

UNE INTRODUCTION A LA METHODOLOGIE DE (BOX ET JENKINS) :

L'utilisation De Modèles ARMA Avec Eviews(8)

« Estimation Et Prévision Des Prix Du Pétrole »

Pr/ali MEKID

*Faculté des sciences économiques, et
De gestion et des sciences
Commerciales.
Université de Médéa*

Mr/merwan HAID

*Faculté des sciences économiques, et
de gestion et des sciences
Commerciales.
université de khemis Miliana*



Résumé

Il ne fait aucun doute que la prédiction de la dynamique des prix en général ou celle des prix pour n'importe quel produit essentiel (pétrole) en particulier, contribuent de façon significative à éviter certains des effets négatif des déchets qui y en résultent, c'est pour cela que les études dans ce domaine acquièrent une importance particulière, et s'imposent comme une domaine de recherche scientifique indépendant, vu le rôle joué par les valeurs estimées du prix de pétrole, à l'instar des autres indicateurs économiques et sociaux, dans la formulation et la orientation des programmes et des politiques économiques idéales a prendre en charge les défis de l'avenir..

* nous allons essayer, à travers ce article que nous proposons, d'étudier la réalité de la relation entre le comportement des prix de pétrole et la conduite de la politique budgétaire en Algérie, et de faire une évaluation de changement des prix de pétrole dans l'avenir, en se basant sur les données de son évaluation dans le passe et le présent, en suivant la méthodologie Box Et Jenkins en utilisant les modèles ARMA, et expliquer comment utiliser le programme Eviews pour cela.

Mots-clés: prix du pétrole, Méthodologie De Box Et Jenkins, Modèles ARMA, programme Eviews, prévision.

JEL Classification: C51-D81-G18-H32-K12-L71.

الملخص

لاشك أن المعرفة المستقبلية لتغيرات الأسعار عامة أو تغيرات أسعار لأي منتج أساسي (البترو) خاصة، تساعد كثيرا على تفادي بعض المخلفات السلبية الناتجة عن ذلك، لذلك أصبحت الدراسات في هذا الإطار تشغل باستمرار حيزا خاصا، وتفرض نفسها كفرع علمي مستقل، نظرا للدور الهام الذي تلعبه القيم المتوقعة لأسعار النفط، على غرار غيره من المؤشرات الاقتصادية والاجتماعية الأخرى، في رسم وتوجيه البرامج والسياسات الاقتصادية المستقبلية.

• لذا سنحاول من خلال دراستنا هذه، دراسة واقع العلاقة بين تطور سعر البترول وأداء السياسة المالية بالجزائر، والتنبؤ بأسعار البترول على المدى القصير بأخذ ماضي هذه الظاهرة كأساس لتنبؤ بمستقبلها، بإتباع منهجية Box Et Jenkin، بواسطة نماذج ARMA مع توضيح كيفية استعمال برنامج Eviews لذلك.

الكلمات المفتاحية: السياسة المالية، سعر البترول، منهجية Box Et Jenkins، نماذج ARMA، التنبؤ.

Introduction

S'il y en a des produits dont les prix n'obéissent pas tout à fait aux lois économiques conventionnelles, c'est bien les hydrocarbures, notamment le pétrole brut et le gaz naturel.

Il faut souligner d'abord que les hydrocarbures sont des produits stratégiques de par leur nature. L'homme les consomme sous forme d'énergie pour les services qu'ils lui procurent (chauffage, climatisation, cuisson, éclairage et force motrice...etc.)¹.

Les hydrocarbures constituent ensuite des ressources naturelles épuisables à terme et ne sont donc pas renouvelables, du moins à un horizon spatio-temporel raisonnable pour l'homme. Extraites du sous-sol, des roches poreuses qui les enferment, ces ressources qui n'existent que dans certaines régions du monde se sont formées par la décomposition d'organismes marins à travers des âges pouvant aller jusqu'à plusieurs millions d'années.

Les hydrocarbures sont enfin inégalement répartis dans le monde. Par conséquent, leur accaparement, leur extraction, leur transport, leur traitement et leur distribution ou commercialisation peuvent générer des rentes pour ceux qui contrôlent l'une ou plusieurs de ces étapes et influencer fortement sur leurs prix. De plus, ces rentes sont inégalement réparties, entre les producteurs et les consommateurs, auxquels s'ajoutent les spéculateurs.

Jusqu'en 1973, le marché pétrolier international était dominé par sept grandes sociétés internationales qui «affichaient» les prix auxquels elles étaient prêtes à acheter le pétrole aux Etats producteurs.

