

# COMPRENDRE L'INFLATION EN ALGERIE

ZAID Hizia

*Ecole Nationale Supérieure de Statistique et d'Economie Appliquée  
11 chemin Doudou Mokhtar Benaknoun Alger Algérie*

zaid.hezia@enssea.dz

**Résumé**— Le phénomène inflationniste en Algérie remonte aux débuts des années quatre-vingt et s'est dangereusement accéléré durant la décennie suivante après la décision de faire passer l'Algérie à l'économie de marché. L'étude de cette évolution assez irrégulière fait l'objet de notre travail. Nous voudrions, à travers cette étude, tenter d'identifier les facteurs déterminants des fluctuations des prix observées au cours de ces dernières années. Autrement dit, nous voudrions apporter une contribution à la recherche des causes de l'inflation en Algérie

**Mots clés**— Inflation, indice des prix à la consommation, VAR, VECM

## I. INTRODUCTION

This document is a template. An electronic copy can be downloaded from the conference website. For questions on paper guidelines, please contact the conference publications committee as indicated on the conference website. Information about final paper submission is available from the conference website.

## II. ANALYSE STATISTIQUE DES SERIES CHRONOLOGIQUES

*Présentation de la base de données :*

Les données statistiques sont représentées par des variables explicatives et une variable à expliquer comme suit :

- La variable à expliquer c'est la variable dépendante, elle est représentée par le taux d'inflation (INF).
- Les variables explicatives ce sont les variables indépendantes, elles sont de l'ordre de quatre :  
Le prix mondial du pétrole (PP).  
1. La masse monétaire (MM).  
2. Le taux de change « Dinars-Euro » (TC).  
3. L'indice des valeurs unitaires à l'importation (IMP)

Les sources des données utilisées sont extraites des données de la banque d'Algérie et de l'ONS. La période d'estimation s'étale de 2003 à 2011, avec des données mensuelles ; soit 108 observations.

Les statistiques descriptives des données (moyenne, médiane, valeur minimale, valeur maximale, écart type) nous permet

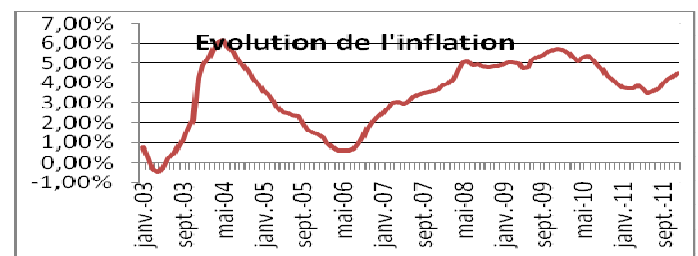
d'avoir une idée sur le niveau du risque et l'évolution de ces données au cours du temps. Les coefficients « Skewness », « Kurtosis » et la statistique du test de « Jarque-Bera » nous permet de tester la normalité des séries étudiées. Les statistiques descriptives de nos cinq séries sont présentées dans le tableau suivant :

**Tableau 01:** Statistiques descriptives des séries étudiées

	IMP	INF	MM	PP	TC
Moyenne	190.17	3.50	5704563.60	50.31	190.17
Médiane	185.1	3.82	5410361	50	185.1
Maximum	278	6.18	9929188	85.5	278
Minimum	104.5	-0.48	2990501	22.2	104.5
Ecat-type	38.13	1.74	1968055.63	17.44	38.13
Skewness	0.41	-0.58	0.39	0.27	0.41
Kurtosis	2.68	2.23	2.00	2.23	2.68
Jarque-Bera	3.57	8.79	7.25	3.95	3.57

D'après ce tableau, Nous constatons que les variables étudiées présentent des fluctuations dans le temps. Les cinq variables possèdent un écart type important. Sur la période étudiée au total, le coefficient de Skewness, des quatres séries, est différent de zéro indique la présence d'asymétrie ce qui contredit le critère d'une distribution linéaire gaussienne.

