

Détermination de la Demande du Gasoil en Algérie : Application du Modèle
ARDL avec Mécanisme à Correction des Erreurs

Dr Rabah OUKIL

MCA Université de Bouira

Dr Tarek DJEDDI

MCA - ENSSEA ex. INPS, Koléa

Résumé

Ce travail consiste à étudier la demande du gasoil en Algérie à travers des variables supposées déterminantes de cette demande, en utilisant une approche de cointégration à travers un modèle autorégressif à retard échelonné appelée ARDL (Auto Regressive Distributed Lags). Les résultats obtenus indiquent une existence d'une relation de cointégration à long terme entre la demande du gasoil et le transport routier des marchandises, ainsi que l'existence d'un mécanisme de correction d'erreur qui ajuste la demande lors d'un choc produit à court terme.

Mots clés : Demande du gasoil, ARDL, ECM, transport, Algérie

Abstract

This paper aims to determine the demand for diesel fuel in Algeria, by using a co-integration approach through ARDL approach (Auto Regressive Distributed Lags). The results obtained indicate the existence of a long-term co-integration relationship between the demand for diesel fuel and the transportation of merchandizes, as well as the existence of an error correction mechanism that adjusts the demand during a shock produced in the short term.

Keyword : diesel demande, ARDL, ECM, transport, Algeria

Introduction:

Notre époque se caractérise par l'utilisation multiple de source d'énergie, exploitée dans plusieurs domaines, le pétrole en est une qui est très utilisée depuis sa découverte que ce soit par les pays industrialisés ou par les pays en voie de développement. L'importance qu'occupe le pétrole dans le domaine économique lui vaut le nom de « l'or noir » puisque on ne peut imaginer la vie dans le 21^{ème} siècle sans pétrole et ses dérivés.

L'Algérie est l'un des pays les plus riches en hydrocarbures, elle est classée le troisième pays producteur de pétrole en Afrique et le 17^{ème} à l'échelle mondiale. Le secteur algérien des hydrocarbures représente plusieurs opportunités d'investissement et d'activités de l'Amont à l'Aval. La découverte du pétrole remonte à 1956 à HASSI MESSAOUD et la première raffinerie a été construite à Alger à la fin des années 50 par l'entreprise française.

La nationalisation des hydrocarbures décidée par l'Algérie en Février 1971 place la compagnie nationale des hydrocarbures dans une nouvelle dynamique. Une planification de plus en plus rigoureuse est mise en place, les objectifs de SONATRACH étaient alors l'extension de toutes ses activités à l'ensemble des installations gazières et pétrolières et l'atteinte de la maîtrise de toute la chaîne des hydrocarbures. L'industrie de transformation des hydrocarbures est concentrée, elle est contrôlée par SONATRACH et ses filiales NAFTEC (raffinage) et NAFTAL (distribution).

La consommation des carburants a pris un essor important, notamment à partir des années 80 et très évolué dans les dernières années. Le gasoil parmi les carburants les plus utilisés par le parc automobile et le transport, il détient une place importante sur le marché de la demande des produits pétroliers.

Dans ce cadre la question principale qui formera notre problématique est la suivante :

Quelle sont les déterminant de la demande du gasoil en Algérie durant la période 1990-2015 ?

1. Revue de la littérature

Nous allons ici voir les propriétés d'un modèles économétriques de la forme $Y = X\beta + \varepsilon_t$, où, contrairement aux autre modèles économétriques, les observations (de la variable à expliquer Y) $Y_1; Y_2, \dots, Y_i, \dots, Y_n$, ne sont pas observées pour des individus différents (et peuvent alors être supposées "indépendantes") mais sont des observations temporelles $Y_1; Y_2, \dots, Y_t, \dots, Y_n$. Nous supposons ici la fonction de régression dépend des valeurs retardées d'une ou de plusieurs variables dépendantes¹.

1.1 Définition du Modèles autorégressifs à retards échelonnés (ARDL) : On appelle modèle à retards échelonnés, un modèle dans lequel, la valeur courante de la variable endogène, Y_t , dépend de la somme pondérée des valeurs présentes et passées des variables exogènes ($X_t, X_{t-1}, X_{t-2}, \dots$) avec le terme d'erreur. En général, des poids différents sont associés aux diverses périodes et, décroissent au fur et à mesure que l'on s'éloigne du présent².

a)- retards échelonnés

On pense souvent qu'une variable dépendante (Y_t) dépend de la valeur actuelle et d'un certain nombre de valeurs retardées d'une variable indépendante (X_t). Une modélisation de ce genre consiste à utiliser un modèle à retards échelonnés tel que

¹A.CHARPENTIER, Séries temporelles : théorie et applications.2004, Volume 1, Université Paris Dauphine, P33.

