

L'Etude empirique Impact du choc des prix du pétrole sur l'économie Algérienne un essai de validation économétrique via l'approche de cointegration ARDL bounds testing

Introduction du chapitre III

Nous ne nous lasserons pas de rappeler que le pétrole a toujours constitué l'une des matières premières des plus stratégiques pour le monde et dont l'économie est, dans une certaine mesure, intrinsèquement liée par le fait que tous les acteurs, les exportateurs comme les importateurs, qui y sont impliqués sont, jusqu'à nos jours, toujours affectés par les diverses variations des prix du pétrole.

En effet, au cours de la dernière décennie, les prix du baril (le Brent) ont connu des fluctuations importantes pour atteindre 147 dollars en Avril 2008. La seconde moitié de cette année, indique une chute historique au seuil de 40 dollars le baril, suite à la crise financière des « subprimes ». Il eu ensuite une hausse progressive pour se stabiliser autour de 100 dollars entre 2011 et mi-2014. Une nouvelle baisse a été enregistrée au début de 2015, année au cours de laquelle, le prix s'est écroulé au-dessous de 60 dollars.

Les producteurs, les exportateurs, les consommateurs et les gouvernements ont été affecté par ces fluctuations.

Les dites fluctuations affecteront différemment les revenus pétroliers des pays exportateurs nets de pétrole, selon leur contexte économique. En revanche, elles affecteront aussi les pays importateurs de pétrole étant donné que cette matière énergétique est indispensable pour leur processus de production.

Dans ce sillage, après la crise pétrolière de 1973, la plupart des pays industrialisés se sont caractérisés par des faibles taux de croissance, des taux de chômage élevés et des tensions inflationnistes.

Les crises financières récentes, les tensions géopolitiques, ont constitué les principales raisons des chocs d'offres ou de demandes des produits pétroliers.

Ce travail présentera une esquisse empirique visant à évaluer l'impact des fluctuations des prix de pétrole sur l'économie algérienne. Dans un second lieu, nous allons essayer de tester l'effet de la crise financière internationale sur l'économie algérienne.

La première section exposera, une revue de la littérature empirique relative au sujet. La seconde section, sera dédiée à l'exposition de la nouvelle technique basée sur la modélisation ARDL. La troisième section, sera consacrée à la présentation des différents modèles, les variables, les caractéristiques de l'échantillon, les résultats des estimations et les différentes interprétations.

III.1 Revue de la littérature empirique

Une large validation empirique s'est concentrée sur l'effet des variations des cours pétroliers sur les économies importatrices nettes de pétrole, sur la croissance économique, sur le taux d'inflation et sur le solde courant (Bruno et Sachs (1982), Ostry et Reinhart (1992), et Gavin (1990, 1992) ; Rebucci and Spatafora 2006). Dans ce sillage, l'effet des prix de pétrole, sur les pays importateurs nets de pétrole, dépend de la manière selon laquelle les revenus pétroliers des pays « pétrodollars » sont répartis dans les marchés du commerce et des capitaux.

Il y a lieu de remarquer que les résultats obtenus sont caractérisés par une controverse relative à ces derniers.

Les premières études (Rasche and Tatom, 1977, 1981; Darby, 1982; Hamilton, 1983; Burbidge and Harrison, 1984; Santini, 1985; Gisser and Goodwin, 1986) ont examiné la relation entre les prix de pétrole et l'activité économique suite à la récession économique mondiale perpétrée après le choc pétrolier de 1973.

Hamilton (1983) suggère que l'augmentation des prix de pétrole est considérée parmi les facteurs responsables de la majorité des récessions économiques des Etats-Unies après la seconde guerre mondiale.

En revanche, contrairement à Hamilton (1983), Hooker (1996), en utilisant le test de causalité de Granger, a trouvé que la hausse des prix des carburants, n'a aucun effet

statistiquement significatif sur les variables macroéconomiques des Etats-Unis après la crise pétrolière de 1973.

Rotemberg et Woodford (1996) ont prouvé que l'accroissement des prix a eu un effet négatif sur le niveau réel de la production et des salaires.

Plus récemment, Rogoff (2005) a mis en exergue les facteurs qui peuvent absorber une partie des chocs sur les prix : une efficacité énergétique, un marché financier solide, une meilleure efficacité de la politique monétaire et un marché de travail plus flexible.

Barsky et Kilian (2001, 2004) montrent que les distorsions sur le marché du pétrole vont probablement avoir des effets de contraction sur la performance macroéconomique américaine.

Lee et al(1995) ont employé une modélisation de type GARCH, pour montrer un effet négatif de la volatilité et le niveau des prix de pétrole sur la production industrielle mondiale.

Papapetrou (2001) a dégagé les mêmes résultats pour le cas de la Grèce, en utilisant un modèle VAR.

Miguel et al. (2003) se sont focalisés sur l'impact du prix de pétrole sur l'activité économique Espagnole. En estimant un modèle VAR, les auteurs ont révélé un effet négatif de long terme.

En utilisant un modèle VAR, Limin et al. (2010) ont montré l'existence d'une relation non linéaire entre les prix du pétrole et l'activité économique chinoise et son taux d'inflation.

Cunado et Perez de Gracia (2003) ont analysé la relation entre la fluctuation des prix des carburants et la conjoncture économique de 15 pays de l'Union européenne. En effet, la relation n'est identifiée qu'à court terme pour tous les pays. S'agissant de l'effet à long terme, elle n'est valide que pour les Royaume-Unis et l'Irlande dont l'effet demeure négatif.

On assiste à une rareté des travaux qui se sont focalisés sur la relation entre les prix de pétrole et les économies exportatrices nettes de pétrole tel que l'Iran, l'Arabie Saoudite, le Koweït et l'Indonésie.

En utilisant un modèle Var structurel, quelques études ont identifié quatre chocs : choc d'offre, choc sur les prix de pétrole, choc sur la demande réelle et nominale (Mehrara, 2007; Ozturk et al. 2010; Gudarzi and Sadr Sayed, 2012; Damette and Seghir, 2013; Behmiri and Pires Manso, 2013). Ces derniers ont montré que les chocs sur les prix de pétrole constituent une source de fluctuation d'output pour l'Arabie Saoudite, et l'Iran. A contrario, ce choc n'a pas eu d'effet sur l'économie koweïtienne et indonésienne.

Notre travail contribuera à la littérature empirique existante en testant l'effet d'un choc du prix de pétrole, sur l'équilibre interne et externe de l'économie algérienne en ayant utilisé la méthodologie ARDL linéaire proposée par Pesaran et al(2009). L'idée est de tester la présence d'un effet des changements des prix de pétrole sur un ensemble de variables macroéconomiques algériennes tels que les avoirs nets en devises et le PIB algérien.

