

## Transmission des Variations du Taux de Change aux Prix à la Consommation: Cas de l'Algérie

### Exchange Rate Pass-Through to Consumer Prices: Case of Algeria

#### أثر تقلبات معدل الصرف على المستوى العام لأسعار الاستهلاك: حالة الجزائر

سمير آيت يحيى (\*) & فضيل رايس (\*\*)

مخبر الدراسات البيئية والتنمية المستدامة

كلية العلوم الاقتصادية والعلوم التجارية وعلوم التسيير

جامعة العربي التبسي، تبسة - الجزائر

Samir AIT YAHIA (\*) & Foudil RAIS (\*\*)

Laboratoire: Études Environnementales et Développement Durable

Faculté des Sciences Economiques, Sciences Commerciales et Sciences de Gestion. Université de Larbi TEBESSI, Tébessa; Algérie.

Faculty of Economic, Commercial and Management Sciences. Larbi TEBESSI University, Tébessa; Algeria

Received: 26.02.2017 & Accepted: 08.12.2017

تقدم للنشر في: 2017.02.26 & قبل للنشر في: 2017.12.08

**Résumé :** Ce document examine le degré des fluctuations du taux de change sur les prix à la consommation en Algérie entre 1995 T1 et 2015 T4, en utilisant le modèle à Correction d'Erreur Vectoriel. En utilisant l'analyse de la Décomposition de la Variance, l'étude a révélé que la répercussion des variations du taux de change aux prix à la consommation en Algérie, au cours de la période observée est importante et significative, en outre la transmission du taux de change a été plus importante pour expliquer la hausse du phénomène de l'inflation en Algérie que les autres variables, bien que les autorités, depuis 1995, ont visé à maintenir la stabilité du taux de change effectif réel (TCER) contre un panier de monnaies pondérées sur la base des parts commerciales des principaux partenaires commerciaux de l'Algérie.

**Mots clés :** Transmission du Taux de Change, IPC, Modèle à Correction d'erreur Vectoriel.

**Jel Classification Codes :** C22, E31, E52, F31.

**Abstract:** This paper examines the degree of exchange rate fluctuations on Algerian consumer prices between 1995 Q1 and 2015 Q4 on the basis of Vector Error Correction Methodology. Using the Variance Decomposition analyses, the study found that exchange rate pass-through in Algeria during the period under review is large and significant and has been more important in explaining Algeria's rising inflation phenomenon than the other variables, although the authorities, since 1995, have aimed at maintaining a stable real effective exchange rate (REER) against a basket of currencies weighted on the basis of the trade shares of Algeria's main trading partners.

**Keywords:** Pass-Through, Exchange Rate, CPI, Vector Error Correction Model.

**Jel Classification Codes :** C22, E31, E52, F31.

**ملخص :** تدرس هذه الورقة البحثية درجة انتقال أثر تقلبات معدل الصرف على المستوى العام للاستهلاك في الجزائر باستخدام بيانات فصلية خلال الفترة 1995 ثلاثي 1 إلى 2015 ثلاثي 4، وذلك بالاعتماد على نموذج شعاع تصحيح الخطأ VECM. وباستخدام تحليلات التباين DV خلصت الدراسة إلى أن انعكاس تقلبات أسعار الصرف على المستوى العام للاستهلاك في الجزائر خلال الفترة المدروسة كانت في غاية الأهمية وذات معنوية، كما كان انتقال أثر معدل الصرف أكثر أهمية في تفسير ظاهرة التضخم في الجزائر عن بقية المتغيرات الأخرى، علما ان السلطات النقدية ومنذ سنة 1995 بدأت تهدف إلى الحفاظ على توازن واستقرار معدل الصرف الفعلي الحقيقي مقابل سلة من العملات مرجحة على اساس أهمية التجارة الخارجية للجزائر مع أهم شركائها التجاريين.

**الكلمات المفتاح :** أثر انتقال معدل الصرف، مستوى عام لأسعار الاستهلاك، نموذج تصحيح الخطأ.

**تصنيف JEL :** C22، E31، E52، F31.

## **I- Introduction :**

Pendant l'effondrement de Bretton Woods, le taux de change est devenu le centre des débats sur les politiques macroéconomiques dans les pays émergents. Compte tenu du passage aux taux de change flexible, on s'est davantage intéressé à la transmission de la politique monétaire à travers l'influence des taux de change. De ce fait, le mécanisme de transmission est devenu une caractéristique des principaux manuels de référence en macroéconomie.

La littérature existante stipule que le taux de change nominal est pris en considération dans la conduite d'une politique monétaire optimale lorsque ses variations affectent les écarts d'inflation ou de production. Cela nous conduit à aborder la notion du degré de transmission des variations du taux de change nominal aux prix ou du « Pass-Through ». Par ailleurs, il est crucial d'évaluer la réaction des prix domestiques au taux de change nominal, au vu de ses implications importantes pour la politique monétaire.

Le présent papier se propose de fournir une estimation économétrique du degré de la transmission des variations du taux de change en Algérie, qui a connu différentes étapes dans l'évolution de son économie. Ces différentes étapes peuvent être regroupées en deux périodes distinctes l'une de l'autre : une première période, durant laquelle l'économie était planifiée et dirigée centralement (1962-1989), et une seconde période (1990 à ce jour), qui voit l'introduction des mécanismes du marché.

