

Analyse de l'effet du pass-through en Algérie: une approche ARDL de la période (1987-2019)

Analysis of The Effect of Pass-Through in Algeria: An ARDL Approach for the Period (1987-2019)

¹SEKKAL Amel, ² KENNICHE Mohammed

¹ Université Mohamed Ben Ahmed, Oran 2 (Algérie), sekkal.amel@univ-oran2.dz

² Université Mohamed Ben Ahmed, Oran 2 (Algérie), mokenniche@yahoo.fr

Reçu le:02/08/2021

Accepté le:17/11/2021

Publié le:09/01/2022

Résumé :

L'étude tente d'estimer la transmission des variations du taux de change sur l'inflation (le pass-through) à travers une analyse empirique pour la période 1987 à 2019. Dans cette approche nous optons pour un modèle autorégressif à retards dynamiques (ARDL) pour l'analyse de la relation de long terme entre la masse monétaire, le taux de change effectif réel, l'indice des prix à la consommation et le PIB. Les résultats de l'étude ont montré l'existence d'une relation à long terme entre le taux de change et l'indice des prix.

Mots clés : Taux de change, Inflation, Masse monétaire, ARDL, Algérie.

Abstract:

The study tries to estimate the transmission of exchange rate variations on inflation (the pass-through) through an empirical analysis for the period 1987 to 2019. In this approach we opt for an AutoRegressive Distributed Lag/ARDL for the analysis of the long-term relationship between the money supply, the real effective exchange rate, the consumer price index and the gdp. The results showed the existence of a long-term relationship between the exchange rate and the price index.

Keywords : Exchange rate, Inflation, Money supply, ARDL, Algeria.

1. Introduction

Après l'abandon des accords de Bretton Woods, les régimes de change ont connue une évolution, avec la mise en place des taux de change flexible remplaçant les taux de change fixe. L'Algérie qui avait entamé plusieurs plans de développement économique essayait de s'adapter avec le nouveau système monétaire international. Suite aux accords avec le FMI elle adopte à son tour un régime de change à flottement dirigé dans le but de mettre fin à la surévaluation de sa monnaie nationale. Toutefois le recours à cette politique de change a eu des incidences macro-économiques notamment sur l'inflation

Les taux de change jouent un rôle primordial dans le commerce international, puisqu'ils permettent de comparer les prix des biens et des services vendus dans différents pays (KRUGMAN). La dévaluation de la monnaie nationale stimule les exportations de ce pays rendant le coût des produits nationaux plus attractif pour les consommateurs étrangers, les importations quant à elles deviennent plus onéreuses, impactant les prix intérieurs. Inversement une réévaluation de la monnaie d'un pays par rapport aux autres monnaies rend ses exportations plus couteuses et ses importations meilleures marchées.

L'effet des variations des taux de change sur le prix des biens et services détermine le niveau général des prix. Cette approche a été à l'origine de nombreuses études dont la théorie des « parités de pouvoir d'achat » élaboré par (CASSEL) qui montre la relation entre le taux de change et le niveau des prix. Les études empiriques ont analysé la transmission des variations du taux de change sur le système des prix à travers l'effet du « Pass-Through ». (Ari Aisen, 2021) a évoqué une sensibilité importante de l'inflation à court terme.

C'est dans ce contexte que s'établie notre travail, nous allons essayer de répondre à la problématique suivante :

Quel est l'impact de la variation du taux de change sur l'inflation ?

Notre étude s'étend sur la période allant de 1987-2019, nous utilisons un modèle autorégressif à retards dynamiques (ARDL). Cette approche nous permet de traiter de petits échantillons et ne nécessite pas une intégration du même ordre des variables. Ainsi nous examinerons les interactions entre les variables et comment une dévaluation ou réévaluation du taux de change interagit avec l'inflation. Ce qui nous permettra de répondre aux hypothèses ci-dessous :

- Le taux de change joue un rôle significatif dans l'explication de l'évolution des prix en Algérie.
- l'inflation peut être causée par les variations du taux de change

L'article est structuré comme suit :

La première partie expose une revue de la littérature et de différentes études empiriques. la seconde partie est réservé à l'analyse de l'évolution des différentes variables à savoir le taux de change effectif réel(TCER), l'indice des prix à la consommation(IPC), la masse monétaire (M2) et le produit intérieur brut (PIB) durant la période[1987-2019].

La troisième partie aborde l'approche méthodologique utilisée.

La dernière partie est consacrée à l'estimation économétrique du modèle et la présentation des résultats.

2. Revue de la Littérature

2.1 Revue Théorique

L'inflation ou en d'autres termes la hausse générale des prix, de par l'importance des conséquences (sociales, économiques et politique) qu'elle engendre ; constitue un sujet important dans l'analyse économique et dans plusieurs autres domaines. Dans ce sens, un nombre important d'études théoriques et/ou empiriques est régulièrement produit par les revues d'analyse économique.

Dans le domaine de la recherche économique, les travaux sont menés à la fois dans le but d'une part de rechercher les facteurs qui sont à l'origine de l'inflation et d'autre part afin de prévoir et de mesurer les hausses futures des prix. Ces travaux se sont en général focalisés sur le lien qui peut exister entre l'inflation exprimée par l'indice des prix à la consommation et les autres variables macroéconomiques. Parmi ces dernières, l'offre de monnaie apparaît comme l'une des principales causes à l'origine de la hausse des prix. La justification théorique de cette causalité relève de la théorie quantitative de la monnaie. Théorie qui demeure toujours d'actualité dans les politiques monétaires des banques centrale dans leur rôle de lutte contre l'inflation.