### 1- L'inflation en Algérie :



**Figure 01:** Graphique de l'évolution mensuelle du taux d'inflation

D'après le graphe nous constatons qu'après une baisse de 0,31% en mars 2003, l'inflation a vu une hausse rapide et constante jusqu'à atteindre 6,08% en avril 2004, puis il y a eu une forte baisse entre avril 2004 et mars 2006 pour arriver à hauteur de 0,58%, à partir de l'inflation a connu une autre hausse pour atteindre en juin 2008 5,1%, au cours des années suivantes l'inflation a connue plusieurs variations pour atteindre 4,32% en novembre 2011.

## 2- La masse monétaire :

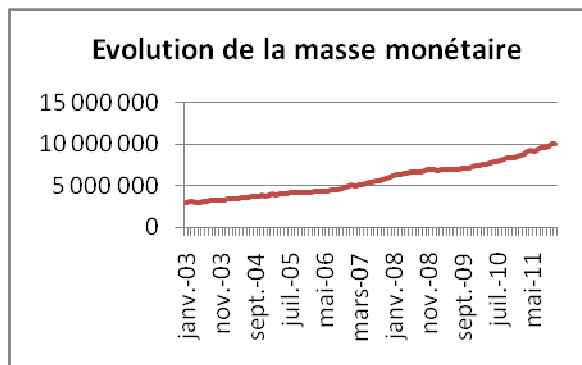


Figure 02 : Graphique de l'évolution mensuelle de la masse monétaire

En janvier 2003 la masse monétaire était de 2.990.501 et elle a augmentée progressivement à une valeur égale à 9.929.188 en décembre 2011. D'après le graphe la masse monétaire en Algérie n'a cessé d'augmenter, allant de 2990501 au mois de janvier 2003 à 992188 en décembre 2011. (Cela peut s'expliquer par l'injection de monnaie par la banque centrale pour lutter contre la hausse de l'inflation)

## 2- Le prix du pétrole :

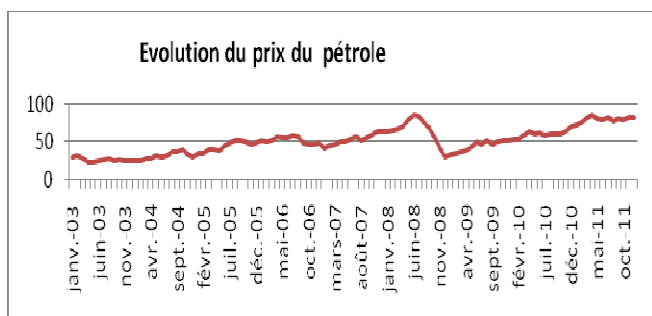


Figure 03 : Graphique de l'évolution mensuelle du prix du pétrole

Nous observant qu'à partir de juin 2003 le prix du pétrole (23,50\$) a augmenté durant les Cinq années, qui ont suivie, pour atteindre 85,20\$ en juin 2008, mais il a connue une chute libre pour atteindre 29,80\$ en décembre 2008 suite à la crise financier qui a précédé, après cette baisse le cours du pétrole à commencé une hausse progressive pour arriver à hauteur de 81,70\$ en novembre 2011.

## 4 - Le taux de change (dinars-euro) :

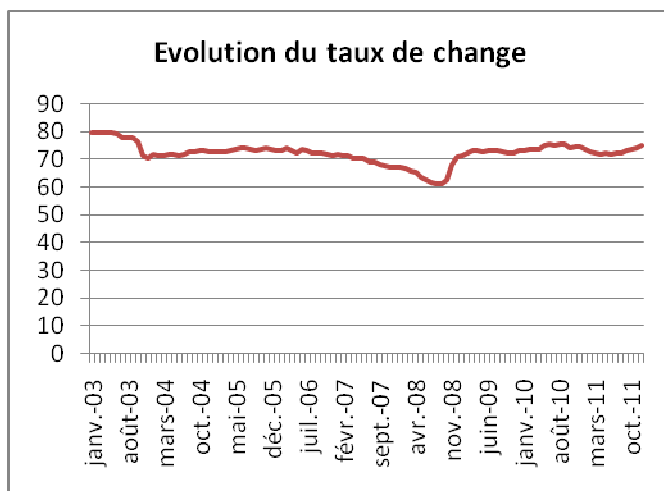


Figure 04 : Graphique de l'évolution mensuelle du taux de change

Nous constatant que le taux de change n'a pas vraiment connue de perturbation importante si ce n'est une baisse au cours de l'année 2003 (79,60 – 70,26), puis il a été plus ou moins stable durant les années qui ont suivie, avant de connaître une nouvelle baisse importante entre juin 2007 et septembre 2008 (70,24-60,97). A partir d'octobre 2008, le taux de change qui était de 62,25 à connue une hausse conséquente pour atteindre 74,83 en décembre 2011.