Etant donné le degré élevé d'ouverture de l'économie algérienne depuis la deuxième période, et avec la promulgation de la première loi sur la monnaie et le crédit (LMC), en 1990, l'autorité de régulation monétaire (CMC) et la Banque d'Algérie ont pu avoir les moyens réglementaires pour mettre en place de nouveaux instruments de régulation non seulement de la monnaie mais aussi de change. Le canal taux de change semble avoir un rôle important en tant que mécanisme de transmission de la politique monétaire, surtout qu'une nouvelle politique du taux de change avait été engagée. Cette politique se base sur un glissement progressif des parités suivi par une dévaluation de la valeur de Dinar algérien par rapport aux autres devises, dans la mesure où l'Algérie transite vers un régime de change flottant, depuis 1996, et une politique monétaire axée sur le ciblage d'inflation (depuis 2003).

L'objectif de cet article est d'estimer la réaction des prix domestiques à la variation du taux de change effectif nominal de Dinar Algérien, afin de tenir en compte les effets des chocs monétaires. Il semble utile de faire recours à un modèle VECM incluant quatre variables, en utilisant des données trimestrielles pour une période s'étalant entre 1990 :1-2015 :4.

Ce travail est organisé comme suit. La première section examine les déterminants de la transmission des variations du taux de change aux prix et résume les résultats d'études empiriques. La deuxième section présente et analyse l'évolution du taux de change et de l'inflation en Algérie. La troisième section présente la méthodologie économétrique choisie, les résultats d'estimation seront présentés dans la section suivante. La cinquième section analyse le degré de pass-through selon les FRI et la DV. Enfin la dernière section est consacrée à la conclusion.

## **II- Revue de littérature :**

### **1. Revue de la littérature théorique :**

Le degré de la transmission du taux de change au prix établit un lien entre la variation du taux de change et celle des prix domestiques. Les conséquences des variations du taux de change sur l'inflation dépendent de nombreux facteurs. Toutefois, ce qu'il faut retenir, c'est que l'inflation dépend en fin de compte de la politique monétaire. Une politique monétaire axée sur la maîtrise de l'inflation ne permet pas aux variations du taux de change de dégénérer en spirale inflationniste. Ce canal selon F. Mishkin (1996)<sup>1</sup> fait également intervenir les effets du taux d'intérêt. La dépréciation de la monnaie nationale

abaisse le prix des biens nationaux par rapport aux biens étrangers, ce qui se traduit par une augmentation des exportations nettes ( $NX \uparrow$ ) et donc de la production globale. Par conséquent, le schéma du mécanisme de transmission de la politique monétaire par le canal du taux de change est le suivant :<sup>2</sup>

$$M \uparrow \Rightarrow i \downarrow \Rightarrow E \downarrow \Rightarrow NX \uparrow \Rightarrow Y \uparrow$$

Ce canal joue un rôle important dans la façon dont la politique monétaire affecte l'économie nationale (Bryant, Hooper et Mann (1993) et Taylor (1993)). En revanche, le taux de change est déterminé par le taux d'intérêt, le taux d'inflation et d'autres variables macroéconomiques qui relèvent de la politique monétaire et budgétaire. En effet un taux d'inflation relatif élevé entraînera une dépréciation de la monnaie nationale. De même un faible taux d'intérêt provoquera une hausse du taux de change. Dans cette perspective, le degré de la transmission du taux de change est influencé selon Goldfajn et Werlang (2000)<sup>3</sup>, Samia Jebali et al (2006)<sup>4</sup>, et Zoheir et al (2012)<sup>5</sup>, par les facteurs suivants :

- La structure et le degré de concurrence sur les marchés des biens : la théorie du « pouvoir du marché » stipule que la transmission du taux de change (pass-through) n'est que partielle. Dans une économie ouverte, les variations du taux de change se transmettent dans la plupart des cas de façon partielle et différée dans le temps aux prix domestiques. De nombreux auteurs [Bacchetta et Van wincoop (2005)<sup>6</sup> ; Corseti et Dedola (2003) ; Bergin et Feenstra (1998)] s'interrogent sur les déterminants microéconomiques de cette transmission incomplète. Cournot, Dornbusch (1987)<sup>7</sup> suggère que l'ampleur de la transmission de la variation du taux de change aux prix est déterminée par la proportion des firmes étrangères présentes sur le marché local par rapport aux entreprises locales ;

- L'environnement inflationniste : plusieurs articles s'intéressent également à des déterminants d'une transmission de type macroéconomique. Taylor (2000)<sup>8</sup> montre que le degré de cette transmission augmente avec le niveau d'inflation.

- L'activité économique : les variations du taux de change ont inévitablement des effets sur les prix à la consommation dans une économie ouverte (McKinnon (1963)). Ces effets peuvent être directs ou indirects, selon qu'ils s'exercent directement sur les prix ou par le biais de leurs répercussions sur la composition ou sur le niveau de la demande globale et sur les salaires.

- Le régime du taux de change : dans un régime du taux de change flexible, une faible transmission des variations du taux de change aux prix peut contribuer à stabiliser la production et l'inflation.