La deuxième variable qui intervient dans la détermination de l'inflation est le taux de change. En effet les fluctuations de cette variable macroéconomique peuvent être à l'origine d'une manière direct ou indirect des différents déséquilibres comme les déficits de la balance des paiements, des pressions inflationnistes, des pertes de compétitivité.... D'autre part, sous le régime de flottement administré, la banque centrale, dont l'objectif principal est le maintien de la stabilité des prix ; intervient dans les marchés de change par l'achat ou la vente d'actifs domestiques afin de maintenir le taux de change à un niveau qu'elle juge approprié. Dans ce sens, les économistes se sont intéressés à la politique monétaire via le canal taux de change afin de déterminer le degré de transmission des variations du taux de change nominal sur le niveau général des prix, autrement dit comment la dépréciation d'une monnaie affecte les prix dans une économie ; c'est ce qu'on appelle en théorie économique l'effet du « pass-through ». (Goldberg et al, 1997) ont analysé les répercussions des fluctuations de change sur les prix à l'importation et ont défini le pass-through du taux de change. Il est égal à la variation en pourcentage des prix à l'importation exprimés en monnaie locale qui résulte d'une variation de 1 % du taux de change de la monnaie locale par rapport à celle du pays exportateur. Ou en d'autres termes l'élasticité des prix à l'importation par rapport au taux change. (Feinberg, 1989, p. 1) a étendu l'analyse de cet effet de transmission des variations de change des prix à l'importation à celle des prix de production et à ceux de la consommation. L'effet de contagion finit par affecter le niveau général des prix de toute l'économie.

Ainsi, sur l'exemple des Etats unis et de l'Allemagne, l'auteur a constaté une incidence du taux de change sur les prix intérieurs à la production plus importante dans les secteurs moins concentrés et confrontés à une plus grande pénétration des importations. (Ihrig, 2001, p. 1) étudie l'effet du pass-through du taux de change sur l'inflation sur un

panel de 20 pays industrialisés et avec des séries statistiques qui portent sur la période 1971 à 2000 ; les auteurs arrivent à des résultats qui révèlent un lien significatif entre les taux estimés de transmission et la variabilité de l'inflation. Ils recommandent le recours à une politique monétaire appropriée pour atténuer la magnitude des effets des variations des cours de change.

Le pass-through du taux de change peut se traduire par des effets directs et des effets induits. Ainsi, une dépréciation de la monnaie locale entraîne un renchérissement des prix des produits finis et des intrants importés qui se traduit par une hausse des prix à la consommation. (Campa et al, 2006, p1) Ont mené une étude sur 21 pays de l'OCDE afin d'analyser les voies de transmission des fluctuations des taux de change sur les prix à la consommation. Les résultats montrent que les prix à la consommation des biens échangeables sont moins sensibles aux fluctuations du taux de change que les biens non échangeables. La production de ces derniers requière relativement plus de matières et produits importés.

L'inflation peut également provenir d'une situation de surévaluation structurelle de la monnaie domestique. En effet, (Goldfajn et al, 1999) montrent que la surévaluation de la monnaie nationale est un déterminant important de sa dépréciation future. Ainsi tant que le taux change est réajusté à sa juste valeur d'équilibre, la dévaluation de la monnaie ne provoquera pas d'inflation. Cependant si la surévaluation se poursuit de manière excessive elle finira par provoquer une inflation.

L'augmentations de la quantité de monnaie en circulation en période de récession peut se traduire par une augmentation du niveau général des prix et par une baisse des taux d'intérêt. Cette situation implique des tensions inflationnistes et une dépréciation réelle de la monnaie nationale.

2.2 Revue Empirique

Les fluctuations du taux de change et de la masse monétaire affectent le niveau général des prix. (Mentor, 1997, p.1) utilise une approche multivariée dans l'étude des causes de l'inflation à Haïti. Le résultat de l'estimation montre que les chocs positifs de la masse monétaire entraînent une hausse du niveau des prix et une dépréciation du taux de change. Plusieurs études montrent le lien de causalité entre l'expansion monétaire, la hausse des prix et la dépréciation réelle de la monnaie nationale. Ces résultats relèvent théoriquement de la théorie quantitative de la monnaie et de la parité des pouvoirs d'achat. Dans ce sens (Jebali, 2009) adoptent une approche basée sur une modélisation en termes de VAR. Ils retiennent quatre variables : le taux de change effectif nominal, le taux du marché monétaire, l'indice des prix à la consommation et l'indice de la production industrielle afin d'évaluer l'impact des variations du taux de change sur les prix domestiques.