² Taladidia Thiambiano, Économétrie des modèles dynamiques ,2ème édition, L'Harmattan, P265.

$$Y_t = \alpha + \sum_{j=0}^q \beta_j X_{t-j} + \varepsilon_t \text{ où } (\varepsilon_t) \sim BB(0, \sigma^2)$$

Le problème consiste alors à estimer la constante α et les coefficients β_j . Le nombre entier q est ici la longueur du dernier retard. Dans certains cas, imaginer que q est infini peut avoir du sens, mais nous supposerons pour l'instant qu'il prend une valeur finie. La fonction de régression pourrait tout à fait dépendre d'autres variables explicatives, mais nous ne considérerons ici que le cas où intervient une seule variable explicative pour conserver des notations simples.

Le problème avec un tel modèle est que, par ce que X_t sera- a priori - fortement corrélé à X_{t-1} , X_{t-2} , ...etc, et donc les estimations par moindres carrés des coefficients β_j devraient être assez imprécises. Sauf si c'est l'impact à long terme qui nous intéresse.

Soit $V(\hat{\beta})$ la matrice de covariance du vecteur estimateur mco du vecteur $\beta = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_q)$

Alors, si $\hat{\gamma}$ désigne la somme des $\hat{\beta}_j$ donc sa variance est :

$$V(\hat{\gamma}) = \sum_{j=0}^q V(\hat{\beta}_j) + 2 \sum_{j=0}^q \sum_{i=0}^{j-1} cov(\hat{\beta}_i, \hat{\beta}_j)$$

Si X_{t-j} est corrélé positivement à X_{t-k} pour tout $j \neq k$, les termes de covariance dans l'expression ci-dessus seront généralement négatifs. Lorsqu'ils sont importants et négatifs, comme c'est souvent le cas, $V(\hat{\gamma})$ peut être plus petit que la somme des $V(\hat{\beta}_j)$ ou même que chaque $V(\hat{\beta}_j)$. Si c'est le paramètre γ qui nous intéresse plutôt que les β_j individuels, l'approche la plus simple consiste à estimer une nouvelle version paramétrique (par moindres carrés. Cette version s'écrit alors :

$$Y_t = \alpha + \gamma X_t + \sum_{j=1}^q \beta_j (X_{t-j} - X_t) + \varepsilon_t \text{ où } \gamma = \beta_0 + \beta_1 + \dots$$

L'avantage de cette écriture est que l'écart type de $\hat{\gamma}$ est disponible immédiatement dans les résultats de la régression.

b)- La forme d'un Modèle autorégressifs à retards échelonnés³ :

Dans les équations économétriques, les décalages temporels sont justifiés pour plusieurs raisons : raisons technologiques, facteurs psychologiques, la présence d'information imparfaite qui diffère la prise de la décision. On considère le modèle suivant :

$$Y_t = \Phi_0 + \sum_{i=0}^p \Phi_i Y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_j X_{t-j} + \varepsilon_t$$

Où ε_t est un bruit blanc qui est non auto-corrélés avec les X_t et avec les valeurs retardées de X_t et Y_t . La variable Y_t dépend non seulement des ses propres valeurs passées mais aussi des valeurs courantes et passées de X_t . Les valeurs maximales de p et q sont choisies convenablement.

Pratiquement ; on peut identifier p et q en utilisant l'un des critères automatiques comme le critère AIC (Akaike Information Criterion) ou le critère SBC (Schwarz Bayesian Criterion). ARDL (p, q). Le retard échelonné implique que la réponse à long terme d' Y_t pour un changement dans X_t est différente de la réponse immédiate à court terme. L'impact immédiat sur $[(F, (Y_t))$ pour un changement unitaire dans X_t est donné par le paramètre β_0 qui est appelé multiplicateur d'impact de X_t ou multiplicateur de court terme (Judge, 1988).

Ces modèles sont présentés ici dans le cas simple où (Y_t) est la variable à expliquer et (X_t) la variable explicative (ce type de modèles peut toutefois se

³ Mahmoud Mourad, l'analyse des dépôts du secteur privé dans les banques commerciales au Liban: application du modèle ARDL, Lebanese Science Journal, Vol13 ; N°2, 2012, P152.

généraliser à un ensemble plus vaste de variables explicatives). La forme générale en utilisant des polynômes d'opérateurs retard ; s'écrit comme suit ⁴ :

$$B(L) Y_t = \alpha + \Gamma(L) X_t + \varepsilon_t.$$

Un cas particulier, mais relativement utilisée est le modèle ARDL (1.1) ;

$$Y_t = \alpha + \beta_1 Y_{t-1} + \gamma_0 X_t + \gamma_1 X_{t-1} + \varepsilon_t.$$

On a ici le modèle ARDL (1;1), la plupart des résultats étant aisément généralisables aux modèles ARDL (p, q). Le cas où $\beta_1 = \gamma_1 = 0$ correspond au modèle général de régression linéaire (statique, tel qu'il est étudié en cours d'économétrie), le cas $\gamma_0 = \gamma_1 = 0$ correspond au modèle AR(1), le cas où $\beta_1 = 1$ et $\gamma_1 = -\gamma_0$ correspond au modèle en différences premières. Le modèle ARDL (1,1) fournit ainsi une alternative naturelle contre laquelle on peut tester n'importe lequel de ces cas particuliers.