## 2. Quelques travaux empiriques sur le sujet:

Plusieurs études empiriques ont vérifié la relation entre le degré de répercussion du taux de change et inflation, notamment dans les pays en voie de développement. Les tests économétriques de Green (1989) sur les taux d'inflation dans les pays africains montrent que, pris ensemble, la croissance monétaire et la dépréciation du taux de change sont positivement et significativement reliées aux taux d'inflation. De plus, London (1989), analysant l'expérience de 23 pays d'Afrique, a également trouvé que le taux de change ainsi que la masse monétaire jouaient un rôle significatif dans l'explication de l'inflation. Goldfajn et Werlang (2000)<sup>9</sup> ont trouvé que, pour un horizon de 6 mois, le coefficient de la transmission du taux de change est plus élevé dans les pays en développement que dans les pays développés. En trouvant que la dévaluation du taux de change réel est la variable déterminante de la transmission pour les pays émergents, alors que c'est l'inflation initiale pour les pays développés.

Devereux et Yetman (2003)<sup>10</sup> montrent que l'incidence des variations du taux de change sur les prix dépend en partie de facteurs macroéconomiques, en particulier la rigidité des prix, d'autre part elle est sensible au choix du régime de politique monétaire, du fait que le degré de rigidité est fonction de ce dernier.

En ce qui concerne les études empiriques sur les économies des pays du Maghreb, on peut citer l'étude de Samia Jebali et al (2006)<sup>11</sup> pour le cas de la Tunisie. Cette étude montre que tout choc sur le taux de change entraîne une réaction rapide sur l'inflation et que cette réaction semble traduire un degré faible de report et une rapidité relative à l'ajustement aux chocs sur le taux de change. Le travail de Samia. J et al a fait révéler que le degré de transmission des chocs sur le taux de change en Tunisie est faible.

L'étude de Moulay (2014)<sup>12</sup> pour le cas du Maroc, a montré que les innovations sur le taux de change entraînent une réponse similaire sur l'indice des prix à la consommation (IPC). Le degré de répercussion sur l'indice des prix à la consommation au Maroc est aux alentours de 28% dans le moyen et long terme. La vérification de Zoheir. A et Imen.S (2012)<sup>13</sup> pour le cas de la Tunisie et Maroc, nous renseigne qu'il n'y a pas d'évidence d'une transmission statistiquement significative des variations du taux de change nominal aux prix. L'absence de réactivité des prix aux variations du taux de change porte aussi bien sur les prix à la consommation que sur les prix à la production. Selon l'étude, en se référant à l'approche d'Edwards (2006)<sup>14</sup>, en Tunisie et au Maroc, le taux de change nominal n'est pas un outil d'ajustement des effets inflationnistes des chocs. En deuxième lieu, les variations du taux de change nominal ne constituent pas une source de perturbation de l'objectif final de maîtrise de l'inflation, poursuivi par les autorités tunisiennes et marocaines.

### III- Evolution du taux de change et de l'inflation en Algérie :

La politique de change de l'Algérie a pour objectif depuis la seconde moitié des années 1990, la stabilisation du taux de change effectif réel à long terme du dinar à sa valeur d'équilibre déterminée par les fondamentaux de l'économie nationale. Le taux de change effectif réel est un indicateur synthétique de compétitivité englobant les échanges commerciaux de l'Algérie avec ses principaux partenaires commerciaux. Aussi, la politique de gestion du taux de change par la Banque d'Algérie s'inscrit dans le cadre de la politique dite de « Flottement dirigé » du taux de change de dinar vis-à-vis des principales devises. Mais en pratique, l'administration du taux de change domine plus que le flottement.

La méthode de calcul est fondée sur la détermination d'un indicateur de compétitivité sur la base de la pondération des taux de change nominaux des pays partenaires et de leurs indices des prix à la consommation par leurs poids relatifs dans les échanges commerciaux avec l'Algérie, comme le montre l'équation suivante :

$$TCERdz = \prod_{i=1}^n \left\{ N_{i/dz} \frac{P_i}{P_{dz}} \right\}^{\omega_i}$$

$TCERdz$  : Taux de change effectif réel.

$\prod_{i=1}^n$  : la moyenne géométrique.

$N_{i/dz}$  : L'indice des taux de change nominaux bilatéraux entre la monnaie du pays partenaire et le Dinar algérien. (cotation à l'incertain).

$P_i$  : l'indice des prix à la consommation du pays partenaire  $i$ .

$P_{dz}$  : l'indice des prix à la consommation de l'Algérie.

$\omega_i$  : Le coefficient de pondération relatif du pays  $i$ ; tel que  $\sum_{i=1}^n \omega_i = 1$

$n$  : Nombre de pays.

Sachant que, chaque augmentation de TCER signifie une dépréciation de Dinar par rapport aux monnaies des partenaires (cotation à l'incertain).

Alors que :

$$TCERdz = TCENdz \times IPREdz$$

TCEN : est le taux de change effectif nominal.

IPRE : est l'indice des prix relatifs effectifs.

Le taux de change effectif nominal est le taux qui permet d'éliminer les variations relatives aux fluctuations des prix et par conséquent ne garde que les chocs en provenance des variations nominales du taux de change.

En effet, le taux de change effectif réel (nominal) selon Fig. (1) de l'annexe est resté presque stable depuis l'année 2003 jusqu'à 2015, sauf l'année 2009 qui caractérisée par la forte baisse du prix moyen du pétrole suite au « choc » de la crise mondiale de 2008, et qui influence directement sur le taux de change du Dinar, à cause de la dépendance de l'économie algérienne au secteur des hydrocarbures qui représente plus de 96% des exportations.