Les résultats obtenus montrent une sensibilité de l'inflation face aux fluctuations de la monnaie nationale. Pour l'économie marocaine (Ouchchikh, 2018) tente d'évaluer l'incidence des chocs monétaires et du taux de change sur la production et les prix à travers l'application d'un modèle vectoriel autorégressif structurel avec variables exogènes (SVARX). Les résultats de cette étude révèlent qu'un choc monétaire restrictif produit une contraction transitoire de la production, une baisse persistante des prix, un effet de liquidité significatif et une appréciation du taux de change. D'autre part, un choc positif du taux de

change entraîne une légère baisse des prix, une contraction de la masse monétaire et une hausse du taux d'intérêt. (Ari Aisen et al, 2021) estiment dans leur article la transmission du taux de change au Mozambique en utilisant l'approche ARDL sur une période allant de 2001 à 2019. Les résultats concluent à une répercussion de 50% des variations du taux de change sur les prix en moins de six mois. Les auteurs suggèrent aux décideurs politiques qu'ils devraient continuer à rechercher une inflation faible et stable et développer un solide bilan de politiques macroéconomiques prudentes pour que l'ERPT diminue.

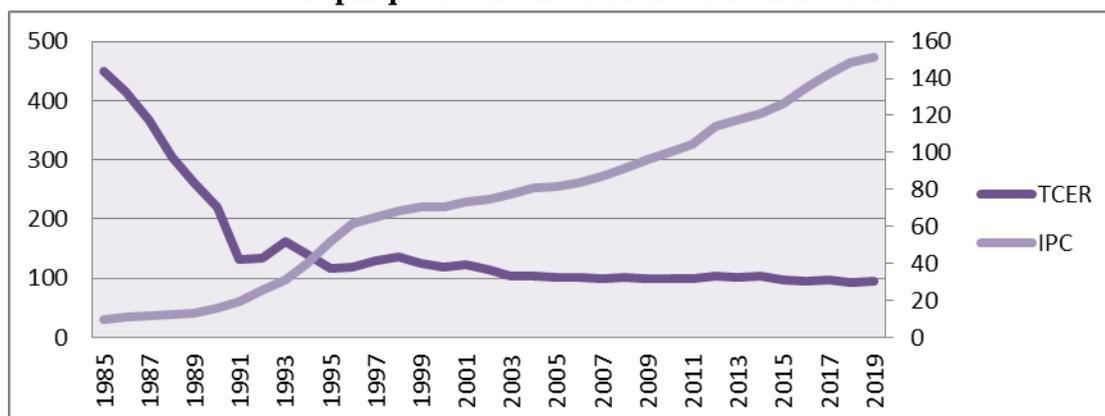
Toutefois certaine étude empirique trouvent que le degré du pass-through n'est plus aussi élevé qu'autre fois notamment dans les pays en développement. En effet (Choudhri, 2001), (Taylor, 2000) ont estimé que ce faible degré du pass-through est associé à une tendance mondiale à la baisse de l'inflation à partir des années 1990. Quant à (Burstein, 2002) associe cette baisse observée dans la transmission des chocs sur le taux de change à l'indice général des prix à la substitution des produits importés coûteux par des produits locaux moins chers, (Borensztein, 1999) et (Goldfajn, 2000) voient que la dévaluation de leur monnaies nationales est le principal déterminant de la baisse de l'inflation à long terme.

3. L'évolution du Taux de Change Effectif Réel et de l'Indice des Prix à la Consommation [1987-2019]

Le graphique ci-dessous expose la relation entre le taux de change effectif réel et l'indice des prix à la consommation. Après la chute brutale des cours des hydrocarbures¹, la Banque d'Algérie a adopté une politique de taux de change active. Des 1987 on assiste à une dévaluation du dinar par rapport à son panier de monnaies qui se poursuit jusqu'à 1991. L'Algérie fait ses premiers pas vers l'économie de marché en 1994, elle met en place un programme d'ajustement structurel suite aux accords avec le FMI (Benissad, 1997)², ce dernier lui impose des mesures strictes, en commençant par procéder à la dévaluation de la monnaie nationale de l'ordre de 40% qui était surestimé par rapport à sa situation économique, et aller vers une libéralisation des échanges extérieurs. Cependant la dévaluation aboutit à l'accélération de l'inflation et donc à une plus grande déstabilisation du système de prix intérieurs. En 1995 l'Algérie adopte un système de change à flottement dirigé dans le but soutenir la politique monétaire dans sa démarche de réduire l'inflation. En effet l'indice des prix enregistre une forte croissance dès le début des années 90 et jusqu'à 1996, la banque d'Algérie adopte une politique de stabilisation du taux de change effectif réel du dinar visant à maintenir un niveau d'inflation faible et veiller à freiner les effets des chocs extérieurs ainsi que donner libre cours aux exportations.

¹ Les cours du baril de pétrole sont passés de 27 \$us en 1985 à 11 \$us en 1986

Graphique N°01 : Evolution du TCER et l'IPC



Source : par l'auteur à partir des données de la banque mondiale

Une dépréciation du taux de change du dinar a été constatée suite au choc externe de 1998-1999 alors que les réserves de change n'étaient que de 6.8 46 milliard de dollar et qui s'est poursuivie jusqu'au début de 2001.

Excepté pour l'année 2001, les années 2000-2008 se sont caractérisées par une relative stabilisation du taux de change effectif réel du dinar marqué par une augmentation des importations de biens et services, augmentation des réserves de change traduit par une offre de devises sur le marché interbancaire des changes et une maîtrise de l'inflation. Effectivement une stabilité des prix à la consommation est constatée qui confirme la tendance à la désinflation, en 2002 l'indice national des prix enregistre une baisse significative de 2,8%. Ce n'est qu'en 2008 que l'inflation a atteint 5,6 % en moyenne annuelle dans le secteur public hors hydrocarbures, le taux le plus élevé de la décennie. L'inflation annuelle moyenne mesurée par l'indice national des prix à la consommation a atteint 4,4 % en 2008 contre 3,9 % l'année précédente et 1,8 % en 2006, elle continue s'accroître depuis la crise financière internationale et finit par atteindre son plus haut chiffre en 2012 de cette décennie. Le taux de change effectif réel du dinar a été néanmoins maintenu à son niveau d'équilibre à moyen terme grâce à l'intervention de la banque d'Algérie sur le marché interbancaire des changes.