Depuis 1973, les nationalisations ainsi que les prises de participation dans les actifs des sociétés pétrolières ont réduit quelque peu l'influence de celles-ci sur la production de pétrole brut, ce qui a donné un pouvoir relatif à l'OPEP et conduit à un relèvement des prix pétroliers en faveur des pays producteur.

Les prix du pétrole brut ont alors été quadruplés en quelques mois seulement, passant pour le brut saoudien de référence «Arabian Light» de 3,011 dollars au 1er octobre 1973 à 11,651 dollars le baril à partir du 1er janvier 1974. En 1979-80, avec le déclenchement de la guerre Iran-Irak, le prix grimpe de nouveau jusqu'à 32 dollars le baril.

En 1986, le marché pétrolier international connaît une baisse drastique des prix du pétrole brut qui passent ainsi d'environ 30 dollars le baril à 15 dollars le baril en moyenne.

En 1991, à la suite de la guerre du Golfe, les prix du pétrole sont remontés, dépassant les 30 dollars le baril, avant de baisser de nouveau à la fin de la guerre.

Dans le courant du mois d'août 2004, le prix du baril de pétrole a frôlé les 50 dollars, conséquemment à la guerre en Irak, à l'affaire « Enron » (compagnie pétrolière américaine aujourd'hui en faillite et dont on a d'abord tenté de dissimuler les déboires), à la crise politique au Venezuela, aux difficultés financières que rencontrent « Ioukous » (géant pétrolier russe) et enfin à la croissance économique exceptionnelle en Chine. En août 2005, le prix du baril de pétrole a encore augmenté pour dépasser la barre symbolique des 70 dollars.

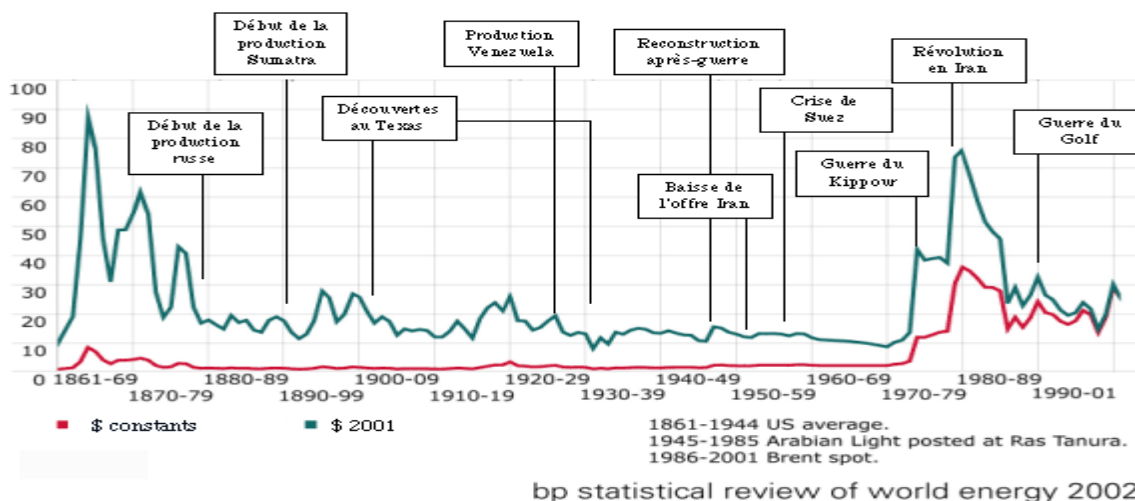
Néanmoins, tous les spécialistes s'accordent sur le fait que si les prix continuent à être aussi élevés, ils entraîneraient à moyen et long terme une baisse de la croissance économique mondiale et, par voie de conséquence, un retournement de situation sur le marché pétrolier international et donc une chute brutale des prix du pétrole brut, ce qui n'est souhaitable ni pour l'OPEP, ni pour les compagnies pétrolières.

En réalité, depuis le début des années 1970, les prix du pétrole n'ont cessé de connaître une instabilité, pouvant être multipliés ou divisés par deux à trois, voire quatre, en quelques mois seulement comme le montre l'échantillon ci-après entre 1998 et 2002.

En effet, entre décembre 1998 et août 2000, les cours du Brent de la Mer du Nord ont été multipliés par 3,4, soit en 20 mois seulement. De novembre 2000 à novembre 2001, le prix du Brent a été divisé par 2, soit en 12 mois seulement. Enfin, de décembre 2001 à octobre 2002, les mêmes cours ont été multipliés par 1,6, soit en 10 mois.