Le choix de ciblage du taux de change effectif reflète la volonté des autorités algériennes d'indexer le taux de change nominal au niveau des prix domestiques, afin d'éviter toute perte de compétitivité. Toutefois, une règle du taux de change réel constant empêche le taux de change nominal de servir comme un point d'ancrage nominal ; tout choc attaquant le niveau des prix domestiques peut être fortement amplifié par une dépréciation rapide du taux de change et une croissance monétaire rapide. De même, toute dépréciation du taux de change peut entraîner une hausse de l'inflation.

Or, l'Algérie s'oriente ces dernières années vers un régime de change flexible qui allait en parallèle avec la transition de la politique monétaire vers le ciblage direct du taux d'inflation. A cet effet, la stabilité interne et externe de la monnaie nationale constitue l'objectif ultime de la politique monétaire, dont la définition et l'instrumentation sont fixées par le Conseil de la Monnaie et de Crédit (CMC)<sup>15</sup>.

Le phénomène inflationniste en Algérie remonte aux débuts des années 1980, et s'est dangereusement accéléré durant la décennie suivante après la décision de faire passer l'Algérie à l'économie de marché. L'administration et la subvention concernaient les produits alimentaires de base, certains produits énergétiques et les services publics. Face aux coûts budgétaires élevés, les autorités ont dû réformer leur politique sociale et libéraliser les prix. Le programme de la réforme, surtout dans le cadre du Plan d'Ajustement Structurel (PAS) suivi par l'Algérie durant la période 1994-1998, a consisté en l'augmentation des prix domestiques, et progressivement les subventions sur les prix des produits alimentaires ont été levées.

Cette libéralisation a contribué à une forte augmentation des prix à la consommation dans la première moitié des années 1990 (Fig 2 de l'annexe). En effet, c'est au début de cette décennie que le pays a commencé à faire l'expérience de taux d'inflation à deux chiffres, 26.35 % en moyenne durant la période 1990-1995 ( le taux d'inflation le plus élevé était en 1994 avec 31.7 %) <sup>16</sup>. Cette augmentation a sensiblement diminué de sa cadence dans la deuxième moitié.

Avec l'avènement d'une conjoncture favorable sur les marchés pétroliers, suite au net raffermissement des cours du brut à partir de 1999, l'Algérie passe, en quelques années seulement, d'une situation de pénurie de liquidité à une situation d'excès d'offre de liquidité. Le surplus commence à apparaître à partir de 2001. Pour faire face à cet excès, la Banque d'Algérie a introduit des nouveaux instruments indirects de politique monétaire, la chose qui a permis de maîtriser le taux d'inflation, 4.05 % en moyenne pour la période 2000-2015. En effet, depuis l'année 2003, la BA a opté pour une politique monétaire conduite selon l'approche par les règles, en ciblant un niveau plafond de 3% de taux d'inflation à moyen terme comme objectif ultime de la politique monétaire.

**IV- Méthodologie de travail :**

L'étude de l'interaction entre le taux de change et l'inflation doit être réaliser dans les deux sens. Comme les équations de régression simple pour l'estimation de la transmission ( Le Pass-through) ignorent l'effet que peut exercer l'inflation sur le taux de change, le modèle VAR semble être alors la meilleure approche permettant de suivre et étudier une telle interaction entre le taux de change et les variables macroéconomiques.

Soit une représentation VAR dans laquelle on considère deux variables. Chacune de ces variables est fonction de ses propres valeurs passées et de celle de l'autre. Sous forme matricielle, ce modèle s'écrit <sup>17</sup>:

$$\begin{bmatrix} 1 & d_1 \\ d_2 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & c_{12} \\ b_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \dots \dots \dots (01)$$

Le modèle sous forme compressée s'écrit :

$$BX_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \dots \dots \dots (02)$$

Avec :

$$B = \begin{bmatrix} 1 & d_1 \\ d_2 & 1 \end{bmatrix} \quad X_t = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} \quad \Gamma_0 = \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \end{bmatrix} \quad \Gamma_1 = \begin{bmatrix} b_{11} & c_{12} \\ b_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \dots \dots \dots (03)$$

La forme standard (réduite) de la forme structurelle (01) s'écrite :

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1^0 \\ a_2^0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_1^1 & a_1^2 \\ a_2^1 & a_2^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \end{bmatrix}$$

Où :

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + v_t \dots \dots \dots (04)$$

Avec :

$$A_0 = \begin{bmatrix} a_1^0 \\ a_2^0 \end{bmatrix} \quad A_1 = \begin{bmatrix} a_1^1 & a_1^2 \\ a_2^1 & a_2^2 \end{bmatrix} \quad v_t = \begin{bmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \end{bmatrix}$$

La comparaison entre les formes (02) et (04) suggère que les erreurs  $v_{1t}$  et  $v_{2t}$  sont fonction des innovations (chocs)  $\varepsilon_{1t}$  et  $\varepsilon_{2t}$  puisque  $v = B^{-1}\varepsilon$  ; on obtient :

$$A_0 = B^{-1}\Gamma_0 ; A_1 = B^{-1}\Gamma_1 ; v_t = B^{-1}\varepsilon_t$$

Alors :

$$\begin{bmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & \\ & 1 - d_1 d_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & d_1 \\ d_2 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

Ici,  $v_t$  représente les erreurs de prévision dans  $X_t$  sans aucune interprétation structurelle.  $\varepsilon_t$  représente les changements autonomes dans  $X_t$  en modèle 2. Afin d'obtenir les fonctions des réponses impulsives ou la décomposition de la variance, l'utilisation de chocs structurels  $\varepsilon_t$  et non l'erreur  $v_t$ , paraît nécessaire.