✓ **Comportement de l'économie algérienne durant la crise :**

Le problème de l'économie algérienne, est qu'elle est fortement tributaire de la situation des prix des carburants et se caractérise par une faible contribution du secteur privé et par la suite, une création d'emploi précaire.

✓ L'économie algérienne a établi un taux de croissance important, des excédents budgétaires et de la balance courante. Malgré les attaques terroristes perpétrées en 2007, l'Algérie a enregistré un taux de croissance de 4.6%. En 2009, l'Algérie a enregistré des baisses importantes des revenus pétroliers suite à une baisse des prix des matières premières. Le surplus budgétaire a enregistré une baisse de 14% par rapport au PIB.

✓ En dépit de la hausse des prix du pétrole élevés en 2008 (une moyenne de 97 dollars par baril), l'excédent financier gouvernemental a baissé de 3 points en comparaison de 2007 en raison à la forte facture alimentaire (8 Billions de dollars soit 2% du PIB) et ce suite à l'accroissement exorbitant des prix des produits alimentaires. La hausse des prix des produits alimentaires a créé des tensions inflationnistes qui ont

obligé la Banque Centrale d'Algérie à adopter une politique monétaire restrictive. Le taux d'inflation s'est élevé à 4.4% en 2018 et 6.1% pour le compte du premier trimestre de 2019.

✓ De même, les revenus fiscaux, se sont inscrits dans une baisse suite à la forte chute du prix de Baril qui a frôlé la barre de 35 dollars le Baril (le Brent) en 2009.

✓ Le taux de change évolue dans le cadre d'un régime de change à flottement administré qui oscille dans une bande non annoncée par les autorités monétaires. Les baisses des prix internationaux des carburants ont accru le degré d'incertitude lié à la situation des marchés financiers en affectant la monnaie algérienne. A partir du mois d'octobre 2008, le dinar algérien s'est déprécié face à l'euro et le dollar. La Banque Centrale d'Algérie a intervenu à plusieurs reprises pour soutenir le dinar algérien mais avec des montants moindres vu la baisse du surplus commercial.

✓ Etant donnée la hausse des carburants a position extérieure algérienne est restée solide jusqu'à 2008. En moyenne, le surplus de la balance courante est resté très élevé aux alentours de 24% du PIB.

✓ Les exportations ont enregistré une baisse depuis avril 2008 en lien avec la récession économique des Etats-Unis. Le surplus de la balance courante a baissé pour atteindre 15% du PIB en 2009 suite à la baisse des prix de pétrole et le déclin de la demande mondiale.

✓ Le taux d'endettement externe représente près de 1.7% du PIB avec des réserves de changes qui présentent près de 85% du PIB.

III.1.2 Impact de la crise de la dette souveraine sur les économies : une revue de la littérature empirique :

La zone euro est une zone très stratégique, dans la mesure qu'elle accapare près de 16% et 29% du PIB mondial. A partir de 2007, quelques pays de la zone ont connu des déficits jumeaux (du compte des transactions courantes et du budget) plus marqués en

2009, avec des variations importantes entre les pays ayant des déficits internes et externes extrêmement importants.

En Mai 2010, la Grèce déclare faire face à des problèmes importants au niveau du secteur public. La crise de la dette grecque a présenté des risques importants de contagion aux pays comme le Portugal, l'Espagne, l'Irlande et l'Italie.

Les marchés financiers ont connu un déséquilibre important et les flux de commerces et de capitaux mondiaux ont enregistré une baisse importante.

Banerji et Dua (2010) ont examiné la synchronisation de la récession dans des pays développés et émergents pendant la crise financière mondiale 2008-2009. Les résultats suggèrent que la Chine et l'Inde ont enregistré une décélération dans leurs taux de croissance plutôt qu'une récession. Ces deux pays accaparent plus que 16% du PIB mondial (Fond monétaire international, 2014).

Anand et al(2012) ont examiné aussi l'impact de la crise de la dette souveraine de la Zone euro sur des pays émergents et développés. En revanche, Massa et al(2012) se sont focalisés sur la vulnérabilité des pays en voie de développement face à ladite crise. Il s'agit du Mozambique, du Nigéria, du Kenya et du Cameroun.

Dua et Tuteja (2015) ont étudié l'effet de la crise européenne sur la Chine et l'Inde. Les auteurs ont employé la technique de modélisation de changement de régime Markovien pour dissocier les différents régimes de croissance et de marchés financiers. Ils ont identifié le degré de résistance des deux économies face à la crise des dettes souveraines. Les résultats ont montré que la Chine présente des fondamentaux macroéconomiques qui résistent le plus face aux chocs externes.

Toutefois, les études économétriques qui ont essayé de tester la crise de la dette souveraine sur l'Algérie sont quasi absentes. De ce fait, nous allons essayer de tester l'effet de cette crise sur l'économie algérienne qui est touchée par le bais de plusieurs canaux.

1. Technique ARDL bound testing approach

On va aboutir à l'estimation d'un modèle ARDL. Plus précisément, on va adopter la technique de cointégration pour les bornes suggérées par Pesaran et al(2001). Cette procédure présente des avantages par rapport aux procédures classiques proposées par d'Engle-Granger ou de Johansen et Juselius.

Premier Avantage : Elle permet de tester la cointégration entre deux variables d'ordre de cointégration différent (I(0) et I(1)). De ce fait, cette technique n'oblige pas de chercher à tester la présence des racines unitaires des séries en question. Toutefois, il ne faut pas avoir une série (I(2)).

Deuxième Avantage : Elle permet d'obtenir des estimateurs plus efficaces dans le cas où le nombre des échantillons d'observations est réduit. Dans ce sillage, Narayan (2005) suggère que les estimateurs issus dans le cadre des procédures de cointégration classique, souffrent de problèmes de convergence dans le cas des échantillons de petites tailles.

La procédure de la cointégration pour les bornes est basée sur l'estimation de la version du modèle à correction d'erreur non restreint suivant :

$$\Delta \ln(x)_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \varphi_i \Delta \ln(x)_{t-i} + \sum_{i=0}^p \theta_i \Delta \ln(y)_{t-i} + \delta_1 \ln(x)_{t-1} + \delta_2 \ln(y)_{t-1} + \varepsilon_t$$

Avec $\ln(x)$, $\ln(y)$ désignent le logarithme de deux variables aléatoires quelconques. Δ désigne l'opérateur différence première, et p le nombre de retard optimal choisi en utilisant les critères d'informations d'Akaike et Schwartz.

Le test de cointégration proposé par Pesaran et al(2001), repose sur la statistique de Fisher (F) et ce pour tester la présence d'une relation de cointégration entre x et y .

