)	WDI	+
RERR	Taux de change effectif réel (Indice).	ONS	+
OILP	Prix mondial du Brent brut (en Dollar américain)	FRED	-
IVMP	Indices de valeurs unitaires à l'importation de marchandises (Base 2011=100).	ONS	+

Source : élaboration personnelle en se basant sur les données de l'ONS Office National des Statistiques (2022), World Development Indicators (2022), FRED Federal Reserve Economic Data (2022).

La dynamique des variables explicatives est illustrée sur les graphiques de la figure 1. Une tendance ascendante de la masse monétaire a été enregistré sur la période 2002-2020, avec une moyenne annuelle de 14.38% (panel A). Cette croissance continue de la masse monétaire est en partie expliquée par la dépréciation du dinar algérien sur la même période.

¹ La procédure X13 est une adaptation du programme de dé-saisonnalisation X-13ARIMA-SEATS du Bureau américain du recensement. La procédure effectue des ajustements additifs ou multiplicatifs. L'élimination de la composante saisonnière d'une série économique permet de faire ressortir les évolutions structurelles de la série.

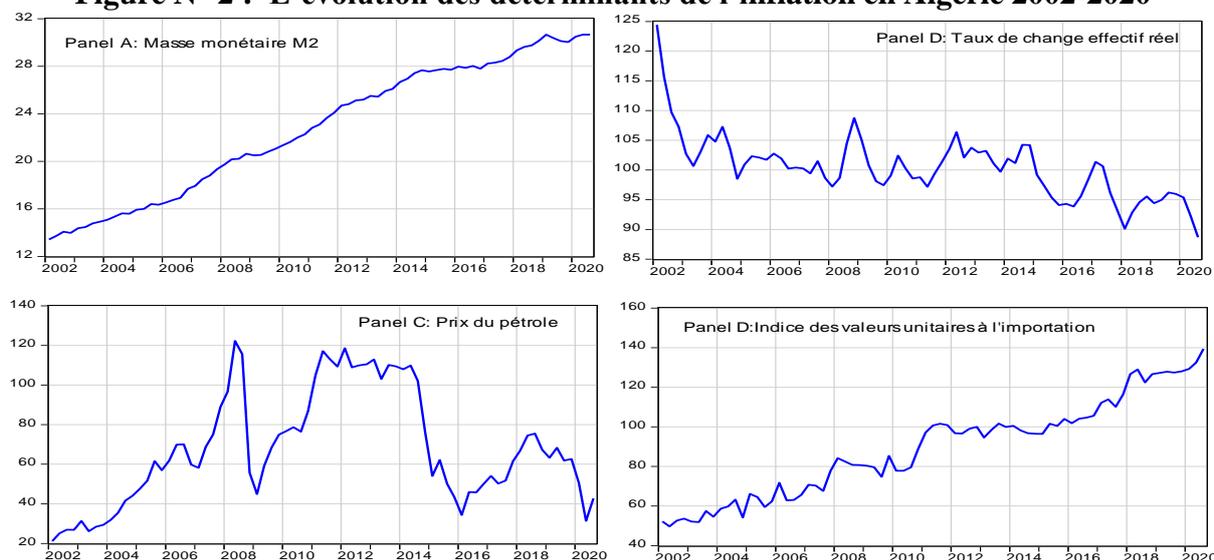
Une croissance monétaire qui permet de financer les dépenses publiques de cette période. L'année 2007 a enregistré le plus haut niveau du taux de la croissance de la masse monétaire de 23.09% qui coïncide avec un taux d'inflation proche de 9% en 2012. En revanche l'année 2015 a enregistré le plus bas niveau du taux de la croissance de la masse monétaire de 0.30%, avec inflation moins de 5%, peut être expliquée par la baisse des avoirs extérieurs nets à 12.45% qui a résulté du choc externe.

Concernant le taux de change du dinar algérien au cours de la période 2002 - 2020, la banque d'Algérie poursuit un régime de flottement dirigé du dinar, qui vise à stabiliser le taux de change effectif réel autour de son niveau d'équilibre de long terme². En matière du taux de change, le cours de change du dinar par rapport au dollar américain est très volatile. Dans l'ensemble, le dinar algérien perd plus de 27% de sa valeur vis-à-vis au Dollar (panel B).