Pour analyser la transmission des fluctuations du taux de change aux prix à la consommation pour le cas de l'Algérie nous modifions notre modèle, en ajoutant le prix du baril de pétrole (Brent UK) et le taux de marché monétaire. Le modèle utilisé est le système multivarié de l'économie avec quatre variables : le prix de pétrole (PBrent), le taux de marché monétaire (Tmm), l'indice des prix à la consommation (IPC), et le taux de change effectif nominal (TCEN). Les chocs structurels sur le taux de change et des autres variables seront identifiés par la décomposition de Cholesky.

Les fonctions de réactions aux impulsions nous permettent de déceler comment les variables macroéconomiques réagissent face aux chocs du taux de change.

Par conséquent, le système complet, sans ordre particulier, peut être écrit comme suit<sup>18</sup>:

$$\begin{bmatrix} v^{PBrent} \\ v^{tmm} \\ v^{Tcen} \\ v^{ipc} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & \theta_1 & \theta_2 & \theta_3 \\ \alpha & 1 & \theta_4 & \theta_5 \\ \beta & \gamma & 1 & \theta_6 \\ \delta & \chi & \varphi & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{PBrent} \\ \varepsilon_t^{tmm} \\ \varepsilon_t^{Tcen} \\ \varepsilon_t^{ipc} \end{bmatrix}$$

Avec :

$$B^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & \theta_1 & \theta_2 & \theta_3 \\ \alpha & 1 & \theta_4 & \theta_5 \\ \beta & \gamma & 1 & \theta_6 \\ \delta & \chi & \varphi & 1 \end{bmatrix}$$

## V- Etude empirique:

### 1. Données et source des données:

La plupart des études empiriques étudiant le problème de la transmission tendent à utiliser des données trimestrielles sur le taux de change et les indices de prix. Ces données sont disponibles dans la base de données IFS (International Financial Statistics) du Fond Monétaire International (FMI). Dans notre investigation empirique nous utilisons des données trimestrielles allant de 1995 :1 à 2015 :4 relatives au taux de change effectif nominal E base 100 en 2010, à l'indice de prix à la consommation IPC base 100 en 2010, au taux d'intérêt et au prix du baril de pétrole (Brent UK).

### 2. Traitement des données:

Dans le cadre de notre modèle VAR, le critère AIC (Akaike Information Criterion) montre que l'ordre approprié du VAR en niveau est égal à 6 mois (p=2).

#### ➤ Etude de stationnarité:

L'étude de la stationnarité des séries est essentielle dans la mesure où elle conditionne le choix du modèle économétrique.

Dans le but d'étudier la stationnarité des données en niveau, nous avons procédé au test de racine unitaire sur les variables en niveau. Les résultats du test de Dickey Fuller Augmenté montrent que toutes les variables (IPC, TCEN, PBrent et Tmm) possèdent une racine unitaire et ne représentent donc pas des séries stationnaires.

Les résultats sont présentés dans le tableau (01) de l'annexe, qui montre que les quatre variables ne sont pas stationnaires au niveau mais le sont à la différence première. D'où la possibilité de l'existence de relations de cointégration.

#### ➤ Tests de Cointégration:

L'analyse de la cointégration, présentée par Granger (1983) et Engle et Granger (1987)<sup>19</sup> est considérée par beaucoup d'économistes comme un des concepts nouveaux les plus importants dans le domaine de l'économétrie et de l'analyse de séries temporelles.

En procédant au test de Johansen, sur la base de la Trace et de la valeur propre maximale, les résultats au seuil de 5% montrent qu'il existe une relation de cointégration (r=1) entre les quatre variables considérées. Par conséquent, il convient d'estimer un modèle de type VECM (Modèle Vectoriel à correction d'erreur).

La théorie de la cointégration multivariée dans le cadre de l'approche empirique VAR nous permet de déterminer un modèle pertinent sans perte d'information (variables en niveau). En effet, la modélisation de type VECM est une méthode statistiquement acceptable qui assure la réintroduction de la relation de long terme, perdue par la différenciation des variables, en incluant les termes de correction d'erreur retardés. (Tab (2) de l'annexe).

L'équation de la cointégration estimée et adoptée par l'approche de Johansen est la suivante :

$$IPC = -218 + 1.59 * tcen - 2.16 * tmm - 0.55 * pbrent \dots \dots \dots (5)$$

Les résultats de cette estimation montrent qu'il existe une relation à long terme entre toutes les variables du modèle, Ipc, le TCEN, prix de baril et tmm (le coefficient de c1 est inférieur à zéro et p-value est inférieur à 5%).

Les changements dans tmm et pbrent se sont avérés avoir un effet négatif sur le niveau d'ipc. Selon l'équation de cointégration (5), une variation de 1 pourcent dans les variables de TMM et PBrent entraînant 2,16 et 0,55 pourcent, respectivement, d'augmentation du niveau des prix à la consommation. Les coefficients de vecteur de TMM et pbrent sont tous les deux correctement significatifs.