## 5-L'indice de prix à l'importation :

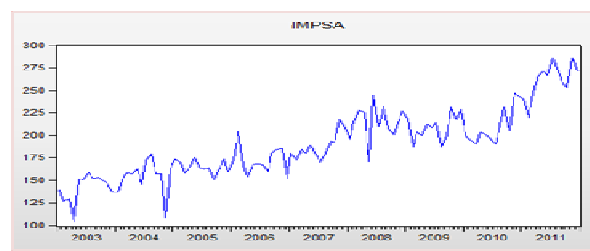


Figure 05 : Graphique de l'évolution mensuelle de l'indice de prix à l'importation

D'après le graphe, nous constatons que les importations ont eu une tendance haussière au cours des neuf années, nous

noterons trois baisse brutale suivie d'augmentation aussi rapide qu'a été leur baisse entre mars 2003 et Avril 2003 (134,3 – 106,8), octobre 2004 et novembre 2004 (157,8– 104,5), et enfin entre avril 2008 et mai 2008 (232,4 – 167,1), pour atteindre 268,3 en décembre 2011.

### III. ETUDE DE LA STATIONNARITE DES VARIABLES :

Après avoir désaisonnalisé les variables: IMP, PP et TC, nous commençons notre modélisation VAR par l'étude de la stationnarité. Les paramètres du modèle VAR ne peuvent être estimés que sur des séries chronologiques stationnaires. D'après les graphes, les séries semblent non stationnaires vu qu'elles ont une tendance à la hausse. Cette intuition peut être renforcée par l'étude des corrélogrammes ; Nous constatons une décroissance lente de la fonction d'auto corrélation, ce qui est signe de non stationnarité. Nos séries sont de type DS, pour les stationnariser nous effectuons une différenciation.

La propriété de stationnarité est confirmée par le test de racine unitaire de Dickey-Fuller, par l'estimation des trois modèles avec un nombre de retards déterminé automatiquement par EVIEWS 7.0. Les résultats sont représentés dans le tableau ci-après qui montre que toutes les variables ne sont pas stationnaires mais elles le sont à la différence première.

**Tableau n°2 : Test de racine unitaire pour les séries**

variable	1 <sup>er</sup> niveau	1 <sup>ère</sup> différence	Modèle retenu
Test de Dickey-Fuller augmenté			
IMP	1,86	-10,15*	Modèle (1)
INF	0,46	-4,94*	Modèle (1)
MM	9,29	-0,25*	Modèle (1)
PPSA	0,75	-7,74*	Modèle (1)
TCSA	0,21	-11,75*	Modèle (1)

- ` \* ' indique la significativité au seuil de 5%.  
 -Toutes les variables sont intégrées d'ordre 1.

### IV. APPLICATION DU MODÈLE VAR/VECM

#### Stationnarité du modèle VAR

Notre modèle comportera Cinq variables différenciées (Stationnaires) étudiées dans la deuxième section de ce

chapitre. La première étape de notre démarche consiste à déterminer le nombre de retards de la représentation VAR. Le choix du nombre de retards à retenir dans le modèle a une importance particulière puisque, d'une part, ce dernier influence les résultats des estimations et, d'autre part, Préalablement à l'estimation du modèle, il faut déterminer le nombre de retard optimal, et la deuxième étape consiste à vérifier la stabilité du modèle VAR. Le VAR optimal est celui qui minimise les critères d'informations d'AKAIKE et SCHARTZ. Les résultats obtenus sont résumés dans le tableau suivant :

**Tableau n° 3: Choix du nombre de retard**

Valeur du retard « P »	Avec constante		Sans constante	
	AIC	SC	AIC	SC
1	√44,85	5,60	45,06	45,68
2	45,05	6,44	45,24	46,50
3	5,00	7,04	45,04	46,94
4	45,20	8,60	45,23	48,45

\*Le retard qui minimise les deux critères d'information Akaike (AIC) et Schwarz (SIC) est : « P = 1 » avec constante.