L'étude dans ce modèle consiste à étudier la façon dont (X_t) influence (Y_t) à long terme, dans un modèle ARDL (1;1)

Sans l'aléa (ε_t) , (X_t) et (Y_t) convergeraient vers des valeurs de long terme (stables) X^* et Y^* telles que : $Y^* = \alpha + \beta_1 Y^* + \gamma_0 X^* + \gamma_1 X^*$,

C'est à dire que :

$$Y^* = \frac{\alpha}{1 - \beta_1} + \frac{\gamma_0 + \gamma_1}{1 - \beta_1} X^* = \frac{\alpha}{1 - \beta_1} + \lambda X^*.$$

Où λ , peut alors être vue comme une élasticité. Toutefois, ce résultat n'est pertinent que si $|\beta_1| < 1$, ce qui est une condition de stationnarité pour ce modèle.

Une des caractéristiques intéressantes et importantes des modèles ARDL est que l'on peut les écrire de différentes façons : par exemple l'équation précédente du modèle ARDL (1.1) ;

$$Y_t = \alpha + \beta_1 Y_{t-1} + \gamma_0 X_t + \gamma_1 X_{t-1} + \varepsilon_t.$$

Peut être écrite sous les formes suivantes (toute équivalentes) :

⁴ A.CHAEPENTIER, volume2, op-cit, P35.

- (1) $\Delta Y_t = \alpha + (\beta - 1)Y_{t-1} + \gamma_0 X_t + \gamma_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$,
- (2) $\Delta Y_t = \alpha + (\beta - 1)Y_{t-1} + \gamma_0 \Delta X_t + (\gamma_0 + \gamma_1) X_{t-1} + \varepsilon_t$,
- (3) $\Delta Y_t = \alpha + (\beta - 1)Y_{t-1} - \gamma_1 \Delta X_t + (\gamma_0 + \gamma_1) X_t + \varepsilon_t$,
- (4) $\Delta Y_t = \alpha + (\beta - 1)(Y_{t-1} - X_{t-1}) + \gamma_0 \Delta X_t + (\gamma_0 + \gamma_1 + \beta_1 - 1) X_{t-1} + \varepsilon_t$,
- (5) $\Delta Y_t = \alpha + (\beta - 1)(Y_{t-1} - \lambda X_{t-1}) + \gamma_0 \Delta X_t + \varepsilon_t$,

Tableau 01 : Statistiques descriptives

	GASOIL	PRCAUTO	TRSPM
Mean	4651.231	3204107	4509.615
Median	3768.5	2922490	4075
Maximum	10126	5123705	8520
Minimum	2058	2253266	2000
Std.Dev	2505.911	797040.5	1701.168
Skewness	0.754442	1.027	1.0498
Kurtosis	2.28135	2.94833	3.3645
Jarque-Bera	3.0259	4.5772	4.92033
Probability	3.0259	0.1014	0.08542

Source : Outputs du programme Eviews

D'après ce tableau, le coefficient d'aplatissement « kurtosis » est inférieur à 3 (la valeur du coefficient de kurtosis pour la loi normale) pour les deux variables GASOIL et PRCAUTO respectivement (2.28, 2.94), ce qui indique que leur distribution est plus aplatie que la loi normale, alors que le coefficient de la variable TRSPM est supérieur à

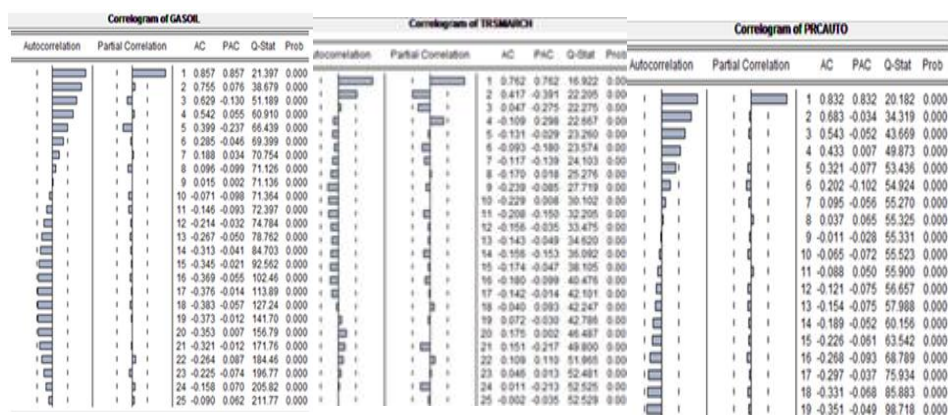
3 (3.365),ce qui implique une forte probabilité des points extrême et indique que la série présente un queue un peut plus épaisse que la loi normale . De plus, le coefficient de skewness est différent de zéro ce qui indique la présence d'asymétrie, la statistique de Jaque-Bera confirme la non normalité des séries.