La manipulation du taux de marché monétaire a constitué pendant longtemps l'un des principaux outils de la politique monétaire algérienne, qui visé la limitation du volume des crédits accordés par les banques. A partir de 2001, les autorités monétaires ont procédé à une baisse prudente du taux de marché monétaire afin d'encourager la reprise de croissance non inflationniste.

Au début des années 2000 les réserves de change algériennes ont commencé à atteindre leur plus haut niveau à cause de l'augmentation historique des prix de pétrole qui représente 96% des exportations algériennes. Cette situation idéale des paiements extérieurs a permis la reconduction d'une politique sociale dans la mesure où l'Etat subventionne les prix dans le but de faire baisser le niveau des prix à la consommation et de ce fait, garder ou/et améliorer le pouvoir d'achat des citoyens<sup>20</sup>.

En revanche, une variation de 1 pourcent / dépréciation du niveau de taux de change TCEN (la cotation du Dinar est à l'incertain et chaque augmentation de TCEN signifie une dépréciation de la valeur de Dinar par rapport aux monnaies des partenaires commerciaux de l'Algérie, et vice versa) entraînant 1.59 pourcent d'augmentation d'ipc, ce qui correspond aux théories économiques.

### 3. Le degré de la transmission du taux de change selon les FRI et la DV :

Dans cette section, on vas analyser les résultats des Fonctions de réponses impulsionnelles et la Décomposition de la variance qui sont présentées au cours d'un horizon de 10 trimestres (2 ans et demi), et ça dans le but d'examiner l'ampleur de la transmission des chocs du taux de change à l'inflation.

#### 3.1- Les Fonctions de Réponses Impulsionnelles:

La fonction de réponse impulsionnelle nous permettra d'observer comment l'indice de prix à la consommation réagit face aux chocs sur le taux de change. Les réponses impulsives sont présentées au cours d'un horizon de 10 trimestres.

La figure (3) de l'annexe indique que tout choc sur le taux de change effectif nominal entraîne une réaction vers le bas du niveau général des prix. Celui-ci diminue au cours de toute la période de teste (30 mois).

Le graphique (3) de l'annexe montre la réponse des prix à un choc d'un écart-type de chacune des variables. Il montre la réponse du niveau des prix à un choc d'un écart-type du taux de change. Il ressort de l'intrigue qu'il existe une preuve de passage à travers l'effet d'un choc de taux de change sur les prix domestiques. Ce résultat est cohérent avec ceux trouvés dans la plupart des pays en développement.( McFarlane (2002) ; Ito et Sato (2006)<sup>21</sup> ; Zorzi et al (2007) ; Sanusi (2010) et Ogundipe. A.A et Egbetokun. S (2013)<sup>22</sup>).

Les chocs du taux d'intérêt ont également un effet négatif sur les prix domestiques durant le deuxième et troisième trimestre avant de devenir positif depuis le quatrième trimestre, en entraînant une réaction vers le haut du niveau général des prix jusqu'au dixième trimestre.

#### 3.2- La Décomposition de la Variance:

Pour mieux comprendre la transmission des chocs sur le taux de change à l'inflation, on fait recours à l'analyse de la décomposition de la variance. En effet, la DV nous permettra de savoir combien la variation du taux de change fait varier les prix à la consommation. Le tableau (03) de l'annexe reporte les résultats de la décomposition de la

variance de l'indice des prix à la consommation afin de mettre en évidence la part de chaque choc dans l'explication de la variation de la variable.

Pour un horizon de 6 mois ( $period=2$ ), et selon toujours le tab (3) de l'annexe, la décomposition de la variance indique que la variance de l'erreur de prévision des prix à la consommation est due à : 96.87 % à ses propres innovations, seulement 0.76 % à celle du taux de change, et 2.15 % et 0.20 % de la variation est expliquée par les chocs du taux de marché monétaire et les prix de pétrole respectivement. A l'horizon de deux ans et demi (10 trimestres) la réaction des prix à la consommation due à la variation du taux de change devient significative en représentant 29.03 %. Ce résultat montre que le taux de change joue un rôle majeur, au fil de temps, comme déterminant important de la variation des prix. Alors celle du taux d'intérêt augmente à 4.17 % , et à 3.29 % pour le prix de pétrole.

L'une des justifications de ce rôle important du canal de change et le degré significatif de la transmission peut être expliquée par l'environnement inflationniste qui régnait en Algérie les années 1990, et le glissement progressif du Dinar. En effet, la dévaluation rampante est une mesure prise par les autorités visant à baisser de manière continue, et sans que se soit annoncée, la valeur de la monnaie nationale, entraînant une augmentation non précédente du taux d'inflation dans la première moitié des années 1990.

En matière de politique de change, il s'agit officiellement d'une politique « flottante administré », mais l'intervention de l'administration domine plutôt que le flottement, l'abandon des plans des développements, la suppression de l'administration et la subvention des prix et du monopole de l'état sur le commerce extérieur, ont impliqué d'une manière ou d'une autre l'élimination de la contrainte de rigidité des prix.

## VI- Conclusion:

Le présent document analyse la transmission des variations du taux de change aux prix à la consommation en Algérie en utilisant l'approche du modèle à correction d'erreur vectoriel. L'approche de cette étude est basée sur les caractéristiques de l'économie algérienne, en particulier la nature de la dépendance à l'exportation des hydrocarbures, et couvre la période 1995-2015.