La chute des prix du pétrole, les déficits budgétaires et de la balance des paiements qui se creusent d'avantage au cours de l'année 2014 et 2015 incitent la banque d'Algérie à intervenir afin de rapprocher le taux de change effectif réel du dinar de son niveau d'équilibre ainsi le dinar algérien s'est déprécié face aux principales devises, le cours moyen annuel du dinar est passé de 80,57 dinars pour un dollar en 2014 à 100,46 en 2015 (Rapports annuels de la Banque d'Algérie, 2015) soit une dépréciation de 19,81 %.

Le cours de change est sensible à la variation des taux de change des principales monnaies sur le marché international de change ainsi qu'aux fluctuations des prix du pétrole, aux dépenses publiques et au différentiel d'inflation avec les pays partenaires commerciaux,

En 2018, le rythme annuel moyen de progression de l'indice des prix à la consommation s'est de nouveau ralenti. Le rythme de hausse de l'indice national a atteint 3,5 %

Tableau N°1

| Années | 1991 | 1994 | 1998 | 2001 | 2008 | 2011 | 2015 | 2018 |
|-------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| TCER | 131,56 | 139,74 | 135,55 | 123,21 | 102,25 | 99,13 | 96,50 | 93,28 |
| IPC | 19,54 | 40,01 | 68,39 | 73,41 | 91,01 | 104,52 | 126,74 | 148,46 |
| Inflation % | 25,89 | 29,05 | 4,95 | 4,23 | 4,86 | 4,52 | 4,78 | 4,27 |

Source : les données de la banque mondiale

4. Méthodologie de l'Étude

Pour évaluer les effets des variables indépendantes : taux de change, masse monétaire, sur la variable dépendante niveau d'inflation nous adopterons une approche en terme de VAR (vecteur autoregressif).

Nous utiliserons la méthode ARDL (Auto Regressive Distributed Lag) développée par (Pesaran and Shin, 1999), (Pesaran et al, 2001) et (Shin, Byungchul et Greenwood, 2013). Ces apports économétriques ont permis de dépasser les limites relatives aux techniques de cointégration classiques. Ainsi, la méthode ARDL prend en compte les ruptures d'évolution que peut présenter une série statistique. Dans les situations où les variables exogènes produisent des effets asymétriques sur la variable endogène ; il est recommandé par (Shin et al, 2013) de privilégier la méthode ARDL non linéaire.

Le choix de l'approche (ARDL) dans notre travail est justifié par la taille de notre échantillon (30 observations). En effet, pour les petits échantillons cette méthode permet de limiter les biais statistiques. Par ailleurs, le recours à la technique de cointégration impose aux variables utilisées le même ordre d'intégration. L'autre avantage des modèles ARDL est le traitement simultané des effets de court terme et de long terme exercé par les variables exogènes sur la variable endogène.

Modèle d'Analyse : Variables et Démarche de Test

L'objectif de cette étude est d'identifier empiriquement l'impact du taux de change sur l'inflation.

Nous avons retenu quatre variables : l'indice des prix à la consommation, comme variable endogène, le taux de change effectif réel, la masse monétaire M2 et le produit intérieur brut PIB comme variables exogènes. Toutes les données sont issues de la base de données World Development Indicators (WDI) de la banque mondiale.

- **L'indice des Prix à la Consommation (IPC) :** C'est l'indicateur, généralement, retenu pour mesurer les variations de prix dans le temps. Il mesure l'inflation.
- **Le Taux de Change Effectif Réel (TCER):** cet indice s'obtient par le calcul de la moyenne des taux de change réels bilatéraux de la monnaie nationale relativement aux devises des pays partenaires pondérée par leur poids respectif dans les échanges extérieurs avec le pays considéré. L'indice TCER est le meilleur indicateur pour mesurer la compétitivité internationale d'un pays.
- **La Masse Monétaire (MM):** Elle est mesurée par l'agrégat monétaire (M2) exprimé en milliards de dinars. Elle représente la quantité de monnaie qui circule dans l'économie à un moment donné. Suivant la théorie quantitative de la monnaie, toute variation de cet indicateur impacte le niveau général des prix.
- **Le Produit Intérieur Brut (PIB) :** est une approximation du revenu nationale. La croissance du revenu génère une hausse de la demande nationale autrement dit

l'absorption globale. Cette dernière provoque une hausse des prix intérieurs. Le signe attendu de cette variable peut être positif ou négatif.

5. Le Modèle

Notre étude porte sur la relation entre l'inflation, la masse monétaire, le taux de change effectif réel et le PIB en Algérie entre 1987-2019. Le modèle à estimer est donné par la relation qui suit :

$$LIPC_t = f(LMM_t, LPIB_t, LTCER_t) \dots (3)$$

(L) est le logarithme naturel; L'indice (t) indique le temps;

5.1 La Corrélation

Il existe une forte corrélation positive entre la l'IPC, la masse monétaire M2 et le PIB, alors que la corrélation est forte et négative entre le taux de change réel et l'IPC.