La statistique F repose sur les deux hypothèses nulles et alternatives suivantes :

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0 : \delta_1 = \delta_2 = 0 \\ \text{contre} \\ H_1 : \delta_1 \neq \delta_2 \neq 0 \end{array} \right\}$$

La règle de décision est basée sur la comparaison de la statistique aux deux bornes : borne inférieure et supérieure. La première est calculée en supposant que toutes les variables sont I(1)). En revanche, la borne supérieure est calculée sur la base d'une stationnarité de toutes les variables (I(0)).

Il en résulte trois cas :

1^{er} cas : Si F est supérieure la borne supérieure \Rightarrow il existe une relation de cointégration.

2^{er} cas : Si F est comprise entre les deux bornes inférieures et supérieures \Rightarrow le test est non concluant.

3^{er} Cas : si F est inférieure de la borne inférieure \Rightarrow absence de relation de Cointégration

S'il existe une relation de cointégration, l'équation de long terme s'écrit de la manière suivante :

$$\ln(x)_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \varphi_{1i} \ln(x)_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{1i} \ln(y)_{t-i} + \mu_t \quad (2)$$

La relation de court terme, est basée sur le modèle à correction d'erreur (ECM) suivant :

$$\Delta \ln(x)_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^p \varphi_{2i} \Delta \ln(x)_{t-i} + \sum_{i=0}^p \theta_{2i} \Delta \ln(y)_{t-i} + \psi ECM_{t-1} + \xi_t \quad (3)$$

Avec ; ECM_{t-1} est le terme de correction d'erreur :

ψ désigne la vitesse d'ajustement

$$ECM_t = \ln(x)_t - \alpha_1 - \sum_{i=1}^p \varphi_{1i} \ln(x)_{t-i} - \sum_{i=0}^p \beta_{1i} \ln(y)_{t-i} \quad (4)$$

L'estimation issue du modèle ARDL est soumise à plusieurs tests de diagnostics :

- Test de stabilité des paramètres via le test de *CUSUM* et *CUSUM-square*
- Test de Ramsey reset : test de bonne spécification.

- Test de Lagrange de Breush- Godfrey (test d'autocorrélation des résidus d'ordre 4)
- Test d'effet ARCH.

3. effet du prix de pétrole et la crise financière sur les avoirs en devises

Dans ce qui suit, on va présenter le modèle économétrique adopté dans cette thèse, ainsi que les variables retenues. En effet, le modèle est emprunté du papier de Kilian et al (2008).

La méthodologie empirique dans la cadre de cette thèse s'articule autour d'un modèle ARDL qui peut s'écrire comme suit :

$$\ln(NFA)_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \varphi_{1i} \ln(NFA)_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{1i} \ln(ROIL)_{t-i} + \sum_{i=0}^p \theta_{1i} \ln(RM2)_{t-i} + \sum_{i=0}^p \lambda_{1i} \ln(XENER)_{t-i} + \sum_{i=0}^p \gamma_{1i} LREER_{t-i} + \mu_t$$

Avec :

-Le logarithme des avoirs nets en devises ($\ln(NFA)_t$): c'est la variable qui mesure les avoirs nets en devises algériennes.

-Le logarithme du prix du pétrole ($\ln(ROIL)$): c'est le prix du pétrole (le Brent) ajusté par l'indice de la consommation algérienne.

-Le logarithme de la masse monétaire ($\ln(RM2)$): la masse monétaire au sens de M2 déflaté par l'indice des prix de la consommation.

-Le taux de change ($\ln(REER)$): le logarithme de l'indice taux de change réel effectif.

Le taux de change ($\ln(XENER)$): le logarithme des exportations des produits énergétiques.

3.1 Statistiques descriptives

Tableau 1: Statistiques descriptives

	Moyenne	Maximum	Minimum	Ecartype	Skewness	Kurtosis	Jarque Bera	P- value
LRNFA	3,221	5,164	1,247	1,499	0,049	1,330	3,614	0,164
LRM2	3,618	4,727	2,622	0,720	0,244	1,511	3,170	0,205
LREER	4,868	6,009	4,585	0,394	1,762	4,931	21,521	0,000
LROIL	4,079	5,039	2,888	0,589	0,109	1,854	1,758	0,415
LRXERNG	6,009	6,743	5,006	0,514	-0,304	1,653	2,821	0,244

D'après les analyses descriptives on, peut voir que le taux de croissance moyen des avoirs nets en devises est de 10.31%. Le taux de croissance moyen de la masse monétaire est de 5.3 % durant la période d'étude. S'agissant de la variable des exportations des produits énergétiques, elle affiche un taux moyen de 7.25%.

En ce qui concerne l'analyse de la volatilité, les résultats montrent que la variable relative aux avoirs nets en devises présente la variable la plus volatile en affichant un écart-type le plus élevé (+1.499). En revanche, le taux de change réel effectif affiche l'écart-type le plus faible (+0.394).

Le test de Jarque-Bera montre que tous les variables suivent des distributions normales, (p-value inférieure à 5%) à l'exception de la variable relative au taux de change réel effectif.