Pour ce qui est du prix de pétrole, il enregistre une hausse continue entre 2002 et 2008. Les prix s'effondrent une première fois en 2008 avec la crise financière des Sub-primes (panel C). Un deuxième effondrement des prix du pétrole intervient en 2014. Il conduit à un déficit budgétaire de 15,7 % du PIB en 2016. Les réserves totales chutent de 194 milliards de dollars en 2013 à un montant estimé de 108 milliard de dollars en 2016. Confrontés à une baisse constante des recettes pétrolières et gazières ainsi qu'à une hausse de la facture des importations, les pouvoirs publics adoptent en 2016 un ensemble de mesures correctives dans le cadre de la loi budgétaire tel que la réduction de 9 % des dépenses – principalement des investissements en biens d'équipement et une augmentation de 4 % des recettes fiscales. L'ensemble de mesures destinées à soutenir les recettes prévoit une hausse de 36 % des prix des carburants, une augmentation des taux de TVA sur la consommation de carburants et d'électricité, et une hausse des taxes d'immatriculation des voitures. Toutes ces mesures entraînent une hausse significative du niveau général des prix

Enfin, concernant l'indice des prix à l'importation, on remarque une augmentation continue de l'indice unitaire des prix à l'importation (panel D).

Figure N° 2 : L'évolution des déterminants de l'inflation en Algérie 2002-2020



Source : Élaboré par les auteurs sur la base des données de l'ONS, la FRED et WDI

¹ Cet agrégat est considéré comme la principale source de croissance monétaire.

² Cette stratégie de change consiste à limiter les fluctuations de la monnaie vis-à-vis du dollar.

IV-2. Étude de la stationnarité des série

L'analyse de stationnarité des séries est importante dans la modélisation pour éviter les régressions fallacieuses. En utilisant à cet effet le test de non-stationnarité Dickey-Fuller augmenté (ADF) en suivant la stratégie de Dolado, (Dolado et al., 1990) dans l'application du test et la sequentialité des trois modèles de non stationnarité. Les résultats détaillés des tests ADF sont donnés dans le tableau A1 (annexe). Ces résultats sont résumés dans le tableau 2.

Tableau N° 2: Résultat de stationnarité

LCPI	LM2	LREER	LIVIMP	LOILP
I (1)	I (1)	I (0)	I (1)	I (1)

Source : Réalisé par les auteurs suivant les résultats de l'analyse de stationnarité.

Les séries temporelles LCPI, LM2, LIVIMP et LOILP sont intégrées d'ordre 1. Elles sont stationnaires au moyen du filtre de première différenciation. La série de LERRE est stationnaires en niveau avec la présence d'un trend déterministe. La série détrendée est illustrée dans la figure A1 en annexe. Les séries sont ainsi intégrées à des ordres différents et inférieur au 2ème degré, ce qui rend inefficace le test de cointégration de Engle et Granger (cas multivarié) et celui de Johansen, et rend opportun le « Bound-Test » de (Pesaran et al., 2001).

V. Estimation du modèle

Dans cette section Les auteurs donnent les estimations du modèle ARDL optimal, dans lequel il y existence de relation de court terme et de long terme entre l'inflation et les autres variables d'intérêt, selon le modèle de l'équation 3 :

$$\begin{aligned} \Delta LCPI_t = & \alpha_0 + \sum_j \alpha_j^1 \Delta LCPI_{t-j} + \sum_{j=0} \beta_j^1 \Delta M2_{t-j} + \sum_{j=0} \beta_j^2 \Delta LREER_{t-j} & (3) \\ & + \sum_{j=0} \beta_j^3 \Delta LOILP_{t-j} + \sum_{j=0} \beta_j^4 \Delta LIVIMP_{t-j} + \theta_1 LCPI_{t-1} \\ & + \theta_2 LM2_{t-1} + \theta_3 LREER_{t-1} + \theta_4 LOILP_{t-1} + \theta_5 LIVIMP_{t-1} \\ & + \varepsilon_{1t} \end{aligned}$$

V-1. Le modèle ARDL

Le critère d'information d'AKAIKE (AIC) identifie le modèle (4,0,0,3,3) comme étant optimal. Ce modèle est optimal parmi les 19 autres présentés. Les estimations des paramètres du modèle ARDL (4,0,0,3,3) sont données dans le tableau A3 en Annexe.

Par ailleurs, les tests de diagnostic des résidus du modèle montrent l'absence d'autocorrélation sérielles des résidus, l'absence d'hétéroscédasticité, la normalité des résidus, ainsi que la bonne spécification du modèle et stabilité des coefficients (tableau A4 en annexe). De plus, la stabilité du modèle est confirmée par les tests CUSUM et CUSUM-square (figure A2 en annexe). Sur la base des tests de diagnostic du modèle, il est conclu à la validité de ce modèle et son utilisation dans un exercice d'analyse des déterminants de court terme et de long terme de l'inflation en Algérie.