#### Etude de la causalité :

Nous nous proposons d'illustrer la notion de causalité au sens de granger en procédant à un test de non causalité. Les résultats obtenus pour un nombre de retards p égale à 1. Les résultats sont résumés comme suit :

- La variable TCSA cause au sens de granger la variable INF car la probabilité critique du test  $p=0,03 < 0,1$ .
- La variable IMP cause au sens de granger la variable PPSA car la probabilité du test critique  $p=0,08 < 0,1$ .
- La variable PPSA cause au sens de granger la variable MM car la probabilité du test critique  $p=0,04 < 0,1$ .

Nous constatons que la seule variable qui cause l'inflation est le taux de change (dinars-euro) ce qui est cohérent avec la réalité puisque la dépréciation (ou l'appréciation) du taux de change induit une diminution (ou augmentation) de l'inflation.

Pour les tests restant les probabilités des statistiques calculées sont supérieures à (0.01), cela nous conduit à accepter l'hypothèse de non existence de causalité au sens de granger.

### V. LE TEST DE LA COINTEGRATION (JOHANSEN) ET ESTIMATION DU VECM :

Nous allons essayer dans cette partie de chercher une estimation de notre modèle en utilisant la méthode de

Johansen. Cette méthode nous conduits à déterminer le nombre de relation de cointégration. Toutes les séries sont intégrées d'ordre 1, il y a donc un risque de cointégration, c'est ce qu'on va essayer de vérifier avec le test de la trace de Johansen en tenant compte d'une tendance déterministe :

Test :

H0 : La Trace Johansen > la valeur critique

H1 : La Trace Johansen > la valeur critique

Si H0 est vérifiée , il existe au plus une relation de cointégration, et d'après le tableau de nous remarquons qu'il ya une cointégration car l'hypothèse nulle H0 a été acceptée :

TR (92,06348) > VC<sup>1</sup>(69,81880) au seuil de 5%.

L'hypothèse nulle selon laquelle il ya « 3 » relations de cointégration a été acceptée car :

TR (13,63413) < VC (15,49471) au seuil de 5%.

Donc, il existe une relation de cointégration entre les cinq séries. L'existence de la cointégration entre les variables, nous a permis donc de procéder à la recherche de « 3 » relations de cointégration. Cependant, l'objectif de l'étude n'étant pas d'explorer le nombre de relations de cointégration entre les variables, nous nous intéresserons particulièrement au vecteur unique de cointégration qui prend en compte la variable endogène. On adoptera alors le modèle **VECM**.

## VI. ESTIMATION DU MODÈLE VECM :

Il est possible d'estimer un modèle à correction d'erreur vectoriel VECM. Dans la mesure où nous avons cinq variables. Les résultats de l'estimation du VECM sur les Cinq séries sont représentées dans le tableau d'estimation du VECM « voir Annexe 03 ». Nous remarquons dans le tableau que nous avons normalisé le coefficient d'INF Dans la relation de long terme c'est-à-dire que nous avons choisi l'INF comme variable endogène que nous cherchons à expliquer en fonction des variables IMP, MM, PP, TC dans la relation de cointégration.. La relation estimée s'écrit comme suit :Donc on peut estimer un modèle à correction d'erreur vectoriel (VECM).

$$D1INF = 2,87 - 0,80 * DIMPSa - 2,36 * DMM + 0,15 * DPPsa - 1,11 * DTCsa + Zt-1*$$

[9,63]                      [1,5]  
[0,58]                      [2,54]

## Estimation du modèle VECM :

Les résultats d'estimation sont obtenu à partir du logiciel « Eviews 7 ».