2.1.3. Analyse de la stationnarité des séries:

Pour examiner la non stationnarité des séries présence d'une racine unitaire et de définir la nature des séries,on a essayé d'abord d'observer le correlogramme de chaque série ,par la suite on passe à l'application du test de Dickey-Fuller,on a appliqué le test pour chaque séries ,d'où les propriétés du test et la méthode d'application ont été déjà cité dans la section précédente .

a)-l'analyse des correlogramme des séries :

Figure 01 : Correlogramme des trois séries (GASOIL, PRCAUTO, TRSPM)



Source : Outputs du programme Eviews

Pour chaque séries, on observe un pic significatif situe à l'extérieur de l'intervalle de confiance et les auto-corrélations sont toutes significativement différente de zéro, ainsi ; pour les trois séries, les correlogramme indique qu'ils sont non stationnaire.

b)- le test de Dickey Fuller augmenté :

Tableau 02 : Test ADF sur les variables

Les variables	Les composantes	T calculé	T tabulé	Nature
GASOIL	Tendance	3,89	2,79	Série non
	Constante	-1,89	2,54	stationnaire (avec
	Racine unitaire	1,02	-3,64	tendance et sans constante)
TRSPM	Tendance	1,78	2,79	Série non
	Constante	2,64	2,54	stationnaire(avec
	Racine unitaire	-2,99	-2,79	constante et sans tendance)
PRCAUTO	Tendance	0,403	2,79	Série non
	Constante	-2,07	2,54	stationnaire (sans
	Racine unitaire	3,29	-2,986	tendance et sans constante)

Source : Outputs du programme Eviews

Comme le montre les résultats du tableau ci-dessous, nous avons effectué pour chacune des séries les tests de ADF, les trois variable son non stationnaire, d'où il est nécessaire d'effectuer la différenciation à fin de les stationnariser.

On passe au test de la racine unitaire des séries en différence première, les résultats sont résumés dans le tableau suivant :

Tableau 03 : Test ADF sur les séries en différence première

	Les composantes	T calculé	T tabulé	Nature
D(GASOIL)	Tendance	2,03	2,79	La série est stationnaire (avec constante)
	Constante	-0.568	-3,06	
	Racine unitaire	-6,43	3,11	
D(TRSPM)	Tendance	1,99	2,79	La série est stationnaire
	Constante	-1,9	2,54	
	Racine unitaire	-4,56	-1,95	
D(PRCAUTO)	Tendance	2,78	2,79	La série n'est pas stationnaire
	Constante	2,39	2,54	
	Racine unitaire	0,488	-1,95	

Source : Outputs du programme Eviews

Les racines unitaire sont inférieure à la valeur critique pour les deux séries différencié ; GASOIL et TRSPM au seuil de 5%, ainsi on constate qu'ils sont stationnaire en différence première, mais la série du PRCAUTO n'est pas stationnaire, on affect donc la deuxième différenciation pour la stationnariser.les résultats sont présenté dans le tableau suivant :

Tableau 04: test ADF sur la variable PRCAUTO en deuxième différenciation

	Composante	T calculé	T tabulé	Nature
D(D(PRCAUTO))	Tendance	1.25	2.79	La série est stationnaire
	Constante	0.915	2.54	
	Racine unitaire	-7.35	-1.95	

Source : Outputs du programme Eviews

Après la deuxième différenciation la série PRCAUTO est stationnaire.

Les tests de stationnarité ont révélé que les deux premières séries sont intégrée d'ordre 1 et la troisième séries est intégré d'ordre 2 : GASOIL $\sim I(1)$, TRSPM $\sim I(1)$, PRCAUTO $\sim I(2)$, On pourrait soupçonner une éventuelle cointégration entre les deux première variable.

2.2. L'application du modèle ARDL

Avant d'analyser ces variables à l'aide de l'approche ARDL proposée par PSS⁵, la stationnarité à été tester, les deux variables GASOIL et TRSPM sont intégré d'ordre $I(1)$, et la variable PRCAUTO est intégrée d'ordre $I(2)$. Pour éviter toute éventuelle ambiguïté dans l'ordre d'intégration des variables, on va travailler sur les deux premières variables intégré d'ordre $I(1)$.

2.2.1. Les test effectué pour la détection de la cointégration

Pour examiner une relation d'équilibre à long terme donnée par la fonction suivante :

* PSS : Pesaran, Shin et Smith (ont introduit une nouvelle approche de cointégration (1996; 2001)).