3.2 Matrice de corrélation

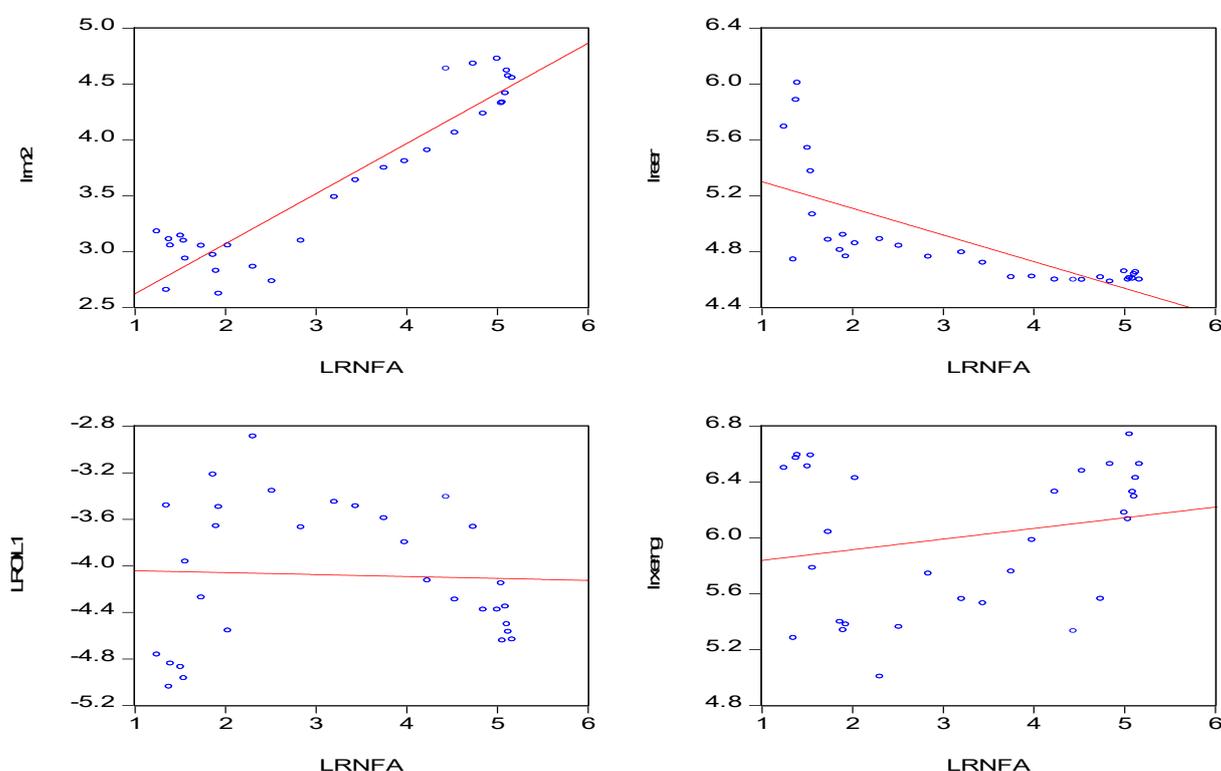
Tableau 2: Matrice de corrélation

	LRNFA	LRM2	LREER	LROIL1	LRXERN
LRNFA	1,0000	0,9348	-0,7188	-0,0423	0,2228
LRM2	0,9348	1,0000	-0,5188	-0,2336	0,3561
LREER	-0,7188	-0,5188	1,0000	-0,4802	0,3067
LROIL	-0,0423	-0,2336	-0,4802	1,0000	-0,9497
LRXERN	0,2228	0,3561	0,3067	-0,9497	1,0000

L'examen du tableau relatif à la matrice de la corrélation fait ressortir des corrélations positives et statistiquement significatives entre les avoirs nets en devises avec la masse monétaire (+0.93), et les exportations des produits énergétiques (+0.22). En revanche, la variable dépendante affiche une corrélation négative avec le taux de change réel effectif (-0.71) et la dette extérieure (-0.87).

3.3 Analyse Graphique

**Graphique 1 : Analyse de la corrélation entre le PIB et ses déterminants
(nuage de points)**



L'examen approfondi, nous mène à remarquer l'existence d'une relation positive des avoirs nets en devises avec les variables suivantes : la masse monétaire, et les exportations des produits énergétiques. En revanche, le graphique des nuages des points affiche une corrélation négative avec le taux de change réel effectif et la dette extérieure.

L'étape suivante consiste à tester la présence d'une racine unitaire des différentes variables.

3.4 Test de racine unitaire :

Tableau 3: résultat du test de racine unitaire d'ADF

Série en niveau

Variables			
	ADF		Conclusion
Variable	Avec constante	Avec constante et tendance	
LRNFA	-1.41	0.45	Non stationnaire
LRM2	-0.59	-2.34	stationnaire
LREER	-5.05	-3.76	Non stationnaire
LROIL	-3.33	-2.79	Non stationnaire
LRXERNG	-1.35	-1.32	Non stationnaire

Pour le test ADF, les valeurs critiques sont (-2.69) pour la spécification avec constante et (-3.57) pour la spécification avec constante et tendance.

Tableau 4: résultat du test de racine unitaire d'ADF

Série en différence première

Variables			
	ADF		Conclusion
Variable	Avec constante	Avec constante et tendance	
LRNFA	-5.31	-5.66	stationnaire
LRM2	-2.31	-5.49	stationnaire
LREER	-	-	-
LROIL	-4.32	-4.38	stationnaire
LRXERNG	-4.23	-4.15	stationnaire

Pour le test ADF, les valeurs critiques sont (-2.69) pour la spécification avec constante et (-3.57) pour la spécification avec constante et tendance.

Les résultats de ces tests appliqués sur les séries en niveau et sur les séries en différence première sont donnés respectivement par les tableaux 3 et 4.

Les résultats montrent que toutes les variables sont non stationnaires en niveau (on rejette l'hypothèse de stationnarité des variables) à l'exception du taux de change réel

effectif. Pour les séries en différences premières, les valeurs du test ADF sont inférieures aux valeurs critiques, ce qui confirme que toutes les variables sont stationnaires en différences premières. En conclusion on peut dire que ces séries sont I(1) sauf le taux de change réel effectif qui s'avère I(0).

3.5 Résultats du test de cointégration de Pesaran :

Le tableau 11 expose les résultats des tests de cointégration de Pesaran et al (2001).

Tableau 5: Résultats du Test de Cointégration pour les bornes de Pesaran : Variable dépendante: lnfa

F-Statistique	Bornes inférieurs (à un seuil de 5%)	Bornes supérieures (à un seuil de 5%)	Conclusion
4.60	3.23	4.35	Cointégration

Les résultats révèlent une relation de cointégration entre les avoirs nets en devises et ses déterminants. Il existe une stabilité de long terme. En effet, la statistique F, dépasse la borne supérieure à un seuil de significativité de 5%.

3.6 Résultats des estimations

Tableau 6 : Résultats des estimations des relations de court terme Variable dépendante: LNFA

	Coefficient	T-stat	Coefficient
C	3.794649***	0.762640	4.975674
D(LREER)	-0.698096**	0.319374	-2.185824
D(LREER(-1))	1.050105***	0.351846	2.984556
D(LRXERNG)	0.252993*	0.141446	1.788627
D(LRXERNG(-1))	0.589784***	0.143818	4.100913
CointEq(-1)*	-0.711945***	0.148309	-4.800429
C	3.794649***	0.762640	4.975674
D(LREER)	-0.698096**	0.319374	-2.185824
Normalité	4.32(0.11)		
Hétéro	1.67(0.09)		
Cusum	Stable		
Auto	2.64(0.10)		
Reset	0.94(0.34)		

***, ** et * désignent la significativité à des taux respectifs de 1,5 et 10%. Reset test : test de bonne spécification. Heteroscedasticity test: test d'hétéroscédasticité sur les résidus. Autocorrélation test: test

d'autocorrélation de la Grange entre les résidus. Arch : test effet Arch. Stabilité : Test de cusum square. S : Stable, NS : non stable

Tableau 7 : Résultats des estimations des relations de long terme, Variable dépendante: L_{nfa}

	Coefficient	Ecartype	t-stat
LREER	-0.365106*	0.190357	-1.918005
LROIL	0.651980***	0.180529	3.611504
LRXERNG	2.151128***	0.319381	6.735292
LRM2	0.579212**	0.239300	2.420444
R²	0.98		

***, ** et * désignent la significativité à des taux respectifs de 1,5 et 10%.

L'estimation a été faite en utilisant le logiciel eviews10 .