✓ Equation de l'inflation :

$$D(D1INF) = 0,0321 * D (D1INF (-1))$$

✓ Equation de l'indice de prix à la consommation:

$$D(DIMPsa) = 0.804348487002 * DIMPSA (-1) + 2.36434435136e-05 * DMM (-1) - 0.156284517607 * DPPSA (-1) + 1.11620162443 * DTCsa (-1) - 2.87034526507 + 0,0133 * D (DTCsa (-1)).$$

✓ Equation de la masse monétaire :

$$D(DMM) = 0,0012 * ( D1INF(-1) + 0.804348487002 * DIMPSA(-1) + 2.36434435136e-05 * DMM(-1) - 0.156284517607 * DPPSA(-1) + 1.11620162443 * DTCsa(-1) - 2.87034526507 ) + 0,0016 * D(DIMPsa(-1)) + 0,0004 * D(DMM(-1)) + 0,0149 * D(DPPSA(-1)).$$

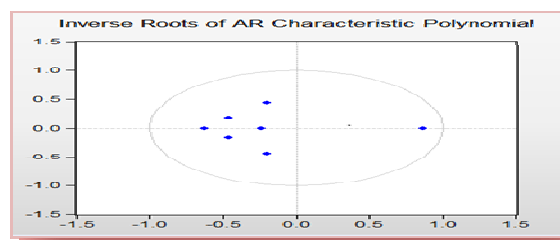
✓ Equation du taux de change:

$$D(DTCsa) = 0.804348487002 * DIMPSA(-1) + 2.36434435136e-05 * DMM(-1) - 0.156284517607 * DPPSA(-1) + 1.11620162443 * DTCsa(-1) - 2.87034526507 + 0,0002 * D(DIMPsa(-1)) + 0,0253 * D(DMM(-1)).$$

**Remarque :**

les coefficients qui ne sont pas significativement différents de zéro au seuil de 5% ont été enlevés. Dans notre cas « Le prix de pétrole » n'est pas significatif.

## VII. VALIDATION DU MODÈLE VECM :



**Figure 07 :** La stationnarité du modèle VECM

D'après L'inverse de toutes les racines se trouve dans le cercle unité. Les conditions de stationnarité et l'invisibilité sont vérifiées, le modèle **VECM(1)** est stationnaire il est donc retenu.

### L'analyse des chocs et décomposition de la variance

#### a. Analyse de réponses impulsionnelles (analyse des chocs) :

Dans les applications empiriques, une des principales utilisations des processus VAR réside dans l'analyse de réponse impulsionnelle. Il nous apparaît intéressant d'examiner l'impact des chocs dans un tel cadre. On note en général que l'impact des chocs sur les variables s'estompe au bout de la 10<sup>ème</sup> période, de façon générale, nous remarquons que les chocs sont transitoires, c'est-à-dire que les variables retrouvent leur équilibre de long terme au bout de la 2<sup>ème</sup> période. Toutes les fonctions de réponse tendent vers zéro ce qui confirme que le modèle VAR est stationnaire. Les graphiques ci-dessous, retracent les fonctions impulsionnelles, nous nous intéressons aux effets de chocs sur 10 périodes. Ces graphiques relèvent que le modèle estimé VAR(1) possède une capacité rapide de résorption des chocs : ceux-ci sont en effet totalement absorbés au bout 10 période après avoir vu leurs impact de manière quasi linéaire. Cela confirme la stabilité du modèle. On va se restreindre à l'étude d'un choc affectant sur les variables exogènes (l'indice de prix à la consommation, le prix de pétrole, le taux de change et la masse monétaire) et son effet sur la variable endogène (dans notre cas « l'inflation »). Et aussi l'effet de la masse monétaire et le prix de pétrole après un choc effectuant sur (le prix de pétrole, l'indice de prix à la consommation et le taux de change). Et cela pour essayer d'identifier les déterminants de la tendance inflationniste observée dans l'économie Algérienne

#### ➤ L'effet des chocs au niveau de l'inflation

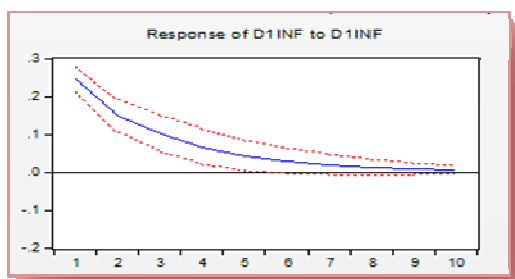


Figure n°08 : Graphique de fonctions de réponse impulsionnelles (inf)

\*Le choc sur l'inflation se répercute instantanément sur lui-même ce qui explique que la courbe relative de l'inflation ne part pas de l'origine, le choc s'atténue dès la quatrième période.