V-2. Bound Test :

Le « Bound-Test » de Pesaran et al. (2001) exige que le modèle ARDL soit estimé au préalable. La statistique du test calculée, soit la valeur F de Fisher, est comparée aux valeurs critiques fournies par Pesaran et al (2001). Les résultats du « Bound-test » confirment l'existence d'une relation de co-intégration entre les séries sous étude (la valeur de F-stat est > à celle de la borne supérieure au seuil de 2.5%), ce qui valide l'existence d'une relation de long terme entre l'IPC et les autres variables d'intérêt : REER, M2, LIVIMP et OILP.

Tableau N° 3 : Résultats du test de cointégration de Pesaran et al. (2001)

Variables	LCPI	LM2	LERRE	LIVIMP	LOILP
F-stat calculée	4.561481				
Seuil critique	<i>Borne <</i>		<i>Borne ></i>		
10%	2.45		3.52		
5%	2.86		4.01		
2.5%	3.25		4.49		
1%	3.74		5.06		

Source : Réalisé par les auteurs avec le programme Eviews 10.

V-3. Coefficients de la dynamique de court terme et équilibre de Long terme :

Le tableau A4 donne les estimations des coefficients à court terme des variables étudiées. Les résultats montrent l'absence du phénomène de mémoire ou non persistance dans l'inflation. En effet, tous les coefficients DLCPI retardés sont non significatifs. L'impact des prix à l'importation est retardé d'un trimestre. Cet impact est négatif, significatif mais de faible intensité (12%). Il en est de même pour le prix du pétrole, qui agit avec deux trimestre de retard sur l'inflation. L'impact des prix de pétrole est également retardé d'un trimestre. Il est positif, significatif mais de faible intensité également (3%). Enfin, le coefficient de correction d'erreurs ou d'ajustement est négatif et statistiquement significatif. Il indique le retour à l'équilibre de long terme de l'inflation. En l'absence de chocs, l'inflation reviendrait à son niveau d'équilibre à 25% chaque trimestre.

Concernant la relation de long-terme, les estimations obtenues sont données dans le tableau A4 en annexe. Il ressort de ces estimations la relation d'équilibre suivante (équation 4):

$$LCPI = -0.412 + \frac{0.300}{(6.207)} LM2 + \frac{0.321}{(3.218)} LIVIMP - \frac{0.130}{(-9.335)} LOILP + \frac{0.315}{(1.688)} LREER \quad (4)$$

Les résultats empiriques révèlent qu'un équilibre de long-terme relie positivement l'inflation à la masse monétaire conformément à la théorie économique. Une augmentation de 10% de la masse monétaire entraînerait une augmentation d'environ 3 % du niveau des prix. Le coefficient de cette masse monétaire est en deçà de l'unité (comme l'exige la condition d'homogénéité)¹, reflétant l'étendue de la subvention des prix règlementés dans l'économie algérienne.

Les trois autres facteurs sont tous exogènes et sont reliés par une relation d'équilibre de long-terme à l'inflation. Plus précisément, à long terme une augmentation de 10% de taux de change effectif réel entraîne une hausse de 3.1% du niveau des prix. Egalement, une hausse de 10% des prix à l'importation est transmise à hauteur de 3,2% aux niveau des prix domestiques. Enfin, une augmentation de 10% des prix du pétrole s'accompagne d'une baisse de 1,3% de l'inflation. Ces trois résultats indiquent que les facteurs externes ont un effet substantiel et statistiquement significatif sur l'inflation Algérienne.

VI. Conclusion

Parmi les objectifs de cet article, il y a l'identification des déterminants de l'inflation en Algérie et la prospection de l'existence d'un équilibre de long-terme reliant l'inflation à ses déterminants. Pour ce faire, notre étude a porté sur l'inflation en Algérie sur la période 2002-

¹ L'homogénéité des prix (de degré 1) dans la fonction de demande de monnaie implique que les changements dans le stock de monnaie à long terme se traduiraient par des changements proportionnels du niveau des prix. Cette condition est cruciale pour la neutralité monétaire à long terme (Souissi, 2017).

2020 en données trimestrielles. L'analyse économétrique nous a renvoyé vers l'utilisation d'une modélisation de type ARDL.

Les résultats du papier sont en faveur de l'existence de relation de court-terme et de long-terme entre l'inflation et les déterminants prospectés. À long-terme, les prix en Algérie sont déterminés par trois facteurs majoritaires : l'offre de monnaie (masse monétaire M2), les prix à l'importation (indice des valeurs à l'importation IVIMP) et le taux de change effectif réel (REER). Les prix de pétrole affectent également les prix domestiques mais cet impact est négatif et de moindre intensité comparativement aux trois autres facteurs. Au regard des estimations de long-terme, un tiers de la hausse des prix domestiques peut être liée à la hausse de la masse monétaire. La moitié de cette hausse peut être attribuée à des facteurs exogènes, spécifiquement aux prix importés et à la transmission partielle du taux de change effectif réel (effet Pass-through).