Les résultats montrent une bonne spécification du modèle ARDL. En effet, on accepte l'hypothèse nulle c'est-à-dire une absence d'autocorrélation, d'hétéroscédasticité et de la non normalité des résidus (p-value est supérieure à 5%). Dans le même sillage, le test de Ramsey reset, montre que le modèle est bien spécifié. En effet, on ne rejette pas l'hypothèse nulle de la bonne qualité du modèle (p-value est supérieure à 5%).

S'agissant de l'impact du prix de pétrole sur les avoirs nets en devises, il demeure positif et statistiquement significatif à un seuil de 1%. Une hausse du prix de pétrole de 10% génère une augmentation des avoirs nets en devises à long terme de 6.5 %. En revanche, à court terme, l'effet du prix de pétrole n'a pas d'effet statistiquement significatif sur les réserves en devises.

Les exportations des produits pétroliers interviennent dans l'explication des réserves en devises par un coefficient positif et statistiquement significatif. Le coefficient demeure à l'ordre de 2.15 : une hausse de 10 % des exportations énergétiques entraîne à long terme une hausse des réserves en devises de 21.25%. L'effet à court terme aussi demeure positif et statistiquement significatif. Le coefficient est de 0.58. Ce résultat montre que les exportations des produits énergétiques sont un facteur très important dans la détermination de la dynamique des avoirs en devises.

Les résultats montrent aussi, que le taux de change réel effectif exhibe un impact négatif et statistiquement significatif sur la variable endogène à long terme. En revanche, l'effet à court terme demeure positif. Il s'avère que la dépréciation réduit les réserves à court terme mais elle aura un effet positif à long terme.

En effet, à long terme, La dépréciation réelle de la monnaie domestique, encourage les exportations de biens et augmente l'excédent commercial.

La dépréciation de la monnaie contribue au financement des exportations et allège le fardeau de l'endettement extérieur. Elle incite les firmes locales à une meilleure maîtrise de la technologie qui leur permet d'améliorer leurs niveaux de compétitivités et de se positionner sur le marché mondial. Chemin faisant, la technologie peut se diffuser auprès des firmes des secteurs non exportateurs et améliorer ainsi leurs productivités. Ce résultat va dans le même sens que ceux de Jay (1973), Krueger (1978), Feder (1983) et Kao, Chiang et Chen (1999). En effet, une demande accrue des biens destinés à l'exportation crée une incitation à la spécialisation dans le secteur d'exportation, à une économie d'échelle et à une réallocation des ressources des secteurs économiquement moins efficaces vers le secteur d'exportation. En outre, un accroissement des exportations entraîne une amélioration de la qualité de la main d'œuvre, de l'apprentissage et des techniques managériales et entrepreneuriales appliquées (David et Foray, 1998 ; Lal et Rajapatrana, 1987).

Finalement la masse monétaire au sens de M2 exhibe un effet statistiquement significatif seulement à long terme. Ce résultat confirme la théorie selon laquelle une augmentation de la masse monétaire suite à une expansion monétaire affecte positivement les réserves en devises.

Afin de détecter l'impact de la crise souveraine de la zone Euro, nous allons faire une extension de notre modèle qui sera comme suit :

$$\ln(NFA)_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \varphi_{1i} \ln(ROIL)_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{1i} \ln(DETTE)_{t-i} + \sum_{i=0}^p \theta_{1i} \ln(RM2)_{t-i} + \sum_{i=0}^p \lambda_{1i} \ln(XENER)_{t-i} + \sum_{i=0}^p \gamma_{1i} LREER_{t-i} + \lambda * d2009 + \mu_t$$

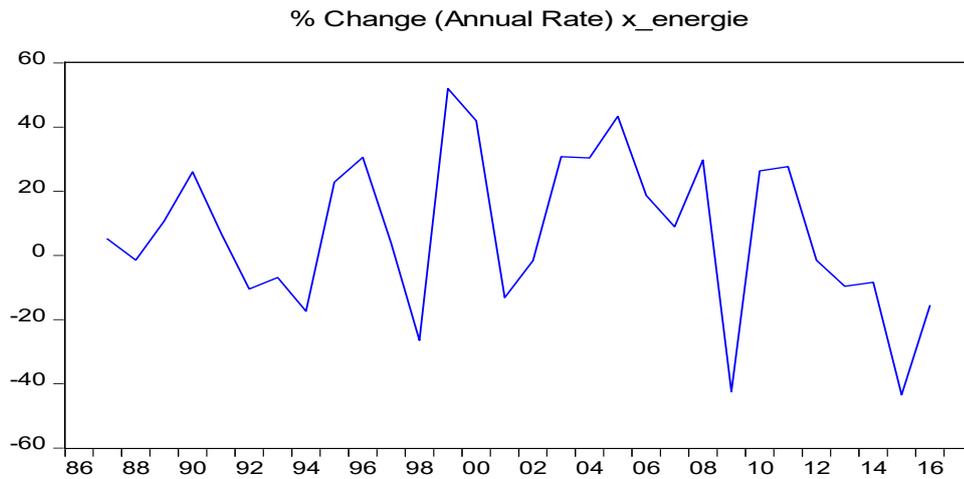
Avec D2009 : est une variable dummy qui prend 1 pour l'année 2009 (date de la crise de dette souveraine européenne) et 0 sinon.

Tableau 8 : Résultats des estimations des relations de court terme
Variable dépendante: Lnfa (inclusion de la crise financière)