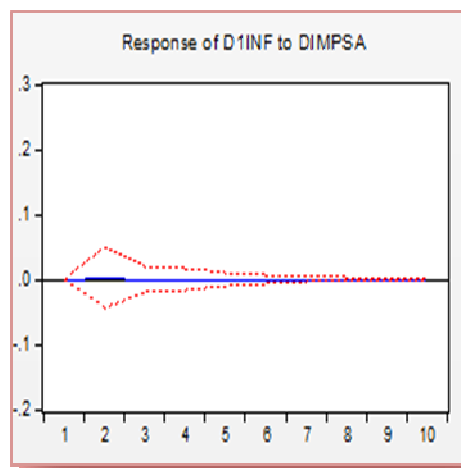


Figure n°09 : Graphique de fonctions de réponse impulsionnelles (DIMPsa)

\*Un choc sur l'indice de prix à l'importation n'a pas d'effet instantané sur l'inflation. Donc on n'aura aucune répercussion sur la série DIINF qui reste sur son sentier d'équilibre.

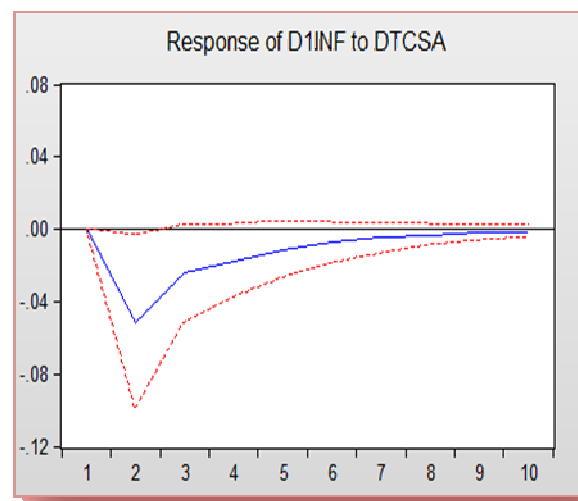
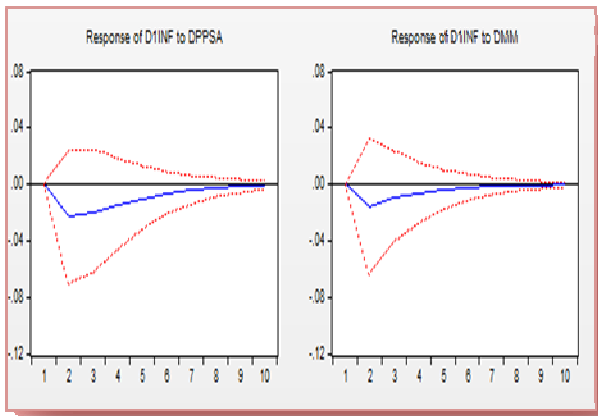


Figure n°09 : Graphique de fonctions de réponse impulsionnelles (DTCsa)

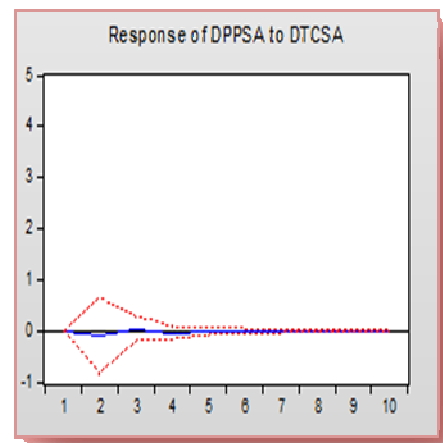
\*Le choc sur le taux de change n'a pas d'effet instantané sur l'inflation ; ce qui explique que la courbe relative de DIINF parte de l'origine. Ce n'est qu'à partir de la deuxième période que le choc apparaît puis il s'atténue à long terme



**Figure n°10 :** Graphique de fonctions de repense impulsionnelles (DMM, DPPsa)

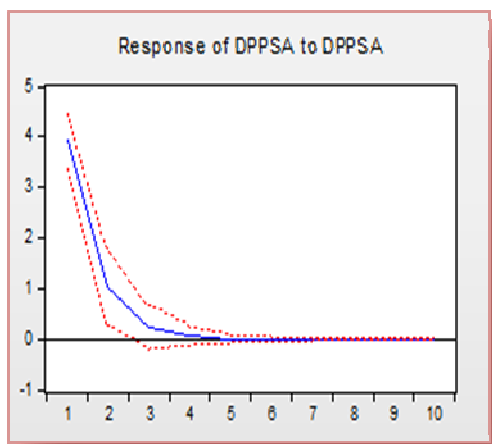
\*Le choc sur **la masse monétaire** et **Le prix de pétrole** n'a pas un effet instantané sur **l'inflation** ce qui explique que la courbe relative de D1INF parte de l'origine. Le choc apparait à la deuxième période puis il se stabilise à long terme..