Concernant l'offre de monnaie et les prix à l'importation, les résultats rejoignent ceux obtenus par Benaceur (2013) et Souissi (2017). Pour ce qui est des prix du pétrole et contrairement à Benaceur (2013) où l'impact est très réduit, les résultats montrent un impact substantiel. Ceci peut s'expliquer par l'occurrence du deuxième contre-choc pétrolier de 2014. Pour le taux de change effectif réel, les estimations montrent une transmission importante entre le taux de change et les prix domestiques, comparativement à celle estimée par Benaceur (2013). Ce résultat s'explique par l'importante dépréciation du dinar depuis 2010. Entre 2015 et 2020, la monnaie nationale a perdu 30% de sa valeur. Une dépréciation qui contribue largement à la détérioration de la balance commerciale et à une hausse significative des prix. Cette transmission pourrait s'accroître avec la hausse de l'inflation au niveau mondiale et notamment chez les partenaires européens. Toutefois, cette transmission n'est pas complète comme semble l'indiquer les résultats de Souissi (2017).

Concernant le court-terme, les estimations montrent un temps d'ajustement relativement long. En effet, il faut au moins deux trimestres pour que les prix reviennent à leur niveau d'équilibre de long-terme (en l'absence de chocs)¹. Par ailleurs, il n'y a pas de persistance de l'inflation et aucun phénomène de mémoire n'est décelé.

L'importance des facteurs exogènes comme déterminant de l'inflation est problématique à plus d'un titre. Premièrement, elle implique la difficulté de la Banque d'Algérie à piloter l'inflation. Le prix du pétrole étant exogène, l'économie algérienne est preneuse de prix et subit directement les effets de l'instabilité des prix du pétrole. Les contre-chocs pétroliers de 1986, 2008 et 2014 témoignent de la vulnérabilité de l'économie algérienne vis-à-vis des chocs de prix de pétrole. Deuxièmement, l'impact des prix importés est également problématique. Jusqu'à 2019, l'inflation importée était relativement réduite. Cependant, la crise du Covid-19 qui s'étale du début 2020 à nos jours, montre les effets inflationnistes importés, notamment en raison de la hausse des prix des matières premières agricoles. De plus, la situation géopolitique actuelle accentue les pressions inflationnistes dans les pays européens. Ces derniers représentent les principaux partenaires économiques de l'Algérie notamment en terme d'importation.

Dans ces conditions, les ambitions de la Banque d'Algérie en matière de politiques monétaires de ciblage de l'inflation sont compromises. Ces difficultés ne sont pas conjoncturelles mais structurelles. La dépendance de l'économie algérienne vis-à-vis des

¹ La vitesse d'ajustement est estimée à $v = \frac{\ln(0.5)}{(1 - 0.249)} = 2.4$. Il faut en moyenne 2,4 trimestre pour que les prix reviennent à moins de 50% du niveau d'équilibre.

hydrocarbures est plus importante qu'elle ne l'était en 1986. Le niveau des importations de produit de consommation et des importations d'intrant à l'industrie est également similaire à celui du début des années 2000. L'inflation mondiale enregistrée depuis 2020 post-covid et renforcée par la crise Ukrainienne actuelle devrait inquiéter la Banque d'Algérie. La résilience de l'économie algérienne passe par le développement de l'industrie, en dehors de celle des hydrocarbures et l'amélioration de la productivité. Notamment, par l'intensification des procédés de recherches, développement et innovation en faveur du secteur socio-économique. Le développement économique ne peut se faire en dehors du développement du capital humain.