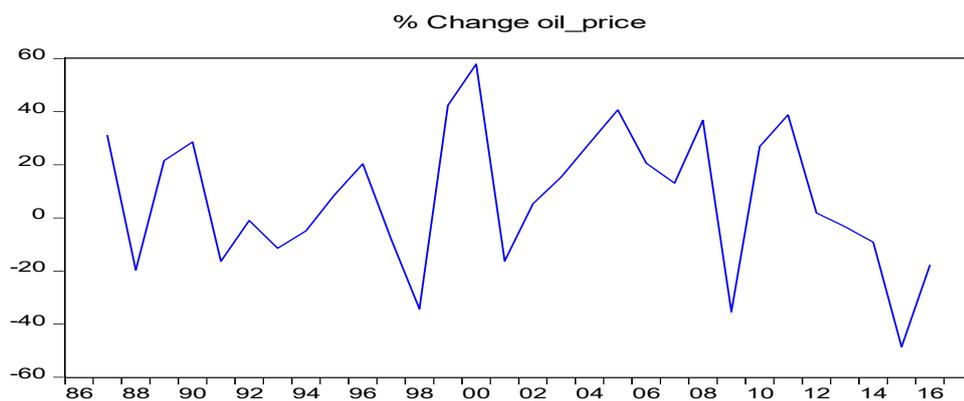
	Coefficient	T-stat	Coefficient
C	-33,38403***	2,477767	-13,47343
D(LRNFA(-1))	3,378642***	0,28573	11,82461
D(LRNFA(-2))	0,772201***	0,101869	7,580343
D(LDEBT)	0,699043***	0,082129	8,51155
D(LDEBT(-1))	0,350649***	0,078182	4,485021
D(LDEBT(-2))	1,876162***	0,160039	11,72315
D(LREER)	2,807544***	0,273879	10,25103
D(LREER(-1))	3,208292***	0,230027	13,94745
D(LREER(-2))	1,397979***	0,209493	6,67317
D(LROIL1)	3,309515***	0,299157	11,06279
D(LROIL1(-1))	-0,842646***	0,184365	-4,570529
D(LROIL1(-2))	-3,720831***	0,2583	-14,40507
D(LRXERNG)	6,21493***	0,466365	13,32631
D(LRXERNG(-1))	-3,704519***	0,366073	-10,11961
D(LRXERNG(-2))	-5,471271***	0,380562	-14,37683
D(LRM2)	-5,656471***	0,544122	-10,39559
D(LRM2(-1))	1,462528***	0,268257	5,451967
D(LRM2(-2))	3,716449***	0,300546	12,36567
D2009	-0,658421***	0,113133	-5,819869
CointEq(-1)*	-0,509349***	0,103897	-4,902436
R²=0.99			

Les résultats montrent d'une manière très claire, la baisse des avoirs nets en devises de l'Algérie durant la crise de la dette souveraine dans la mesure où la variable D2009 affiche un effet négatif et statistiquement significatif. En effet, la crise a engendré une baisse des prix internationaux du pétrole de 49% ce qui a engendré une chute importante des exportations énergétiques de 42.46% (comme le montre les graphiques suivants).

Taux de croissance des exportations énergétiques de l'Algérie



Taux de croissance du prix de pétrole



4. effet du prix de pétrole et la crise financière sur la production algérienne :

A la lumière des considérations empiriques évoquées ci-dessus, nous allons estimer le modèle suivant qui évoque une possible relation non linéaire entre les transferts de fonds et la production, tel que montré par Hassen et Shakur (2017).

Le modèle s'écrit comme suit :

$$\ln_PIB_t = \eta + \beta_1 OIL_t + \beta_3 * OUV_t + \beta_5 * LREER_t + \beta_6 * INV_t + \beta_7 * TSP + \beta_8 * d2009 + \varepsilon_t$$

$$T = 1986 - 2017$$

Avec :

PIB_t: Le PIB par habitant de l'année (t) (En millions de dinars)

OIL: le prix de pétrole (Brent). (Source *WDI World développement indicateur*)

OUV : taux d'ouverture commerciale. (Source : *WDI World développement indicateur*)

REER : l'indice du taux de change réel effectif. (Source : *WDI World développement indicateur*).

INV : le taux d'investissement. (*WDI World développement indicateur*).

TSP: le taux d'inscription dans l'enseignement primaire. (*WDI World développement indicateur*).

D2009 : variable binaire qui prend 1 si t=2009 et 0 sinon. Cette variable est introduite pour capter l'effet de la crise souveraine.

ε_t : Le terme d'erreur

Ln : l'opérateur « logarithme népérien »

4.1 Statistiques Descriptives

Tableau 9: Statistique Descriptives

	Moyenne	Maximum	Minimum	Ecart type	Skewness	Kurtosis	JarqueBera	P-value
GROWTH	0,011463	0,059058	-0,043244	0,02544	-0,37278	2,714398	1,195177	0,550137
INV	35,87101	52,21935	22,44697	7,801423	0,388631	2,210811	2,351667	0,308562
LPIB	11,64656	11,89806	11,3807	0,141643	0,179275	2,073798	1,890614	0,38856
M2PIB	61,24085	83,82403	33,00584	13,20258	-0,298724	2,379089	1,423075	0,490889
OIL	3,551304	4,601865	2,668616	0,657394	0,344996	1,617377	3,183647	0,203554
OUV	58,72471	76,68452	32,68458	10,8181	-0,365123	2,512855	1,476922	0,477849
TSP	99,93028	119,3651	78,1511	10,45524	0,248744	2,097036	2,037107	0,361117

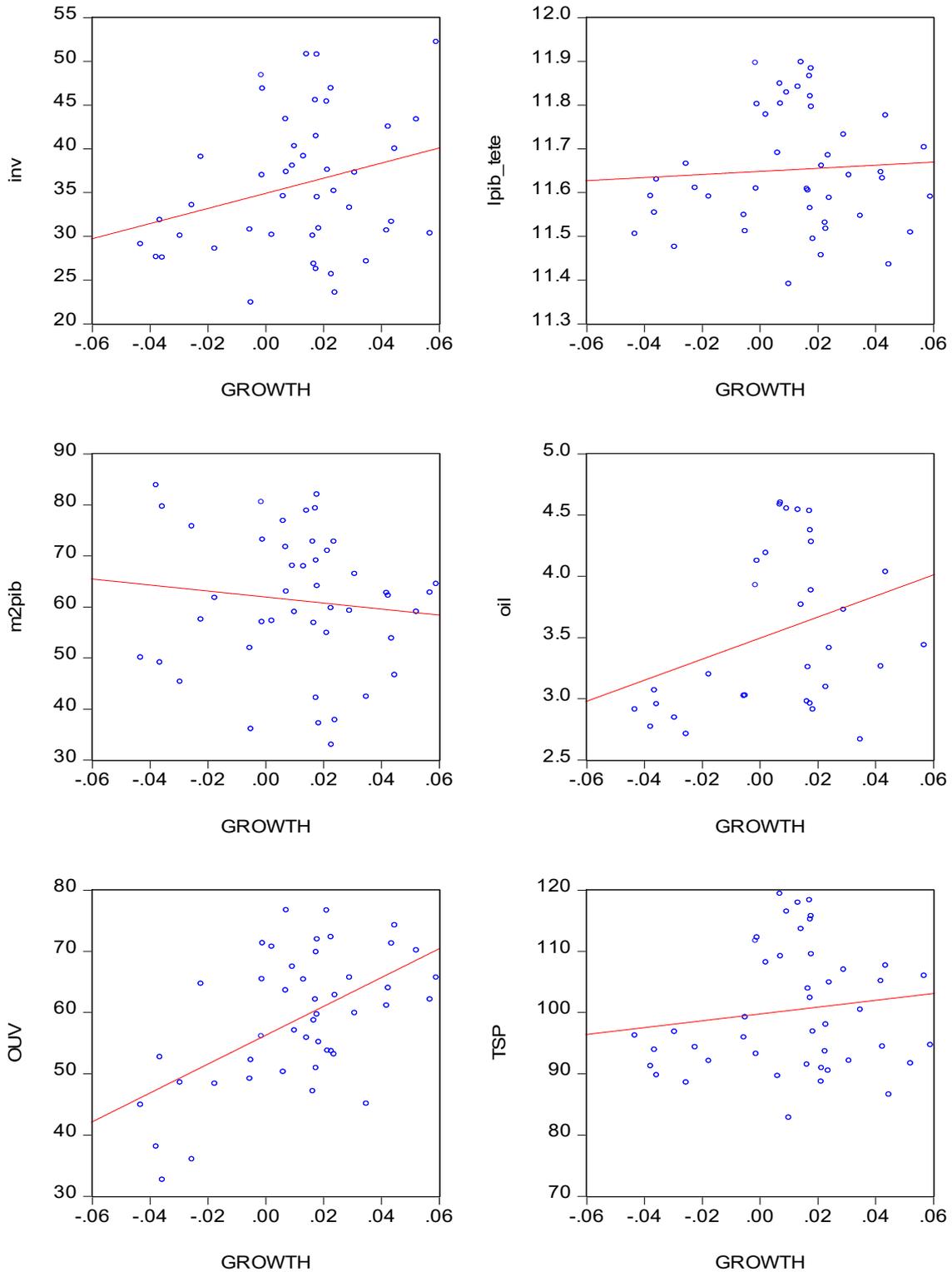
D'après les analyses descriptives on peut voir que le taux de croissance moyen de l'Algérie est de 1.1 %. Le taux d'investissement moyen est de 35.87 % durant la période d'étude. S'agissant de la variable du taux d'ouverture, elle affiche un taux moyen de 58.72%.