Tableau N°2: La Corrélation

| | LIPC | LMM | LPIB | LTCER |
|------|------|--------|--------|--------|
| LIPC | 1 | ←-0.92 | ←-0.97 | ←-0.91 |

Source : élaboré par l'auteur

5.2 La Causalité

Tableau N°3 : La Causalité

| Null Hypothesis: | Obs | F-Statistic | Prob. |
|-----------------------------------|-----|-------------|--------|
| LMM does not Granger Cause LIPC | 30 | 2.57372 | 0.0787 |
| LIPC does not Granger Cause LMM | | 2.07394 | 0.1315 |
| LPIB does not Granger Cause LIPC | 30 | 4.14219 | 0.0174 |
| LIPC does not Granger Cause LPIB | | 0.75231 | 0.5322 |
| LTCER does not Granger Cause LIPC | 30 | 3.25354 | 0.0401 |
| LIPC does not Granger Cause LTCER | | 2.18788 | 0.1168 |

Source : élaboré par l'auteur sur EViews

Le test de causalité de Granger démontre l'impact du PIB, de la masse monétaire et du TCER vers l'IPC, en effet la probabilité de l'hypothèse nulle (absence de causalité) est inférieure à 10% pour ces trois variables.

5.3 Etude de la Stationnarité des Variables

Pour tester la stationnarité de nos séries chronologiques, nous avons choisi le test de DickyFullar Augmenté (ADF) qui est généralement utilisé dans les tests de stationnarité. Le tableau-4 ci-dessous présente les résultats :

Tableau N°4 : Stationnarité des variables

| Variables | en niveau (P-value) | en différence première (P-value) | Ordre d'intégration |
|-----------|------------------------|--|---------------------|
| LIPC | 0.01 | | I(0) |

| | | | |
|-------|------|------|------|
| LMM | 0.41 | 0.03 | I(1) |
| LPIB | 0.00 | | I(0) |
| LTCER | 0.00 | | I(0) |

Source : élaboré par l'auteur sur EViews

Suivant le test de racine unitaire par le recours à la méthode augmented dickey fuller ADF, les résultats montrent que toutes les variables sont stationnaires en niveau à l'exception de la masse monétaire qui devient stationnaire après une première différenciation. Ainsi l'ensemble des variables sont intégrées d'ordre 0 I(0) sauf la variable de masse monétaire qui est intégrée d'ordre 1 I(1).

5.4 Méthode d'Estimation

Quand les variables sont intégrées suivant des ordres différents I(0) ou I(1), il est recommandé de privilégier l'application d'un modèle ARDL dont la forme est :

$$DLIPC_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_1 DLIPC_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_2 DLMM_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_3 DLPiB_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_4 DLIPC_{t-i} + \sum_{i=0}^q \alpha_4 DLTcER_{t-i} + \beta_1 LIPC_{t-1} + \beta_2 LMM_{t-1} + \beta_3 LPIB_{t-1} + \beta_4 LTCER_{t-1} + \varepsilon_t \dots (4)$$

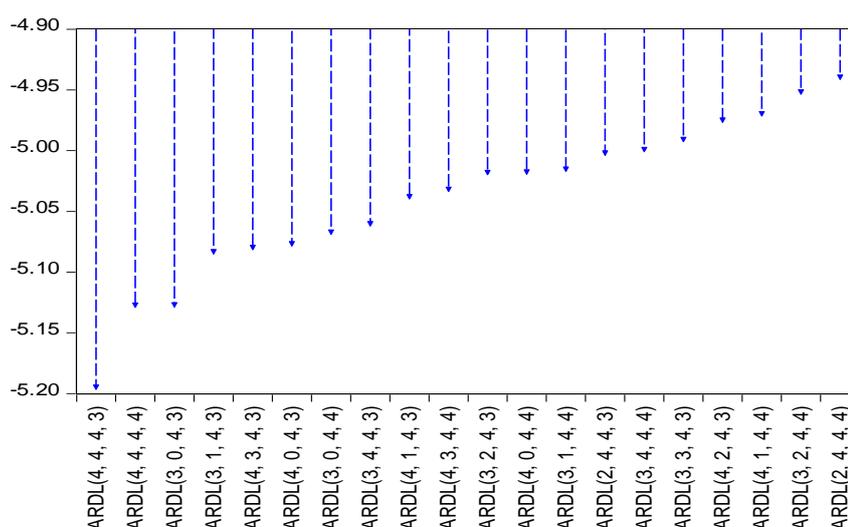
- D est la différenciation première ;
- α_0 est la constante
- $\alpha_1, \dots, \alpha_5$ sont les effets de court terme ;
- $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$, sont les effets de long terme ;
- ε_t est le terme d'erreur

5.5 Détermination du nombre de retard optimal

Le modèle ARDL exige le choix du nombre optimal de retards. En effet un excès de retard réduit le degré de liberté et peut aboutir à des formes d'autocorrélation des variables. Le nombre de retard a été déterminé sur la base des critères de sélection (AIC) et Schwarz (SCH). La figure 3 ci-dessous nous permet de retenir le nombre de retard adéquat pour l'estimation du modèle ARDL. Le modèle ARDL (4,4,4,3) s'avère le plus approprié.