$Y_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t$, on a à tester l'hypothèse nulle de la non cointégration contre l'hypothèse alternative selon laquelle il existe une relation d'équilibre à long terme. β Reflète la sensibilité à long terme de X_t par rapport à Y_t , doit être négatif et différent de zéro pour que le mécanisme de correction d'erreur existe.

L'estimation de la relation d'équilibre à court terme est donnée par est donnée par suivante :

$$\text{GASOIL}_t = 4759 - 0.02398 \text{ TRSPM}_t + \varepsilon_t$$

Cette fonction peut être interprétée comme suit : si le transport routier des marchandises diminue de 1000 tonne, la demande du gasoil sera diminuée de 23.98 mille TEP.

- Pour réaliser l'estimation souhaité, on considère notre modèle ARDL (p, q) donné par :

$$\text{GASOIL}_t = a_0 + \sum_{i=1}^p \varphi_i \text{GASOIL}_{t-i} + Y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_j \text{TRSPM}_{j-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Dont ε_t : est devrait être un bruit blanc non autocorrélés avec les valeurs de GASOIL_t et les valeurs retardé de GASOIL_t et TRSPM_t .

Les valeurs maximales de p et q sont définit par les critères d'Akaike et Schwarz .

Les étapes poursuit dans cette estimation est comme suit :

a)- Le choix du nombre de retard :

Dans l'estimation des deux variable GASOIL et TRSPM on observe les valeurs que nous fournit les deux critères d'Akaike et Schwarz et on choisit (p,q) pour les valeurs minimale ,les résultats obtenus sont présenté dans le tableau suivant:

Tableau 05 : Choix du (p,q) selon les critères d'Akaike et Schwarz.

(p,q)	AIC	SIC
(5,5)	14.39578	15.04301
(4,4)	14.51821	15.06534
(3,3)	15.15326	15.59959
(2,2)	15.10396	15.44954
(1,1)	14.93724	15.18267

Source : Outputs du programme Eviews

A partir des résultats obtenus on choisi le nombre de retard (p,q)=(5,5), les deux critères AIC et SIC nous fournit les minimum valeurs à ce niveau de retard.

b)-Estimation de la relation à long terme par la méthode des moindres carrées:

Après avoir choisie le nombre de retard ,on essaie d'estimer la version bivariée d'un modèle ECM qui est donnée par :

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma Y_{t-1} + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_i \Delta Y_{t-1} + \sum_{j=0}^{q-1} \psi_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Où γ et δ sont des multiplicateurs à long terme ;

les paramètres : ϕ_i et ψ_j sont des coefficients dynamique à court terme ;

et p,q les ordres de ARDL ,

α_0 :constante et t :tendance

ΔY_{t-1} et ΔX_{t-j} sont les valeurs retardées de Y_t et de X_t .

Dans notre cas Y_t exprime la variable GASOIL et X_t exprime la variable TRSPM ,

on a une version avec constante et sans tendance. Par la méthode MCO, la forme de notre estimation est comme suit :

$$\begin{aligned} D(\text{GASOIL}) = & C(1) + C(2)*D(\text{GASOIL}(-1)) + C(3)*D(\text{GASOIL}(-2)) + C(4)*D(\text{GASOIL}(-3)) \\ & + C(5)*D(\text{GASOIL}(-4)) + C(6)*D(\text{GASOIL}(-5)) + C(7)*D(\text{TRSPM}(-1)) + \\ & C(8)*D(\text{TRSPM}(-2)) + C(9)*D(\text{TRSPM}(-3)) + C(10)*D(\text{TRSPM}(-4)) + \\ & C(11)*D(\text{TRSPM}(-5)) + C(12)*\text{GASOIL}(-1) + C(13)*\text{TRSPM}(-1) \end{aligned}$$

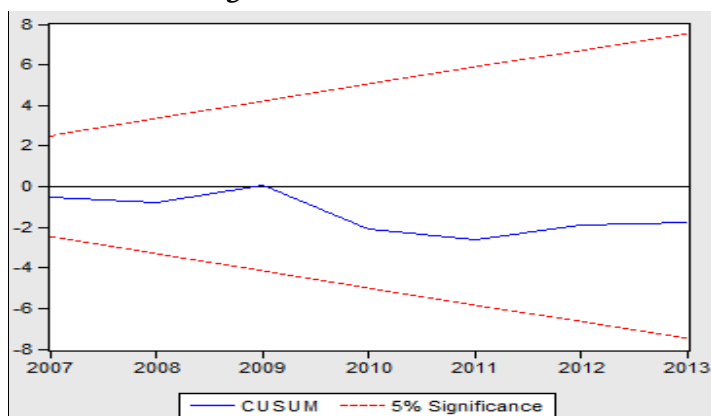
Les résultats de l'estimation sont donnée par :

$$\begin{aligned} D(\text{GASOIL}) = & 656.66 - 2.79*D(\text{GASOIL}(-1)) - 2.86*D(\text{GASOIL}(-2)) - 2.94*D(\text{GASOIL}(-3)) \\ & - 3.83*D(\text{GASOIL}(-4)) - 1.8*D(\text{GASOIL}(-5)) + 0.34*D(\text{TRSPM}(-1)) + \\ & 0.25*D(\text{TRSPM}(-2)) + 0.25*D(\text{TRSPM}(-3)) + 0.169*D(\text{TRSPM}(-4)) + \\ & 0.086*D(\text{TRSPM}(-5)) + 1.147*\text{GASOIL}(-1) - 0.39*\text{TRSPM}(-1) \end{aligned}$$

c)- vérification de la stabilité du modèle :