En ce qui concerne l'analyse de la volatilité, les résultats montrent que la variable relative à la masse monétaire au sens de M2 présente la variable la plus volatile en affichant un écart-type le plus élevé (+13.20). En revanche, la variable afférente au taux de croissance (GROWTH) affiche l'écart-type le plus faible (+0.02).

Le test de Jarque-Bera montre que toutes les variables suivent des distributions normales, (p-value inférieure à 5%).

4.2 Analyse Graphique

**Graphique 2 : Analyse de la corrélation entre le PIB et ses déterminants
(nuage de points)**



L'examen approfondi, nous mène à remarquer l'existence d'une relation positive du taux de croissance avec toutes les variables sauf pour le cas de la variable M2PIB.

L'étape suivante consiste à tester la présence d'une racine unitaire des différentes variables.

4.3 Test de racine unitaire :

Il est primordial de tester la présence d'une racine unitaire dans les séries d'études. Le but étant d'éliminer le risque de régression fallacieuse.

Tableau 10 : Test ADF sur les séries en niveau :

variable	Avec constante		Avec constante et tendance	
	ADF	VC 5%**	ADF	VC 5%**
INV	-1.19	-2.91	-1.17	-3.51
LPIB_	-1.27	-2.91	-1.79	-3.51
M2PIB	-1.39	-2.91	-1.26	-3.51
OUV	-1.96	-2.91	-2.32	-3.51
TSP	-1.47	-2.91	-1.17	-3.51

** , valeurs critiques à un seuil de 5%.

Tableau 11 : Test ADF sur les séries en différence première :

variable	Avec constante		Avec constante et tendance	
	ADF	VC 5%**	ADF	VC 5%**
INV	-6.66	-2.91	-5.41	-3.51
LPIB	-3.75	-2.91	-3.80	-3.51
M2PIB	-5.46	-2.91	-5.45	-3.51
OUV	-5.05	-2.91	-5.14	-3.51
TSP	-3.35	-2.91	-3.32	-3.51

** , valeurs critiques à un seuil de 5%.

Les résultats de ces tests appliqués sur les séries en niveau et sur les séries en différence première sont donnés par les tableaux 3 et 4. Les résultats montrent que les différents sont non stationnaires en niveau (on rejette l'hypothèse de stationnarité des variables). Pour les séries en différence première, les valeurs du test ADF sont inférieures aux valeurs critiques, ce qui confirme que toutes les variables sont stationnaires en différence première. Etant donné que toutes les variables sont toutes intégrées en même ordre, il y a lieu de passer à tester la présence des relations de cointégration, et ce, pour toutes les spécifications.

4.4 Test de cointégration de Johansen :

Tableau 13: résultat du Test de cointégration de Johansen (lambda max)

hypothèse	valeur propre	Max statistic	VC 5%**	Nombre de relations obtenus
Zéro	0.871577	61.57285	43.41977	1
Au plus 1	0.675477	33.76199	37.16359	

** , valeurs critiques à un seuil de 5%.

Les résultats statistiques de Lambda-max de Johansen, révèlent l'existence d'une seule relation de Co-intégration.

L'étape suivante consiste à estimer la relation de long terme et les fonctions de réactions impulsionnelles, issues du modèle VECM (*Impulsion reactionfunction* IRF ci-après).

4.7 Résultats des estimations

L'estimation de la relation de long terme est récapitulée dans le tableau qui suit :

Tableau 14: Résultats des estimations de la relation à long terme pour la méthode des moindres carrés modifiées (FMOLS)

	Coefficient	Ecartype	t de Student
M2PIB	0.003409***	0.000241	14.15747
OIL	0.073787***	0.010048	7.343124
INV	0.003771***	0.000539	6.996033
OUV	0.001485***	0.000479	3.102365
TSP	0.002341***	0.000605	3.866507
CONSTANTE	7.340074***	0.038934	188.5242
D2009	-0.044343***	0.012921	-3.431825

(***), (**) et (*) correspondent respectivement à la significativité statistique à 1%, 5% et 10%

La relation de long terme est estimée par la méthode des moindres carrées modifiées, proposées par Pedroni qui permet d'éliminer le problème d'endogénéité de long terme des variables explicatives.

Les résultats montrent que la variable afférente au prix de pétrole a un impact négatif et statistiquement significatif. En effet, les épisodes des prix élevés de pétrole sont caractérisés par des forts taux de croissance économique tirés par les exportations des dits produits.

La variable binaire relative à la crise de dette souveraine affiche un effet négatif sur la croissance. La crise de la dette souveraine a eu un effet négatif sur la croissance économique algérienne. En effet, la crise a permis la baisse de la demande étrangère qui émane de la Zone euro, réduisant par la suite des exportations pétrolières algériennes et par la suite la croissance économique.