Graphique N°02 : Le nombre de retard optimal

Akaike Information Criteria (top 20 models)



Source : élaboré par l'auteur sur EViews

5.6 Test de cointégration aux bornes

Le «test de cointégration aux bornes» ou «bounds test to cointegration» est adopté dans les cas où les séries sont intégrées suivant des ordres différents $I(0)$ et $I(1)$. Ce test permet de montrer l'existence d'une relation de long terme entre les variables du modèle.

Tableau N°5 : test de cointégration aux bornes

| F-Statistic = 17.54 | | |
|---------------------|-------------------|-------------------------|
| Valeurs Critiques | | |
| Limite Supérieure | Limite Inférieure | Niveau de Signification |
| 3.2 | 2.37 | 10% |
| 3.67 | 2.79 | 5% |
| 4.08 | 3.15 | 2.5% |
| 4.66 | 3.65 | 1% |

Source : établi par l'auteur à partir d'Eviews

Le tableau-5 donne les résultats du test aux bornes du modèle ARDL de cointégration. Les résultats démontrent que la valeur de la statistique F est supérieure à la limite la plus élevée 4.66 avec un niveau de signification de 5% ce qui confirme l'existence d'une relation de long terme entre les variables.

5.7 Relations de court terme

Tableau N°6 : Relations de court terme

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|-------------|-------------|------------|-------------|--------|
| D(LIPC(-1)) | 0.659644 | 0.109532 | 6.022405 | 0.0001 |
| D(LIPC(-2)) | 0.070093 | 0.134608 | 0.520719 | 0.6139 |
| D(LIPC(-3)) | 0.233836 | 0.091598 | 2.552859 | 0.0287 |
| D(LMM) | 0.206403 | 0.043948 | 4.696512 | 0.0008 |
| D(LMM(-1)) | -0.028753 | 0.044065 | -0.652527 | 0.5288 |

| | | | | |
|--------------|-----------|----------|-----------|--------|
| D(LMM(-2)) | 0.094968 | 0.039438 | 2.408000 | 0.0368 |
| D(LMM(-3)) | -0.067137 | 0.033606 | -1.997738 | 0.0737 |
| D(LPIB) | -0.127470 | 0.038838 | -3.282075 | 0.0083 |
| D(LPIB(-1)) | -0.003746 | 0.041536 | -0.090185 | 0.9299 |
| D(LPIB(-2)) | -0.141537 | 0.042370 | -3.340530 | 0.0075 |
| D(LPIB(-3)) | -0.202949 | 0.044009 | -4.611523 | 0.0010 |
| D(LTCER) | 0.019027 | 0.036197 | 0.525646 | 0.6106 |
| D(LTCER(-1)) | 0.113467 | 0.038303 | 2.962331 | 0.0142 |
| D(LTCER(-2)) | 0.249099 | 0.040184 | 6.198995 | 0.0001 |
| CointEq(-1)* | -0.206507 | 0.018639 | -11.07947 | 0.0000 |

Source : établi par l'auteur à partir d'Eviews

L'estimation de la relation de court terme présentée dans le tableau 6 montre que le coefficient d'ajustement est négatif et statistiquement significatif (0.0000). Ce résultat justifie l'existence d'un mécanisme de correction d'erreur et par conséquent une relation de long terme entre les variables étudiée. La valeur de ce coefficient CointEq(-1) est de -0.20 cela signifie que l'indice des prix se corrige et s'ajuste annuellement suivant cette valeur. En d'autres termes, le retour à l'équilibre s'effectue dans un délai de 5 années.

Les coefficients des variables retardées représentent les élasticités à court terme, on constate que l'indice des prix à la consommation (LIPC) dépend positivement de sa valeur passée. Ce résultat est conforme à la réalité. Il s'explique par les comportements d'anticipation auto réalisatrice des consommateurs ; l'inflation produit l'inflation. La variable masse monétaire présente un signe positif et statistiquement significatif. Elle exerce un effet immédiat et retardé sur l'indice des prix à la consommation. Ainsi, une hausse de 1% de la masse monétaire provoque une hausse des prix de l'ordre de 0.2%. Le produit intérieur brut exerce un effet négatif sur les prix à la consommation à court terme. Ces derniers diminuent de 0.12% suite à une hausse du PIB de 1%. Dans la réalité le revenu qui est une approximation du PIB impacte positivement et parfois négativement l'inflation. La variable taux de change effectif réel se présente avec un signe non attendu. Il est positif. Ce qui est contraire à la représentation graphique (graphe -1) et au résultat de la corrélation.

5.8 La relation de long terme

Tableau N°7 : La relation de long terme

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|-------------|------------|-------------|--------|
| LMM | 0.624950 | 0.525832 | 1.188499 | 0.2621 |
| LPIB | -0.524162 | 0.680911 | -0.769795 | 0.4592 |
| LTCER | -0.624535 | 0.297852 | -2.096795 | 0.0624 |
| C | 4.864684 | 5.512118 | 0.882543 | 0.3982 |
| EC = LIPC - (0.6250*LMM - 0.5242*LPIB - 0.6245*LTCER + 4.8647) | | | | |

Source : établi par l'auteur à partir d'Eviews

Les résultats de l'estimation de la relation de long terme, présentés dans le tableau 7 montre que seule la variable taux de change effectif réel est significative et présente le signe attendu. Ainsi une dépréciation réelle de la monnaie nationale de l'ordre de 1% produit une augmentation du niveau de l'inflation de l'ordre 0.62%. Le taux de change effectif réel et l'inflation évoluent d'une manière opposée. La masse monétaire et le PIB ne sont pas significatifs.