Les résultats de l'estimation révèlent que la transmission du taux de change aux prix à la consommation en Algérie est considérable, ce qui correspond à la plupart des travaux dans les pays en développement. Cette transmission élevée du taux de change aux prix peut être attribuée à la libéralisation des prix administrés et au glissement progressif du Dinar sur l'ensemble de la période observée.

Les principales recommandations de politique économiques sont les suivantes :

1- À mesure que l'économie algérienne poursuit son intégration dans l'économie mondiale, il devient primordial de la libérer de la dépendance des hydrocarbures par sa diversification et son intensification de la libéralisation financière. Cela signifie qu'une évolution méthodique vers un taux de change flottant devrait améliorer les arbitrages à réaliser entre la variabilité de l'inflation et celle de la production.

2- Parmi les facteurs qui aident à maîtriser le niveau général des prix, il est possible de citer :

- Une politique monétaire rigoureuse : Il est important de renforcer les capacités **d'étude** de la Banque d'Algérie pour adopter efficacement le ciblage de l'inflation, fondé sur le ciblage de l'agrégat monétaire au sens large, pour lui permettre de continuer à élaborer et mettre à niveau ses outils analytiques applicables au mécanisme de transmission de la politique monétaire et à la prévision de l'inflation.
- Une politique budgétaire adéquate qui cherche à rationaliser les dépenses publiques et améliorer le rendement du système fiscal.

**ANNEXES :****Tableau (01) : Tests de racine unitaire**

Variable	Augmented Dickey-Fuller		Résultat
	t-statistique	Valeur critique	
IPC	1.031131	-3.514426	I (1)
$\Delta$ IPC	-3.536279*	-3.516676	
TMM	-2.445425	-3.512290	I (1)
$\Delta$ TMM	-8.100030*	-3.513344	
PBRENT	-1.474266	-3.514426	I (1)
$\Delta$ PBRENT	-7.280010*	-3.514426	
TCEN	-0.863135	-3.514426	I (1)
$\Delta$ TCEN	-7.589978*	-3.514426	

\* Significatif à 1%.

Source: Estimations des auteurs.

**Tableau (02) : Tests de cointégration**

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.354324	54.41490	47.85613	0.0107
At most 1	0.126913	18.98080	29.79707	0.4943
At most 2	0.093305	7.987457	15.49471	0.4668
At most 3	0.000661	0.053557	3.841466	0.8170

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.354324	35.43409	27.58434	0.0040
At most 1	0.126913	10.99335	21.13162	0.6480
At most 2	0.093305	7.933899	14.26460	0.3854
At most 3	0.000661	0.053557	3.841466	0.8170

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

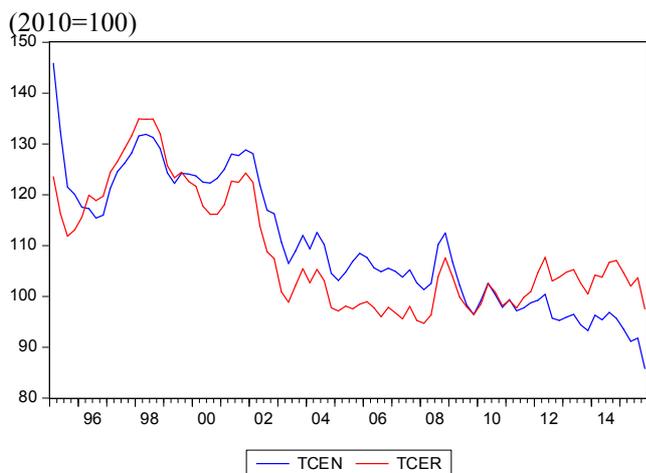
Source: Estimations des auteurs.

**Tableau(03): La décomposition de la variance**

Period	S.E.	Variance Decomposition of IPC:			
		IPC	TCEN	TMM	PBRENT
1	1.178371	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	1.776395	96.86944	0.766284	2.156771	0.207502
3	1.995505	94.01706	3.874437	1.880810	0.227692
4	2.191475	89.66651	8.211781	1.770778	0.350935
5	2.465811	85.01160	12.19293	1.813198	0.982279
6	2.761564	80.36875	16.16973	1.894193	1.567323
7	3.041690	75.45195	20.23839	2.303000	2.006651
8	3.319837	70.81373	23.78529	2.963070	2.437908
9	3.602619	66.86559	26.64027	3.609263	2.884877
10	3.883007	63.49807	29.03476	4.176650	3.290527

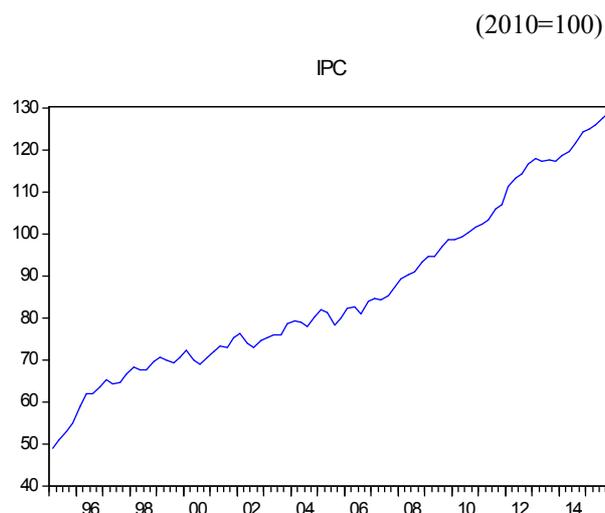
Source: Estimations des auteurs en utilisant Eviews 08.