▀ **L'effet des chocs au niveau du prix de pétrole :**



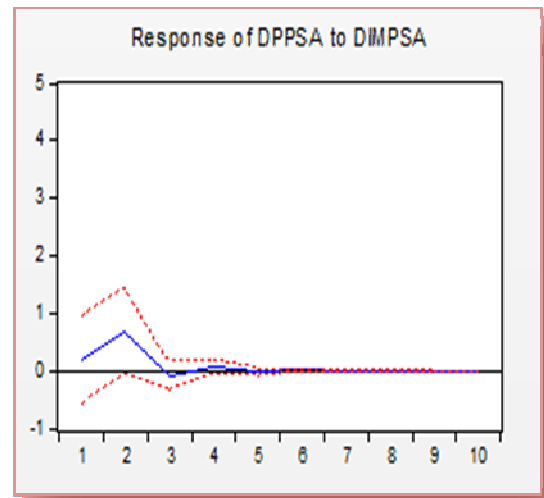
**Figure n°12 :** Graphique de fonctions de repense impulsionnelles (DTCSa)

\*Un choc sur **le taux de change** n'a pas d'effet instantané sur **le prix de pétrole**, Donc on n'aura aucune répercussion sur la série **DPPsa** qui reste sur son sentier d'équilibre.



**Figure n°11 :** Graphique de fonctions de repense impulsionnelles (DPPsa)

\*Le choc sur **le prix de pétrole** se répercute instantanément sur lui même ce qui explique que la courbe relative de DPPsa ne parte pas de l'origine, le choc s'attenué dès la quatrième période et reste stabilisé à long terme.



**Figure n°13 :** Graphique de fonctions de repense impulsionnelle (DIMPSa)

\*Le choc sur **l'indice de prix à l'importation** n'a pas d'effet instantané sur **le prix de pétrole** ce qui explique que la courbe relative à DPPsa parte de l'origine donc le choc se répercute à partir de la deuxième période après il commence à diminuer et stabiliser au bout de la troisième période.

b. **la décomposition de la variance :**

Cette étude, basée sur les fonctions de réponse impulsionnelle, peut être complétée par une analyse de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision. L'objectif est de calculer la contribution de chacune des innovations à la variance de l'erreur. De façon générale, on écrit la variance de l'erreur de prévision à un horizon  $h$  (ici  $h$  va de 1 à 10) en fonction de la variance de l'erreur attribuée à chacune des variables. On effectue ensuite le rapport entre chacune de ces variances et la variance totale pour obtenir son poids relatif en pourcentage. La décomposition de la variance indique que la variance de l'erreur de prévision **de l'inflation** est due à : **99,33%** à ses propres innovations, **0,05%** à celle de l'indice des prix à l'importation, **0,007%** à celle de la masse monétaire, **0,17%** à celle du prix du pétrole et **0,42%** à celle du taux de change. Ainsi l'effet des chocs au niveau de l'indice des prix à l'importation, la masse monétaire et prix du pétrole n'ont pas une influence significative sur l'inflation et au niveau du taux de change a une influence un peu significative sur elle. La décomposition de la variance indique que la variance de l'erreur de prévision **de la masse monétaire** est due à : **89,07 %** à ses propres innovations, **2,88 %** à celle du prix du pétrole, **1,11 %** à celle du taux de change, **3,37** à celle de l'indice des prix à l'importation et **3,54 %** à celle de l'inflation. Ainsi l'effet des chocs au niveau du prix du pétrole, du taux de change, de l'indice des prix à l'importation n'ont pas une influence significative sur la masse monétaire et au niveau de l'inflation a une influence un peu significative sur elle. La décomposition de la variance indique que la variance de l'erreur de prévision **du prix du pétrole** est due à : **88,96 %** à ses propres innovations, **1,51 %** à celle de la masse Monétaire, **8,62%** à celle de l'indice des Prix à l'importation, **0,07 %** à celle du taux de change et **0, 81 %** à celle de l'inflation. Ainsi l'effet des chocs au niveau du taux de change, de l'inflation et de la masse monétaire n'a pas une influence significative sur le prix du pétrole et au niveau de la masse monétaire a une influence un peu significative sur elle. On a estimé un modèle VECM d'ordre 1, et cette estimation nous a permis de sortir de plusieurs conclusions qui peuvent être résumé dans les points suivants :