- Test de CUSUM : on observe le graphe de CUSUM pour la stabilité du modèle

Figure 02: Test de CUSUM

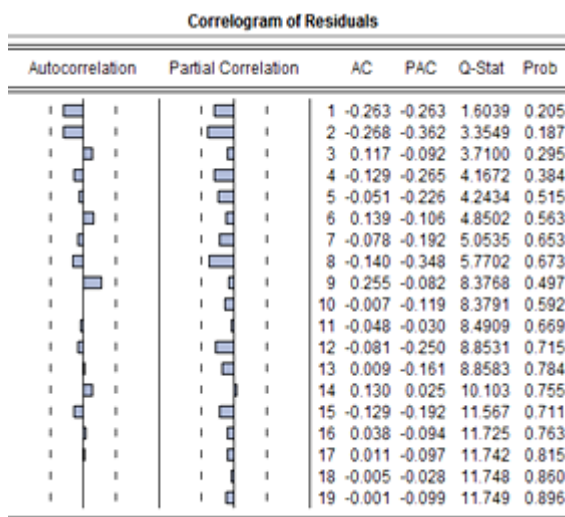


Source : Outputs du programme Eviews

D'après ce graphe on remarque que la représentation graphique de notre modèle se situe dans la zone stabilité délimité par les deux droites (borne supérieur et inférieur de confiance)

A partir des résultats obtenus notre modèle est stable.

Figure 03 : Correlogramme des résidus du modèle ARDL



Source : Outputs du programme Eviews

A partir le correlogramme obtenu, les résidus semble être stationnaire, ainsi il forme est un bruit blanc qui est non auto-corrélés avec les et avec les valeurs retardées du GASOIL et de TRSPM.

d)- Le test de nullités jointes des multiplicateurs (test de cointégration) :

A partir de l'équation d'estimation obtenue par le test de MCO on passe à tester l'existence d'une relation de cointégration entre les deux variable (GASOIL ,TRSPM)on faisant le test de nullité jointes des multiplicateurs de long terme ,il revient donc à tester les deus paramètre γ et δ respectivement de (GASOIL t-1 ,TRSPM t-1) en utilisant le test de Fisher ,

On considère les deux hypothèses suivantes :

$$\begin{cases} H_0: \gamma = \delta = 0 & (\text{non cointégration}) \\ H_a: \gamma \neq 0 \text{ ou } \delta \neq 0 & (\text{existe une cointégration}) \end{cases}$$

Il s'agit d'un test de vraisemblance standard appliqué à l'hypothèse nulle.

- H_0 est rejeté si les valeurs calculée sont supérieur à la statistique de test.
- Les valeurs calculées seront comparés au variable critique fournie par PSS, on dispose de deux critiques qui supposent que toutes les variables intégrées d'ordre 1 (1) ou d'ordre 1(0).
- Les deux statistiques seront comparées aux bornes inferieur FL (F Lower) et à la borne supérieur FU (F Upper) de la bande critique de la procédure PSS.

Si $F_c > FU$ on rejette H_0 ; existe une relation de cointégration

Si $F_c < FL$ on accepte H_0 ; il n'existe pas de relation de cointégration

Si $FL < F_c < FU$ alors le test est non conclusif

On utilisant la statistique de Fischer à travers le test de Wald pour tester les paramètres γ et δ de notre modèle

Tableau 06 : Test de Wald pour les

paramètres du modèle ARDL

Wald Test: Equation: Untitled			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	8.207595	(2, 7)	0.0146
Chi-square	16.41519	2	0.0003
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
C(12)	1.147263	0.294665	
C(13)	-0.393309	0.108572	
Restrictions are linear in coefficients.			

Source : Outputs du programme Eviews

D'après les résultats obtenu la statistique de Fischer est de $F_c=8.2$, cette valeur devrait

être comparé avec les valeurs critique de Pesaran au seuil de 5% (pour un modèle avec constante) : FL = 3,79 et FU= 4,85.

On remarque que $F_c > FU$ ainsi on rejette H_0 , il existe donc une relation de cointégration ce qui signifie aussi une existence d'une relation d'équilibre entre la variable GASOIL et TRSPM dans le long terme.