**Fig. (1) : Taux de change effectifs nominal et réel du Dinar (1995: 1 - 2015: 4).**



Source : SFI, FMI (2016).

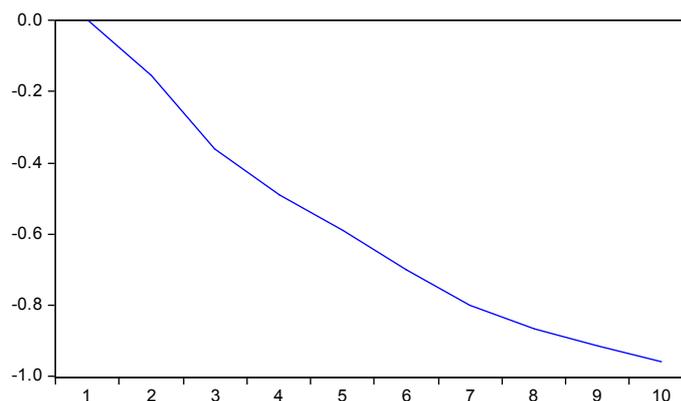
**Fig. (2) : Evolution de l'indice des prix à la consommation (1995q1-2015q4)**



Source : SFI, FMI (2016).

**Fig. (3):**

Response of IPC to Cholesky  
One S.D. TCEN Innovation



Source: Estimations des auteurs en utilisant E-views 8.

## **- Notes et Références Bibliographiques:**

<sup>1</sup> . Mishkin F. S., Mars 1996. **Les canaux de transmission monétaire : leçons pour la politique monétaire.** Bulletin de la Banque de France –N°27 : 91- 105.

<sup>2</sup> . Idem.

<sup>3</sup> . Goldfajn I., Werlang S.R.C., 2000. **The Pass-Through from depreciation to inflation : a panel study.** PUC-RIO, Department of Economics, Working paper, n°423. 44 p.

<sup>4</sup> . Jebali S., Moulahi T., Slim Mouha M., 2006. **Taux de change et Inflation : une analyse en modèle VAR du canal du taux de change: Cas de la Tunisie.** 24 p. Disponible sur : [http://www.tn.refer.org/CEAFE/Oral\\_presentations/Jebali.pdf](http://www.tn.refer.org/CEAFE/Oral_presentations/Jebali.pdf).

<sup>5</sup> . Abida Z., Imen M.S., 2012. **Transmission des variations du taux de change aux prix : Evidence empirique pour la Tunisie et le Maroc.** Global Journal of Management and Business Research (USA), 12 (2) : 77-88.

<sup>6</sup> . Bacchetta P., Van Wincoop E., 2003. **Why do Consumer prices react less than import prices to Exchange Rate ?** Journal of European Economic Association, 1, 662-670.

<sup>7</sup> . Dornbusch, R. 1987. **Exchange Rates and Prices.** American Economic Review, 77, 93-106.

<sup>8</sup> . Taylor, J. 2000. **Low inflation, pass through and the pricing power of Firms.** European Economic Review, 44, 1389-1408.

<sup>9</sup> . Goldfajn I., Werlang S.R.C., 2000, op. cit: 44p.

- <sup>10</sup> . Devereux M. B., Yetman J., 2003. **Etablissement des prix et transmission des variations du taux de change : théorie et vérification empirique**. Bank of Canada, seminaries et recherche, pp 375-400.
- <sup>11</sup> . Jebali S., Moulahi T., Slim Mouha M., 2006, op. cit: 24 p.
- <sup>12</sup> . Moulay E.M.F., 2014. **Pass-through du taux de change et inflation au Maroc : Une analyse en modèle VAR**. International Journal of Innovation and Scientific Research, 11 (02) : 363-370.
- <sup>13</sup> . Abida Z., Imen M.S., 2012, op. cit : 77-88.
- <sup>14</sup> . Edwards S., 2006. **The relationship between Exchange Rates and Inflation Targeting revisited**. National Bureau of Economic Research NBER working paper 12163. 45 p.
- <sup>15</sup> . Rapport de la Banque d'Algérie, 2009, p 154.
- <sup>16</sup> . Statistiques financières internationales, FMI, 2016. Disponible sur : [www.IMF.org](http://www.IMF.org).
- <sup>17</sup> . Adeyemi O.A., Samuel E., 2013. **Exchange rate pass-through to consumer prices in Nigeria**. European Scientific Journal (ESJ). vol 9, N° 25, pp 110-123.
- <sup>18</sup> . Idem.
- <sup>19</sup> . Engle, R.F and C. Granger., 1987. **Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing** . *Econometrica*, 55, 251-276.
- <sup>20</sup> . Rapport de la Banque d'Algérie, 2011, pp 47-52.
- <sup>21</sup> . Ito T., Sato K., 2006. **Exchange Rate Change and Inflation in Post-Crisis Asian Economies : VAR analysis of the Exchange Rate Pass-Through**. National Bureau of Economic Research NBER working paper 12395, 49 p.
- <sup>22</sup> . Adeyemi O.A., Samuel E., 2013, op. cit, pp 110-123.