5.9 Validation des résultats de l'estimation économétrique :

Le modèle ARDL (4, 4, 4,3) utilisé dans cette recherche a été soumis aux tests classiques de validation. Les résultats sont globalement acceptables. La probabilité du test Jarque-Bera est supérieure à 0,05 L'hypothèse nulle H0 est acceptée. La statistique F de Breusch-Godfrey se présente avec une probabilité supérieur 0.5%. Les tests du CUSUM et CISUMQ montrent que le modèle utilisé est stable dans le temps.

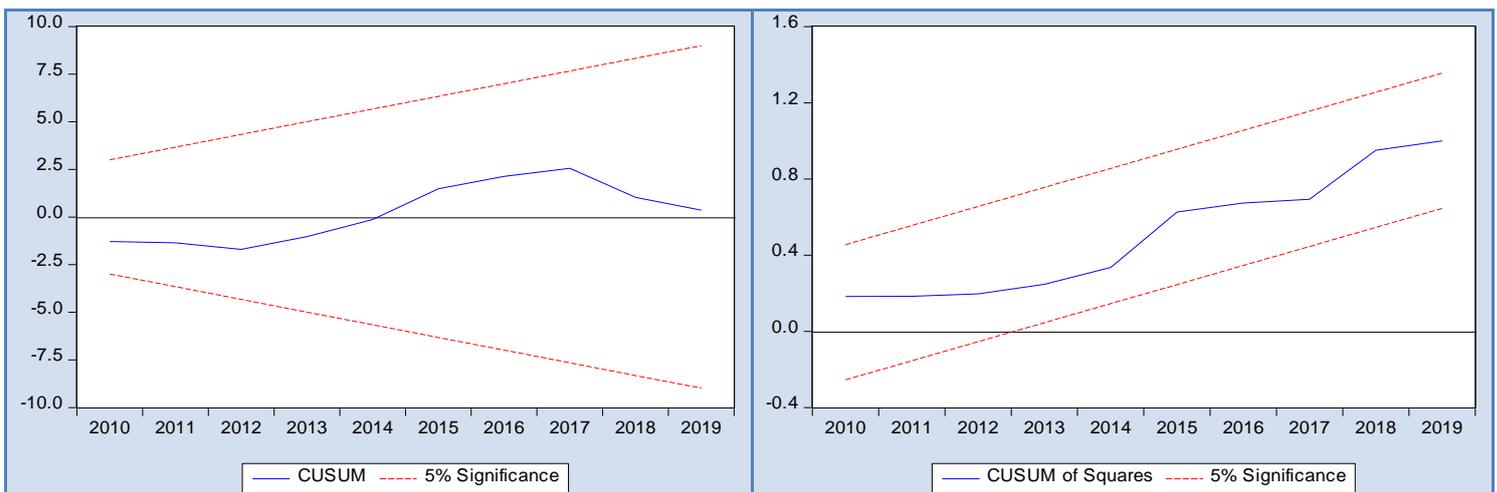
Tableau N°8 : Validation des résultats

| Hypothèse | Test appliqué | Résultat du test |
|-----------------|-----------------|-------------------------------------|
| Autocorrélation | Breusch-Godfrey | F = 1.275709 (probabilité=0.0098) |
| Normalité | Jarque-Bera | F = 0.378024 (probabilité=0.827777) |

Source : établi par l'auteur

5.10 Tests de stabilité : CUSUM et CISUMQ :

Graphique N03: Tests de stabilité CUSUM et CISUMQ



Source : élaboré par l'auteur

Les résultats montrent que la courbe de CUSUM et CUSUMQ est à l'intérieur de la marge au seuil de 5 %, ce qui implique que le modèle est stable et bon pour faire des prévisions.

6. Conclusion :

L'objet de ce travail est l'estimation de la transmission des variations du taux de change sur le niveau des prix internes (pass-through) pour la période 1987-2019. Les tests de validations : JB, LM et CUSUM ont montré que le modèle était globalement acceptable.

Les résultats de l'estimation économétrique du modèle se sont révélés mitigés dans le court terme. En effet Le taux de change effectif n'a pas présenté le signe escompté. Le choc ne se transmet pas directement sur les prix à la consommation, une hausse du taux de change se répercute d'abord sur le prix des produits importés. Cependant à long terme la variable taux de change effectif réel était significative. On accepte alors l'hypothèse 1 et 2, à savoir le taux de change peut être retenu comme variable explicative de la formation des prix et ainsi entrainer des poussées inflationnistes.

Dans l'étude de l'inflation nous n'avons retenu que les variables masse monétaire et taux de change effectif réel. Cependant, dans l'analyse de la hausse des prix, d'autres variables peuvent être utilisées dans l'explication des déterminants de l'inflation. Il s'agit du revenu disponible, du taux de change effectif nominal et des conditions climatiques³. Sur la période 2000-2019 on constate en Algérie que l'inflation coïncide avec la hausse sensible des revenus. L'agriculture qui représente 25% du PIB algérien, la pluviométrie impact significativement la production, l'offre et par voie de conséquence le niveau des prix.