VII. Annexe

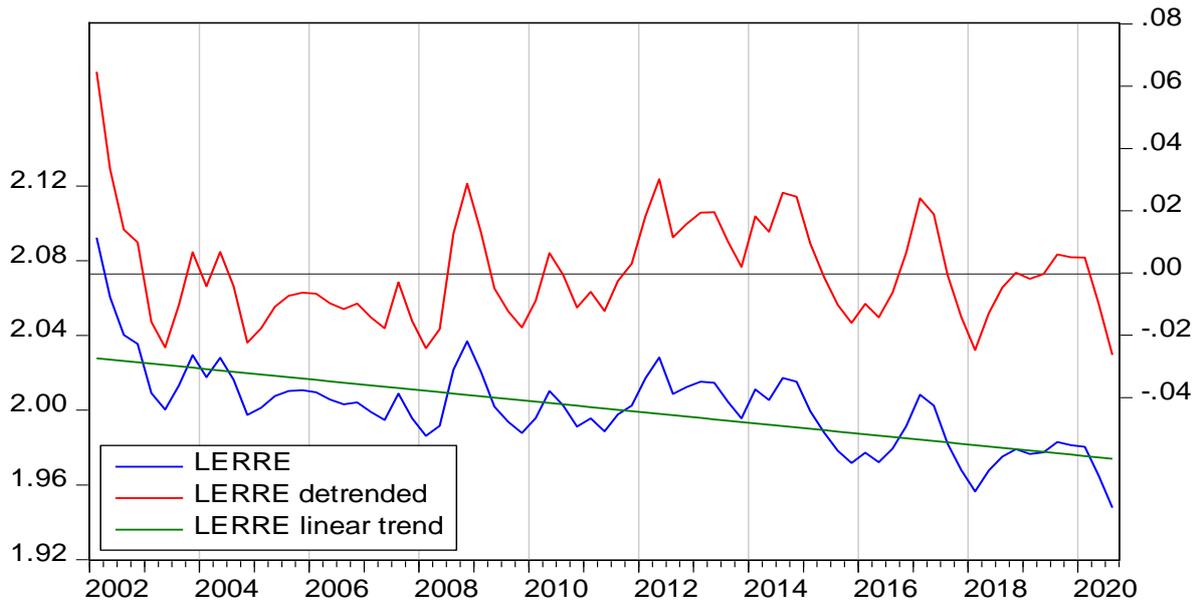
Tableau N° A1 : test de stationnarité des séries (résultats du test ADF)

Test ADF des séries en niveau								
		Retard	ADF	ADF-Critical 1%	F-stat	t-stat	Décision	
LCPI	M6	1	-2.459	-4.099	3.035	-	Modèle non adéquat	
	M5	2	-0.149	-3.547	1.030	-	Modèle non adéquat	
	M4	2	6.101	-2.610	-	-	Accepter H0.	LCPI est MA
LM2	M6	3	-0.463	-4.103	3.131	-	Modèle non adéquat	
	M5	3	-2.521	-3.555	13.64***	-	Accepter H0.	LM2 est MAD
LERRE	M6	1	-4.985***	-4.099	-	-3.55***	Rejeter H0	LERRE est TS
LIVIMP	M6	4	-3.181	-4.106	5.168	-	Modèle non adéquat	
	M5	4	-1.023	-3.552	11.231	-	Accepter H0.	LIVIMP est MAD
LOILP	M6	0	-1.941	-4.097	3.525	-	Modèle non adéquat	
	M5	0	-2.450	-3.546	3.001	-	Modèle non adéquat	
	M4	0	0.227	-2.610	-	-	Accepter H0.	LOILP est MA
Test ADF des séries transformées								
DLCPI	M6	1	-7.587***	-4.101	-	0.007	Modèle non adéquat	
	M5	1	-7.696***	-3.554	-	1.409	Modèle non adéquat	
	M4	1	-3.754***	-2.608	-	-	Rejeter H0	DLCPI est stationnaire
DLM2	M6	2	-3.987**	-3.479	-	-1.474	Modèle non adéquat	
	M5	2	-3.042**	-2.913	-	2.526**	Rejeter H0	DLM2 est stationnaire
LIVIMP	M6	4	-4.402***	-4.108	-	-0.591	Modèle non adéquat	
	M5	4	-4.385***	-3.540	-	2.912***	Rejeter H0	DLIVIMP est stationnaire
LOILP	M6	1	-6.660***	-4.101	-	-1.567	Modèle non adéquat	
	M5	1	-6.414***	-3.560	-	0.416	Modèle non adéquat	
	M4	1	-6.438***	-2.615	-	-	Rejeter H0	DLOILP est stationnaire

M6 modèle avec constant et trend. M5 modèle avec constante. M4 modèle sans constante et sans trend.
 ***, **, * significatif à 1%, 5% et 10%. MA Marche aléatoire. MAD Marche aléatoire avec dérive.

Source : Réalisé par les auteurs avec le programme Eviews 10.

Figure N° A1 : correction de la série LERRE.