La variable afférente aux taux d'investissement affiche un impact positif et statistiquement significatif. Ce résultat corrobore avec la théorie économique qui considère l'investissement comme un moteur de croissance économique. L'investissement est un moyen d'élever la productivité globale des facteurs, en ce qu'il permet d'incorporer le progrès technique à l'appareil de production.

Le taux d'ouverture, intervient dans l'explication du PIB, généralement par des coefficients positifs et statistiquement significatifs. En effet, des économistes suggèrent que les exportations mènent à une hausse de la productivité.

Les exportations contribuent en facilitant la mobilité du facteur travail et l'accumulation du capital. En théorie, il y a une relation bidirectionnelle entre le commerce et la productivité. Une politique basée sur la promotion des exportations permet aux entreprises de mieux maîtriser la technologie qui deviennent plus compétitives pour se positionner sur le marché mondial. De ce fait, la dite technologie peut diffuser pour améliorer la productivité des firmes des secteurs non exportateurs (Jay (1973), Krueger (1978), Feder (1983) et Kao, Chiang et Chen (1999)). De même les exportations peuvent mener à une réallocation des ressources des secteurs économiquement moins productifs vers le secteur d'exportation, et permet à la

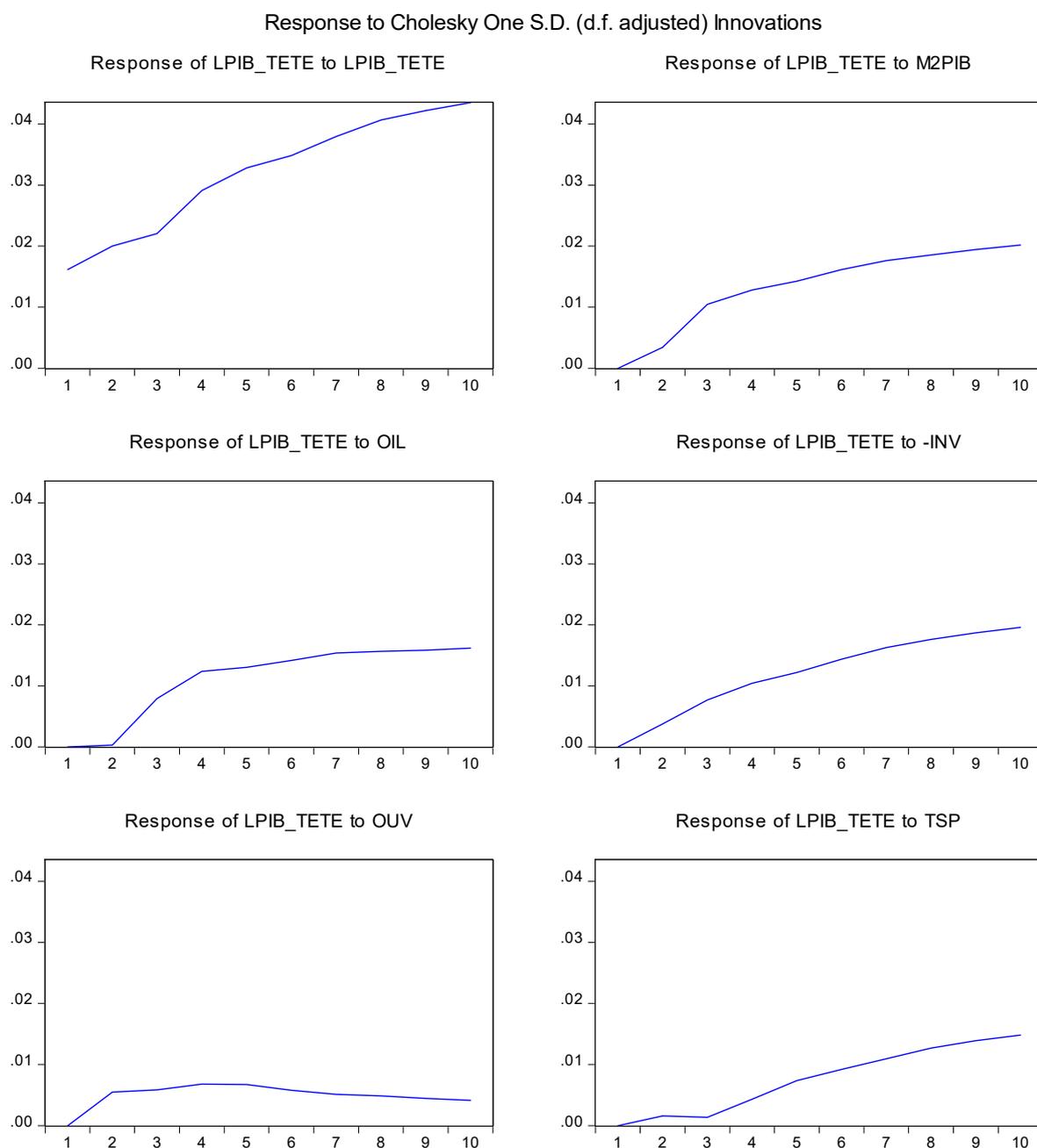
formation d'une meilleure qualité de la main d'œuvre. David et Lowey, 1998 ; Lal et Rajapatrana, 1987).

D'un autre côté, l'importation de biens permet d'acquérir des biens d'équipements indispensables au processus de production domestique. En effet, (Feder (1983) et Kao, Chiang et Chen (1999)), suggèrent que les importations sont un canal de transfert de technologie menant à la productivité des firmes du pays domestique.

Le capital humain semble avoir un effet positif et statistiquement significatif sur le PIB. Cet effet demeure statistiquement significatif. L'Algérie doit être dotée d'une main d'œuvre qualifiée capable d'assimiler la technologie étrangère. (Mankiw, Romer et Weil (1992)).

Après avoir discuté les différents résultats d'estimations des relations à long terme, il y a lieu d'entamer l'analyse des IRF.

Graphique3 : réactions du PIB suite à un choc positif des différentes variables



D'après le graphique 3 on peut conclure qu'il existe une réponse positive du PIB, suite à un choc positif sur le prix de pétrole. Un choc sur l'innovation de la variable « oil » induit une hausse de la croissance principalement à partir de la deuxième année et il reste positif pour le reste de la période.

Conclusion

Dans ce chapitre, on a identifié l'impact des prix de pétrole et la crise des dettes européennes sur les avoirs en devises et la production de l'Algérie. Dans un second temps, on a détecté les déterminants macroéconomiques des avoirs en devises. Les résultats empiriques sur des données en fréquence annuelle (1986-2017), ont montré qu'une baisse des prix de pétrole lors de la crise a baissé les réserves en devises et la production algérienne.

Aussi, l'Algérie doit s'atteler à mener des stratégies bien visées, afin de résister face aux chocs externes.