2.2.2. Le terme à correction d'erreur pour modèle ARDL :

La représentation de la correction d'erreurs pour le modèle ARDL(4,5) est présentée comme suit

Tableau 07: Estimation du modèle ARDL avec un terme de correction d'erreur

Dependent Variable: D(GASOIL)				
Method: Least Squares				
Date: 05/25/15 Time: 23:16				
Sample (adjusted): 1995 2013				
Included observations: 19 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-658.9805	150.5027	-4.378529	0.0032
D(GASOIL(-1))	-1.198072	0.120937	-9.906588	0.0000
D(GASOIL(-2))	-1.000565	0.136717	-7.318502	0.0002
D(GASOIL(-3))	-1.251656	0.122688	-10.20193	0.0000
D(GASOIL(-4))	-2.253215	0.232963	-9.672005	0.0000
D(TRSPM(-1))	0.397425	0.036986	10.74531	0.0000
D(TRSPM(-2))	0.077646	0.031903	2.433794	0.0452
D(TRSPM(-4))	0.214422	0.026289	8.156307	0.0001
D(TRSPM(-5))	0.144682	0.027835	5.197788	0.0013
GASOIL(-1)	0.288385	0.047928	6.017018	0.0005
TRSPM(-1)	0.415210	0.063116	6.578551	0.0003
ECT(-1)	-1.257065	0.143420	-8.764930	0.0001

Source : Outputs du programme Eviews

a)-La formule de la correction d'erreur pour le modèle ARDL est donnée par :

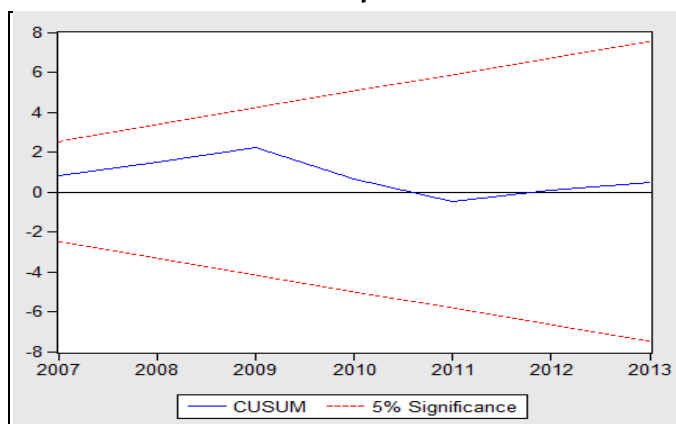
$$\Delta \text{GASOIL}_t = -658.98 - 1.19\Delta \text{GASOIL}_{t-1} - \Delta \text{GASOIL}_{t-2} - 1.25\Delta \text{GASOIL}_{t-3} - 2.25\Delta \text{GASOIL}_{t-4} + 0.39\Delta \text{TRSPM}_{t-1} +$$

$$0.07\Delta TRSPM_{t-2} + 0.21\Delta TRSPM_{t-4} + 0.14\Delta TRSPM_{t-5} + \\ 0.28GASOIL_{t-1} - 0.41TRSPM_{t-1} - 1.25ECT_{t-1}$$

b)- Analyse de la stabilité du modèle :

Le test de CUSUM nous permet de détecter les instabilités structurelles dans notre modèle :

Figure 04: Test de stabilité de CUSUM pour le modèle à correction d'erreur



Source : Outputs du programme Eviews

Le graphe de notre processus est entre les deux droites qui dessinent la région de confiance, Alors les coefficients du modèle sont stables.

La stationnarité des résidus : il est important de vérifier la stationnarité des résidus, le correlogramme est un outil simple qui peut nous aider.

c)- Interprétation des résultats et le coefficient du mécanisme de correction d'erreur :

D'après les résultats marqué sur EIEWS on constate que :

- les coefficients son significatifs.
- Le coefficient de ECT_{t-1} (-1.25 ,t-stat=-8.7) ,il a le signe correct (négatif) et par suite il existe bien un mécanisme à correction d'erreur .

- A long terme ,les deux variables évoluent de façon similaire .
- La valeur estimée -1.25 informe la vitesse des processus $GASOIL_t$ et $TRSPM_t$ pour s'aligner à l'équilibre après un choc produit à court terme
- 125% de vitesse d'ajustement après un choc produit dans les années précédentes, il donc est corrigée après moins d'une année, autrement dit, une déviation de l'équilibre à long terme suite à un choc de court terme est corrigé approximativement après 9 mois.

2.2.3. Les tests des résidus du modèle :

Cependant, la prédiction de l'avenir exige une stabilité dans les paramètres du modèle. Dans le cas où les paramètres dépendent du temps, donc instables, on ne peut pas utiliser le modèle proposé pour des objectifs prévisionnels. Pour cela il faut effectuer une analyse de stabilité dans les paramètres de ce modèle :

a) –Test de ARCH : Test d'hypothèse est le suivant :

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0 : \text{erreurs homoscedastiques} \\ H_1 : \text{erreurs hétéroscédastiques} \end{array} \right.$$

Tableau 08 : Test de ARCH.