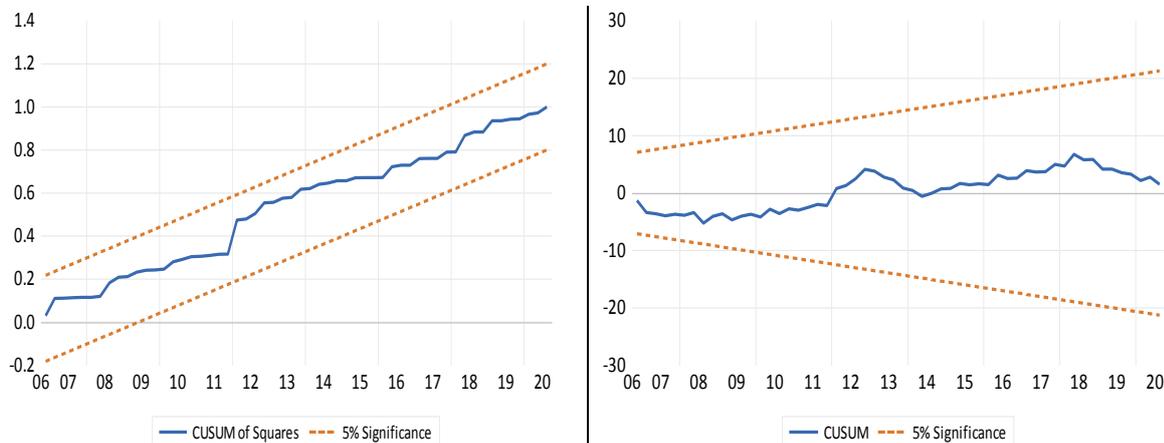
Source : Réalisé par les auteurs avec le programme Eviews 10

Tableau N° A2 : Tests de robustesses du modèle ARDL estimé :

Hypothèse du test	Tests	Valeurs (probabilité)
Autocorrélation	Breusch-Godfrey LM test	0.396 (prob. 0.6744)
Hétéroscédasticité	Breusch-Pagan-Godfrey	1.434 (prob. 0.1684)
Normalité	Jarque-Bera	2.453 (prob. 0.2931)
Spécification	Ramsey (Fisher)	0.505 (prob. 0.4802)

Source : Réalisé par les auteurs avec le programme Eviews 10.

Figure N° A2 : Test de stabilité de CUSUM et CUSUM of Squares



Source : Réalisé par les auteurs avec le programme Eviews 10.

Tableau N° A3 : Le modèle ARDL (4, 0, 0, 3, 3)

Nombre de modèles évalués: 3750

Modèle sélectionné: ARDL(4, 0, 0, 3, 3)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LCPI(-1)	0.681809	0.128524	5.304917	[0.0000]
LCPI(-2)	-0.098948	0.157819	-0.626973	[0.5332]
LCPI(-3)	0.038467	0.158229	0.243113	[0.8088]
LCPI(-4)	0.128879	0.106945	1.205095	[0.2332]

LM2	0.075006	0.017122	4.380579	[0.0001]
LERRE_DT1	0.078852	0.047759	1.651029	[0.1043]
LIVIMP	-0.006861	0.026047	-0.263418	[0.7932]
LIVIMP(-1)	0.014412	0.026535	0.543118	[0.5892]
LIVIMP(-2)	0.020538	0.025401	0.808532	[0.4222]
LIVIMP(-3)	0.052112	0.025536	2.040706	[0.0460]
LOILP	-0.001770	0.008056	-0.219730	[0.8269]
LOILP(-1)	-0.004521	0.011645	-0.388247	[0.6993]
LOILP(-2)	-0.008772	0.012398	-0.707521	[0.4822]
LOILP(-3)	-0.017529	0.009075	-1.931506	[0.0585]
C	-0.102924	0.039039	-2.636439	[0.0108]
<hr/>				
$\bar{R}^2 = 0.998719$	DW= 1.980815	F (14, 56) = 3118.725	[0.0000]	

Source : Réalisé par les auteurs avec le programme Eviews 10

Tableau N° A4 : Coefficients de court terme

Variable dépendante : LCPI

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LCPI(-1))	-0.068399	0.113636	-0.601909	[0.5497]
D(LCPI(-2))	-0.167347	0.110061	-1.520487	[0.1340]
D(LCPI(-3))	-0.128879	0.106945	-1.205095	[0.2332]
D(LM2)	0.075006	0.017122	4.380579	[0.0001]
D(LERRE_DT1)	0.078852	0.047759	1.651029	[0.1043]
D(LIVIMP)	-0.006861	0.026047	-0.263418	[0.7932]
D(LIVIMP(-1))	-0.020538	0.025401	-0.808532	[0.4222]
D(LIVIMP(-2))	-0.052112	0.025536	-2.040706	[0.0460]
D(LOILP)	-0.001770	0.008056	-0.219730	[0.8269]
D(LOILP(-1))	0.008772	0.012398	0.707521	[0.4822]
D(LOILP(-2))	0.017529	0.009075	1.931506	[0.0585]
CointEq(-1)	-0.249793	0.049436	-5.052802	[0.0000]