Ainsi, le marché pétrolier international est entré depuis le début des années 1970 dans une instabilité permanente comme en témoigne le mouvement erratique de ses prix alors que pendant plus d'un siècle (1870-1970) il a connu une relative stabilité (voir graphique 1). Celui-ci donne l'évolution des prix du pétrole depuis 1861 jusqu'à 2001 en prix courants et en prix constants. Il montre clairement que c'est depuis le début des années 1970 que les événements ont une conséquence directe sur les prix pétroliers.

Figure 1 : Evaluation des prix du baril 1870-20021



Depuis le printemps dernier (2014), La situation semble paradoxale, puisque quatre producteurs de pétrole (la Libye, l'Irak, le Nigéria et la Syrie) connaissent des troubles, alors que l'Iran subit des sanctions. Une telle situation aurait plutôt suscité une hausse du prix de pétrole, mais le cours de l'or noir est en chute libre. De quelque 115 dollars le baril aux plus hauts de l'année qui vient de s'achever, à moins de 50 dollars aux plus bas pendant la fin d'année. Une division par deux en six mois.

Pour les consommateurs des pays exportateurs, ce nouveau « contre-choc » pétrolier est l'équivalent d'un soudain, inespéré et significatif changement des politiques budgétaire. (Si un prix moyen du baril se maintient à 65 dollars le baril sur les douze prochains mois), De là, nous montre l'importance du rôle joué par les valeurs attendues pour les prix de pétrole, dans la formulation et la orientation des programmes et des politiques économiques idéales.

De ce qui précède on peut formuler la problématique de cette recherche dans la question principale suivante: **Quel sont les modèles statistiques qui reflètent le mieux la dynamique des cours de baril de pétrolé pour pouvoir anticiper à l' avenir, au moins à court terme ses « contre-choc »?**

I. Partie théorique

1- La politique budgétaire algérienne et les prix de pétrole

La politique budgétaire constitue un levier important de la politique de l'Etat algérienne, reflétant les arbitrages du gouvernement concernant l'utilisation des revenus des hydrocarbures. Elle doit soutenir la croissance économique, satisfaire une demande sociale croissante et préserver la stabilité du cadre macro-économique.

La politique budgétaire de l'Etat s'est consolidée, les cours du pétrole et les recettes des hydrocarbures se situant à des niveaux élevés. Les autorités ont mis à profit l'espace budgétaire élargi pour mettre en pratique une stratégie robuste de gestion de la dette, couplée avec une expansion sélective de l'investissement public dans les secteurs clés des infrastructures de base et des équipements sociaux.

Tant que les prix de l'énergie resteront élevés, le pays disposera des moyens suffisants pour financer une politique budgétaire expansionniste. Les revenus issus du secteur énergétique ont plus que doublé en quelques années et expliquent pourquoi le budget public peut être clôturé avec un excédent. La hausse des prix de l'énergie a également un effet sur la balance des paiements².

Pour clarifier plus la forte dépendance de rendement de la politique budgétaire vis-à-vis des variations des prix de pétrole nous utilisons dans notre analyse les graphiques suivantes:

Figure 2 : dépenses et Recettes publiques et les Prix du pétrole

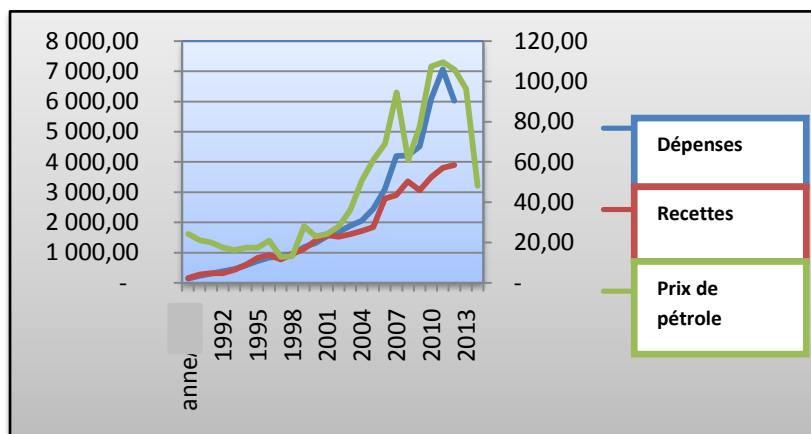
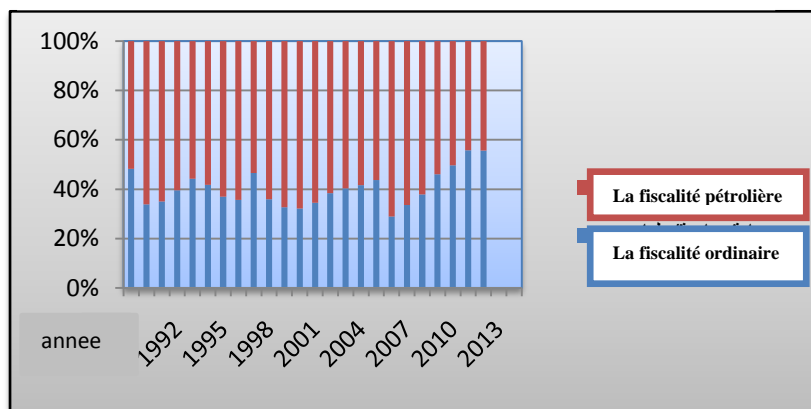