Heteroskedasticity Test: ARCH				
F-statistic	0.102661	Prob. F(1,16)	0.7528	
Obs*R-squared	0.114757	Prob. Chi-Square(1)	0.7348	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 05/24/15 Time: 20:47				
Sample (adjusted): 1996 2013				
Included observations: 18 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1968.188	979.9372	2.008484	0.0618
RESID^2(-1)	0.079916	0.249421	0.320408	0.7528

Source : Outputs du programme Eviews

Les erreurs du modèle sont homoscedastiques si les probabilités sont supérieures à 5%. Dans notre cas les deux probabilités sont supérieur à 5%,on accepte H0 ainsi les erreurs sont homoscedastiques.

b)-Test de corrélation des erreurs de Breusch-Godfrey :

On test l'hypothèse suivante :

- H0 : erreurs non corrélées
- H1 : erreurs corrélées

On accepte H0 si les probabilités sont toute supérieures à 5%.

Tableau 09: Test de Breusch-Godfrey :

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.183163	Prob. F(5,2)	0.9447
Obs*R-squared	5.967627	Prob. Chi-Square(5)	0.3094

Source : Outputs du programme Eviews

Les deux probabilités étant supérieures à 5% étant supérieures à 5% les erreurs obtenues par les MCO sont optimales.

c)-Test de spécification de Ramsey :

Le Modèle ARDL comporte des variable décalées, le test de Ramsey nous permettra de savoir si le modèle est bien spécifié ou pas. Le test d'hypothèse est le suivant :

- H0 : le modèle est bien spécifié
- H1 : le modèle est mal spécifié

On accepte H0 si les probabilités sont supérieures à 5%.

Tableau 10 : Test de Ramsey.

Ramsey RESET Test			
F-statistic	0.385735	Prob. F(1,4)	0.5682
Log likelihood ratio	1.749193	Prob. Chi-Square(1)	0.1860

Source : Outputs du programme Eviews

Les valeurs des deux probabilités sont supérieures à 5% ;on accepte H_0 ,le modèle est bien spécifié.

Conclusion

Cette détermination de la demande du gasoil en Algérie a été étudiée sur la période 1990-2015.Nous nous sommes basés sur le modèle ARDL qui nous a permis d'étudier la relation entre la demande du gasoil et le transport routier des marchandises dans le court terme et le long terme ,et de détecter une relation de cointégration .A l'aide du modèle ECM ,le terme de correction d'erreur obtenu dans notre modèle nous a aidé à savoir la vitesse d'ajustement de la variable endogène qui est la demande du gasoil pour retourner à l'équilibre dans le long terme suite à un choc.les résultats obtenus indiquent l'existence d'une relation de cointégration à long terme entre la demande du gasoil et le transport routier des marchandises, ainsi que l'existence d'un mécanisme de correction d'erreur qui ajuste la demande lors d'un choc produit à court terme.

A partir de l'analyse économétrique de la demande nationale du gasoil ; l'étude des variables explicatives ; l'application du modèle ARDL et l'estimation du terme de correction d'erreurs, on conclut ce qui suit :

- D'après l'étude des deux variables ; le parc automobile et le transport routier des marchandises, la variable déterminante explicative de la demande du gasoil qui convient la plus pour l'application du modèle ARDL est ; la variable de transport routier des marchandises.

- D'après l'estimation du modèle ARDL, on conclut qu'il existe une relation de cointégration entre la variable de la demande nationale du gasoil et la variable déterminante qui est le transport routier des marchandises, ainsi, il existe une relation d'équilibre à long terme entre les deux variables.
- Le coefficient du terme correction d'erreur indique qu'il existe bien un mécanisme à correction d'erreur.
- A long terme, la demande nationale du gasoil et le transport routier des marchandises évoluent de façon similaire.
- 125% de vitesse d'ajustement après un choc produit dans les années précédentes (le court terme), il est donc corrigé après moins d'une année, autrement dit, une déviation de l'équilibre suite à un choc de court terme est corrigé approximativement après 9 mois.

Références

- A.CHARPENTIER, Séries temporelles : théorie et applications. 2004, Volume 1, Université Paris Dauphine.
- Taladidia Thiambiano, Économétrie des modèles dynamiques, 2ème édition, l'Harmattan.
- Mahmoud Mourad, l'analyse des dépôts du secteur privé dans les banques commerciales au Liban: application du modèle ARDL, Lebanese Science Journal, Vol13 ; N°2, 2012.
- Régis Bourbonnais, Économétrie, manuel et exercices corrigés, 7ème édition, Dunod, 2009
- Jean-Paul TSASA, statistique appliquée, recueil d'applications, Centre Congolais-Allemand de Micro-finance, 2009.

''