Source : Réalisé par les auteurs avec le programme Eviews 10

Tableau N° A5 : Coefficients de Long terme

Variable dépendante : LCPI

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LM2	0.300274	0.048376	6.207016	[0.0000]
LERRE_DT1	0.315671	0.186996	1.688118	[0.0970]
LIVIMP	0.321067	0.099760	3.218399	[0.0021]
LOILP	-0.130477	0.013977	-9.335321	[0.0000]
C	-0.412038	0.149425	-2.757485	[0.0079]

Source : Réalisé par les auteurs avec le programme Eviews 10.

Tableau N° A6 : les séries d'études

Date	ERRE	M2*10 ⁵	CPI	IVIMP	OILP	Date	ERRE	M2*10 ⁵	CPI	IVIMP	OILP
2002Q2	123,721	25,848	76,707	52,300	21,153	2011Q3	99,475	95,132	105,777	101,600	112,996
2002Q2	114,945	27,146	74,346	49,700	25,070	2011Q4	100,587	99,292	106,907	100,900	109,314
2002Q3	109,740	28,850	73,586	52,700	26,913	2012Q1	104,015	105,227	111,265	96,800	118,542
2002Q4	108,519	28,369	75,346	53,700	26,857	2012Q2	106,703	106,261	113,198	96,600	108,901
2003Q1	102,148	30,211	75,690	52,200	31,406	2012Q3	102,042	109,446	114,275	99,000	109,954
2003Q2	100,070	30,723	76,504	51,900	26,135	2012Q4	102,899	110,151	116,533	100,000	110,442
2003Q3	103,101	32,220	76,508	57,500	28,441	2013Q1	103,575	113,371	117,774	94,600	112,875
2003Q4	107,015	32,995	79,024	54,600	29,398	2013Q2	103,447	112,614	117,346	98,400	103,004
2004Q1	104,175	33,794	79,926	58,700	31,936	2013Q3	101,046	117,604	117,686	101,700	110,101
2004Q2	106,670	35,171	79,409	59,800	35,432	2013Q4	99,002	119,415	117,282	99,900	109,396
2004Q3	103,822	36,592	78,565	63,300	41,595	2014Q1	102,607	125,659	118,596	100,500	107,929
2004Q4	99,420	36,443	80,799	54,200	44,161	2014Q2	101,274	128,585	119,374	98,200	109,807
2005Q1	100,317	38,323	82,498	66,100	47,638	2014Q3	104,063	133,821	121,603	96,800	102,081
2005Q2	101,764	38,679	82,336	64,600	51,610	2014Q4	103,575	136,639	124,226	96,500	75,957
2005Q3	102,410	41,019	81,027	59,500	61,562	2015Q1	99,895	135,434	124,818	96,400	54,046
2005Q4	102,487	40,704	81,443	62,400	56,924	2015Q2	97,284	136,690	125,802	101,600	62,099
2006Q1	102,221	41,775	82,681	71,700	61,846	2015Q3	95,139	137,979	127,390	100,400	50,031
2006Q2	101,341	43,045	83,763	62,900	69,852	2015Q4	93,715	137,045	128,936	104,000	43,421
2006Q3	100,727	44,058	83,569	63,100	70,094	2016Q1	94,905	140,012	130,867	101,800	34,358
2006Q4	100,983	48,701	84,856	65,600	59,712	2016Q2	93,793	138,873	134,863	104,100	45,953
2007Q1	99,791	50,319	85,091	70,800	58,152	2016Q3	95,366	140,847	136,274	104,600	45,801
2007Q2	98,824	54,057	85,495	70,300	68,766	2016Q4	98,082	138,163	137,376	105,600	50,078
2007Q3	102,065	56,159	87,631	67,600	75,043	2017Q1	101,921	143,071	140,745	112,100	54,118
2007Q4	99,006	59,946	88,972	77,800	88,963	2017Q2	100,556	144,061	141,851	113,900	50,276
2008Q1	96,884	62,689	89,405	84,200	96,649	2017Q3	95,976	145,738	142,110	110,100	51,741
2008Q2	98,110	66,021	90,367	82,500	122,244	2017Q4	92,879	149,742	144,831	116,400	61,468
2008Q3	105,104	66,355	91,098	80,800	115,605	2018Q1	90,481	156,383	145,575	126,600	66,951
2008Q4	108,874	69,560	93,188	80,700	55,779	2018Q2	92,838	159,954	149,184	129,000	74,489
2009Q1	104,859	68,593	94,544	80,400	44,934	2018Q3	94,453	161,592	148,866	122,400	75,475
2009Q2	100,432	68,775	94,668	79,600	59,180	2018Q4	95,328	166,367	150,231	126,600	67,369
2009Q3	98,573	70,904	97,042	74,800	68,367	2019Q1	94,744	173,162	149,536	127,200	63,273
2009Q4	97,236	72,927	98,691	85,300	74,977	2019Q2	94,927	169,387	151,093	127,800	68,340
2010Q1	99,024	75,168	98,625	77,800	76,666	2019Q3	96,154	166,111	151,917	127,400	61,859
2010Q2	102,395	77,529	99,334	77,800	78,673	2019Q4	95,779	165,107	152,901	128,000	62,656
2010Q3	100,563	80,663	100,399	79,600	76,405	2020Q1	95,604	170,878	152,468	129,200	50,529
2010Q4	98,017	82,807	101,642	88,800	86,795	2020Q2	92,261	173,117	154,934	132,500	31,430
2011Q1	98,995	87,698	102,072	97,100	104,897	2020Q3	88,680	173,192	154,594	139,400	42,719
2011Q2	97,439	90,147	103,340	100,700	117,122						