L'état devrait stimuler la production nationale afin de limiter les importations et ainsi diminuer la demande de devise sur les marchés des changes. Des projets d'investissements doivent être entrepris dans le but de diversifier l'offre. tel que la relance de l'industrie touristique qui représente une source importante en termes de rentrée de devise, établir des réformes afin de faciliter l'implantation des investisseurs étrangers à savoir les multinationales qui auront un effet positif sur l'économie par la création d'emplois, l'augmentation de l'offre agrégée ce qui pourrait diminuer le niveau des prix dans l'économie.

³ Dans les modèles d'analyse de l'inflation, le FMI retient souvent les conditions climatiques comme variable exogène dans le cas des pays d'Afrique et d'Asie. Pour ces derniers, leur production agricole reste souvent tributaire aux aléas climatiques

7. Bibliographie :

1. Aisen, E. Manguinhane, F. Simione, (2021), « An empirical assessment of the exchange rate pass-through in Mozambique », available at : <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2021/05/06/An-Empirical-Assessment-of-the-Exchange-Rate-Pass-through-in-Mozambique-50243>
2. Burstein, M. Eichenbaum, S. Rebelo, (2002). « Why Are Rates of Inflation So Low After Large Devaluations ? Centre for Economic Policy Research », pp 1-33, available at : <https://doi.org/10.3386/w8748>
3. E. Borensztein, J. de Gregorio, (1999). « DEVALUATION AND INFLATION AFTER CURRENCY CRISES. International Monetary Fund », pp 1-19, available at : https://www.researchgate.net/profile/Eduardo-Borensztein/publication/245906019_Devaluation_and_Inflation_after_Currency_Crises/links/543fc8ac0cf21227a11b7d80/Devaluation-and-Inflation-after-Currency-Crises.pdf
4. E. U. Choudhri, D. S. Hakura, (2006), « Exchange rate pass-through to domestic prices : Does the inflationary environment matter ? », pp 614-639, *Journal of International Money and Finance*, 25(4), available at : <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2005.11.009>
5. H. Benissad, (1994), Algérie : Restructurations et Réformes Economiques, (1979-1993), Ed OPU. Alger.
6. Goldfajn, R.O. Valdes, (1999), The Aftermath of Appreciations. *The Quarterly Journal of Economics*, 114(1), pp229-262, available at <https://doi.org/10.1162/003355399555990>
7. Goldfajn, S.R.D.C Werlang, (2000), « The Pass-Through from Depreciation to Inflation : A Panel Study », *SSRN Electronic Journal*, available at <https://doi.org/10.2139/ssrn.224277>
8. J.E. Gagnon, J. Ihrig, (2004), « Monetary policy and exchange rate pass-through. *International Journal of Finance & Economics* », 9(4), 315-338, available at : <https://doi.org/10.1002/ijfe.253>
9. J.B. Taylor, (2000). « Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European Economic Review* », 44(7), pp1389-1408, available at [https://doi.org/10.1016/s0014-2921\(00\)00037-4](https://doi.org/10.1016/s0014-2921(00)00037-4)
10. J. K. Kuma, (2018). « Modélisation ARDL, Test de cointégration aux bornes et Approche de Toda-Yamamoto : éléments de théorie et pratiques sur logiciels », pp 1-20, available at : <https://hal.archives-ouvertes.fr/cel-01766214/document>
11. J.M. Campa, L. S, (2006), « Pass-Through of Exchange Rates to Consumption Prices: What Has Changed and Why? » *International Financial Issues in the Pacific Rim: Global Imbalances, Financial Liberalization, and Exchange Rate Policy*, NBER, vol. 17, pp 139-176.
12. P. Goldberg, M. Knetter, (1996). « Goods Prices and Exchange Rates : What Have We Learned ? », *National bureau of economic research*, pp 2-30, available at : <https://doi.org/10.3386/w5862>
13. P.R. Krugman, M. Obstfeld, Marc J. Melitz et all (2015). *Economie internationale* 10e édition. Boston: Pearson Addison-Wesley.

14. P. R. Mentor, (1997), « Relation dynamique entre monnaie, taux de change, et inflation : une étude empirique. Montréal », available at : <https://papyrus.bib.umontreal.ca/xmlui/handle/1866/819>
15. Rapport annuel de la banque d'Algérie 2001-2018
16. R. M. Feinberg, (1989), « The Effects of Foreign Exchange Movements on U.S. Domestic Prices », *The Review of Economics and Statistics*, 71(3), 505, available at : <https://doi.org/10.2307/1926908>
17. R Ouchchikh, (2018), « Impact des chocs monétaires et de taux de change sur l'économie marocaine: une approche svarx », *Revue "Repères et Perspectives Economiques"*, available at file:///C:/Users/USER/Downloads/12867-31544-3-PB%20(2).pdf
18. S. Jebali, T. Moulahi, M.S. Mouha, (2009), « Taux de change et Inflation: une analyse en modèle VAR du canal du taux de change : Cas de la Tunisie. Sousse »: Cinquième journée d'Economie Monétaire et Bancaire. Available at : <https://docplayer.fr/4582860-Taux-de-change-et-inflation-une-analyse-en-modele-var-du-canal-du-taux-de-change-cas-de-la-tunisie.htm>