✓ Toutes les séries chronologiques des variables qui expliquent notre modèle ne sont pas stationnaires, ceci nous a mené à procéder à leurs stationnarisation en appliquant la différenciation.

✓ D'après la stationnarité des séries de type DS qui sont de même ordre d'intégration égale à 1, et après l'application du test de Johansen on a trouvé qu'il existe trois relations de cointégration entre les cinq variables ce qui implique l'utilisation du modèle VECM.

✓ D'après le test de causalité on a déduit qu'il existe une relation de causalité entre le taux de change et l'inflation, entre l'indice de prix à l'importation et le prix du pétrole et entre prix du pétrole et la masse monétaire.

✓ L'analyse de la fonction de réponse impulsionnelle nous permet de retenir les résultats suivants :

-Un choc sur le prix du pétrole et sur le taux de change n'a pas d'effet instantané sur l'inflation, mais le choc apparaît dès la deuxième période puis il s'atténue à long terme.

-Un choc sur l'indice des prix à l'importation a un effet instantané sur la masse monétaire mais il s'atténue à la quatrième période.

-Un choc sur le taux de change et le prix du pétrole n'a pas d'effet instantané sur la masse monétaire, le choc apparaît dans les périodes suivantes.

-Un choc sur le taux de change n'a pas d'effet instantané sur le prix du pétrole.

## VIII. CONCLUSION

Les déterminants de l'inflation dans les pays sont multiples et complexes avec la prédominance de la source monétaire. En effet, même si la monnaie reste pour la plupart des théories le principal déterminant de l'inflation, cela n'évite pas l'existence d'autres déterminants prouvés empiriquement tel que le prix mondial du pétrole, le taux de change et l'indice des prix à l'importation peuvent être considéré comme des déterminants de l'inflation.

Nous avons essayé au long de ce travail de présenter et de modéliser les déterminants de l'inflation en Algérie, nous avons obtenu les résultats suivants :

La causalité au sens de Granger, nous avons trouvé une relation de causalité entre le taux de change et l'inflation, l'indice des prix à l'importation et le prix du pétrole, le prix du pétrole et la masse monétaire. Donc l'inflation dépend du taux de change (dinars-euro), le prix du pétrole dépend de l'indice des prix à l'importation et la masse monétaire dépend du prix du pétrole. L'inflation en Algérie reste principalement donc une importation de marchandise soit une inflation importée.

## Références

- [1] Bérédabaye N.; Institut sous-régional de la statistique et d'économie appliquée - Ingénieur d'application de la statistique 2007.
- [2] Bernard.Y/ Colli .J.C, Dictionnaire économique et financier, édition du Seuil, 1975,2<sup>ème</sup> édition.
- [3] [Bourbonnais R, Michel Terraza " analyse des séries temporelles en économie", Puf, Paris, [Bez ;80] Bezbakh,P. (1988) : 'Inflation et Désinflation', Editions La Découverte ; 1980.
- [4] Belabbes.S , Djoudi .H et Ketal .R Modélisation VAR des prix du gaz naturel cas :U.E (2000-2011), (), ENSSEA, 2011-2012.
- [5] Bennecib .S, Ouassat.M L'impact des dépenses budgétaires sur les principaux indicateurs macroéconomiques. Essai de modélisation
- [6] Coste R. et Rinaudo.J, La dissertation économique, édition FERNAND NATHAN, paris VI □.
- [7] Gaston .O, L'inflation:de quoi parlons- nous?, Economie et statistique, 1976, Volume77, Numero77. 1998.
- [8] Melard. G" méthodes de prévision a court terme", Ellipses, paris, 2002,