Source : ONS, WDI et FRED

VIII. Référence :

1. Adayleh, R. M. (2018). DETERMINANTS OF INFLATION IN JORDANIAN ECONOMY: FMOLS APPROACH. *Journal of Internet Banking and Commerce*, 23(2), 19. <https://doi.org/1204-5357>
2. Alexander, A. A., Andow, A. H., & Danpome, M. G. (2015). Analysis of the Main Determinants of Inflation in Nigeria. *Research Journal of Finance and Accounting*, 6(2), 144-156.
3. Ben Naceur, S. (2012). *Understanding Inflation in Algeria*, Selected Issue Paper (IMF Country N° 13/48). International Monetary Fund February.
4. Dolado, J., Jenkinson, T., & Sosvilla-Rivero, S. (1990). Cointegration and Unit Roots. *Journal of Economic Surveys*, 4(3), 249-273.
5. Friedman, M., & Schwartz, A. J. (1982). *Monetary Trends in the United States and United Kingdom : Their Relation to Income, Prices, and Interest Rates, 1867–1975*. University of Chicago Press. <https://www.nber.org/books-and-chapters/monetary-trends-united-states-and-united-kingdom-their-relation-income-prices-and-interest-rates>
6. Kandil, M., & Morsy, H. (2009). *Determinants of Inflation in GCC* (N° 09/82). International Monetary Fund.
7. Lim, Y. C., & Sek, S. K. (2015). An Examination on the Determinants of Inflation. *Journal of Economics, Business and Management*, 3(7), 678-682. <https://doi.org/10.7763/JOEBM.2015.V3.265>
8. Mehibel, S., & Belarbi, Y. (2018). Inflation Dynamics in Algeria. *Journal of Economics and Behavioral Studies*, 9(6), 174-187. <https://doi.org/10.22610/jeb.v9i6.2014>
9. Mohammedi, F. zahra, & Mesbahi, F. zahra. (2020). La politique monétaire et le ciblage d'inflation en Algérie 1990-2017. *Revue des Etudes Economiques*, 20(1), 68-81.
10. Musa, A. M. A., & Yousif, F. M. K. (2018). MODELING THE DETERMINANTS OF INFLATION IN SUDAN USING GENERALIZED METHOD OF MOMENTS FOR THE PERIOD 2000-2017. *International Journal of Information Research and Review*, 05(02), 5154-5165.
11. Osman, A. M., Ahmed, A. O., Eltahir, M. N., Mohamed, A. S., Alhaj, G. M., & Shidwan, O. S. (2019). Investigating the Causes of inflation in Saudi Arabia : An Application of Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Model. *International Journal of Applied Engineering Research*, 14(21), 3980-3986.
12. Pahlavani, M., & Rahimi, M. (2009). Sources of Inflation in Iran : An application of the ARDL Approach. *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, 9(1), 61-76.
13. Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
14. Si Mohammed, K. (2016). The Main Determinants of Inflation in Algeria : An ARDL Model. *Les Cahiers Du Mecas*, 12(1), 6-15.
15. Souissi, M. (2017). *DETERMINANTS OF INFLATION, Algeria : Selected Issues* (IMF Country N° 17/142; , , (All MCD), and (FAD)). International Monetary Fund. <https://www.imf.org/en/Publications/CR/Issues/2017/06/01/Algeria-Selected-Issues-44961>