Figure 3 : La part de la fiscalité ordinaire et pétrolière dans les recettes fiscales



- (Figure 2) L'expansion des prix du pétrole a poussé les autorités à accroître les dépenses publiques depuis 2001.

- (Figure 3) Sur la base de 19 \$ le baril puis 37\$ en 2008, la structure des recettes budgétaires montre que les finances publiques restent fortement tributaires du pétrole. La fiscalité ordinaire revenant au budget de l'Etat ne représente encore qu'une part modeste de la richesse nationale créée chaque année (près de 15 % du PIBHH*).

- (Figure 4) Les évolutions des dépenses budgétaires n'ont fait qu'augmenter le déficit budgétaire.

Figure 4 : Solde budgétaire et prix du pétrole

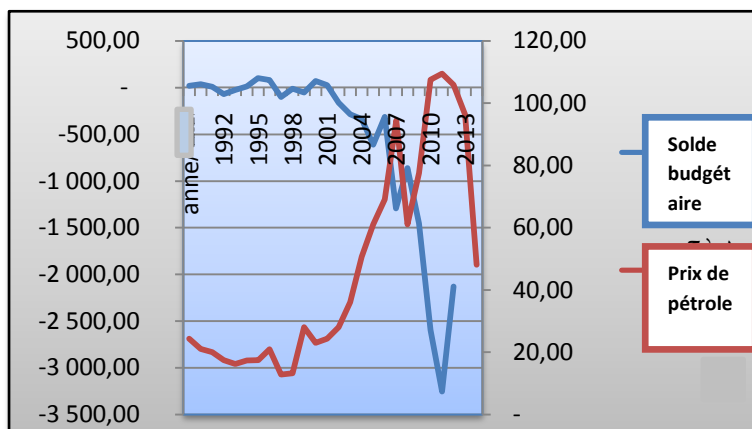


Figure 5 : La dette extérieure et les prix du pétrole

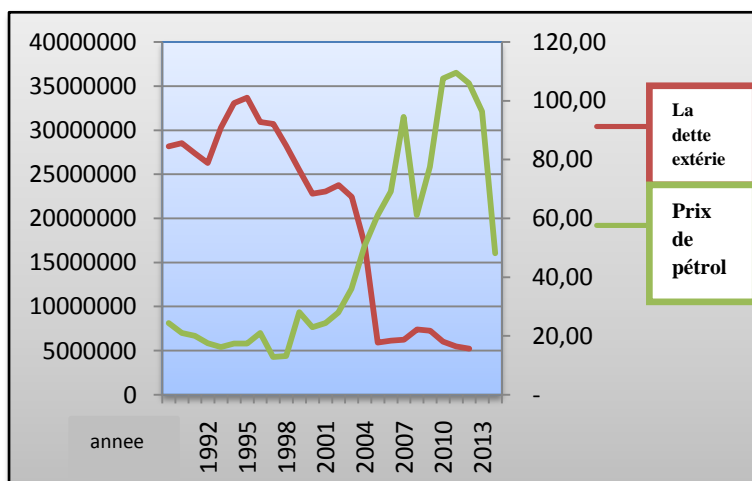
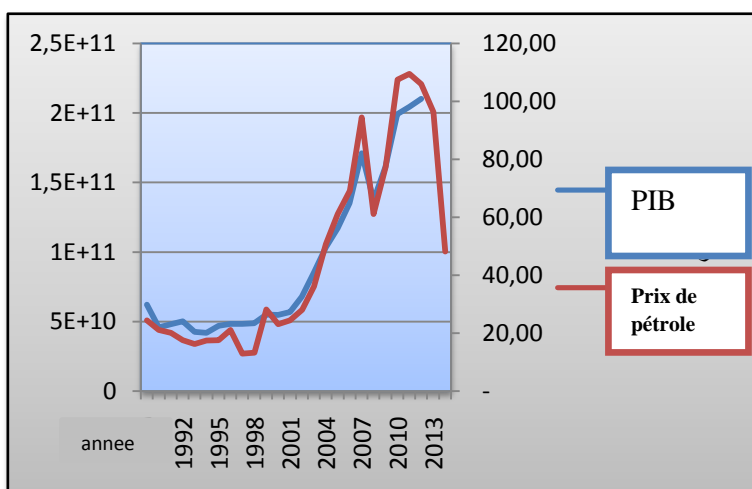


Figure 6 : PIB et les prix du pétrole



- **(Figure 5)** fin 2003, la dette extérieure de l'Algérie totalisait 23,4 milliards de dollars (à l'exception de la dette payable à la Russie remontant à l'époque soviétique), dont 12,2 milliards de dollars de dette rééchelonnée aux Clubs de Paris et de Londres et 5 milliards de dollars devant être remboursés à des créanciers multilatéraux.

En 2004 - 2005, avec l'augmentation des prix du pétrole, l'Etat a remboursé par anticipation 3,3 milliards de dollars, notamment aux créanciers multilatéraux, dont le FMI. En mars 2006, la Russie a annulé les créances de l'époque soviétique totalisant 4,7 milliards de dollars en échange d'un engagement de l'Algérie à importer des biens et services russes d'une valeur équivalente sur une période non définie. C'est ainsi qu'ont été posés les jalons d'une approbation par le Club de Paris en mai 2006 de la requête de l'Algérie visant à payer par anticipation l'encours de sa dette à sa valeur nominale.

- **(Figure 6)** janvier 2008, est annoncé 9374 milliards de DA de PIB pour fin 2007 (le triple par rapport à 1999) dont 4140 pour les hydrocarbures, soit 135 milliards de dollar. Le taux de croissance économique a été de 3,1% en 2007 et sera de 4% en 2008 et 3,8% en 2009. Ces chiffres et ce graphique mettent en évidence l'extrême dépendance de la croissance vis-à-vis des hydrocarbures en raison de leur poids dans le PIB.

2- Introduction aux modèles ARMA

La classe des modèles ARMA³ a été introduite pour reconstituer le comportement des processus soumis à des chocs aléatoires au cours du temps : entre deux observations successives d'une série de mesures portant sur l'activité du processus, un événement aléatoire appelé perturbation vient affecter le comportement temporel de ce processus et ainsi modifier les valeurs de la série chronologique des observations. Les modèles ARMA permettent de combiner deux types de processus temporels : les processus autorégressifs (AR-Autorégressive), et les moyennes mobiles (MA-Moving Average). Dans le cas le plus général, un modèle ARMA combine les deux types de processus aléatoires, la contribution de chacun d'eux étant précisée par la notation ARMA (p,q), où (p) est l'ordre du processus autorégressif AR(p), et (q) l'ordre de la moyenne mobile MA(q).

2-1- Les processus auto-régressifs AR(p)

Pour un processus autorégressif, chaque valeur de la série est une combinaison linéaire des valeurs précédentes de la série. Si la valeur de la série à l'instant (t), (Y_t), ne dépend que de la valeur précédente (Y_{t-1}) à une perturbation aléatoire près (ε_t), le processus est dit autorégressif du premier ordre et noté AR(1) : $Y_t = \alpha + \varphi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$

Le coefficient (φ) exprime la force de la liaison linéaire entre deux valeurs successives. Un processus autorégressif où la valeur de la série à l'instant (t), (Y_t), dépend des (p) précédentes valeurs est dit d'ordre (p) et noté AR(p). Ainsi un processus AR(p) s'écrit : $Y_t = \alpha + \varphi_1 Y_{t-1} + \varphi_2 Y_{t-2} + \dots + \varphi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \Leftrightarrow Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \varphi_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$

2-2- Les moyennes mobiles MA(q)

La valeur courante d'un processus de moyenne mobile est définie comme une combinaison linéaire de la perturbation courante avec une ou plusieurs perturbations précédentes. L'ordre de la moyenne mobile indique le nombre de périodes précédentes incorporées dans la valeur courante. Ainsi, une moyenne mobile d'ordre (q), MA(q), est définie par l'équation suivante :

$$Y_t = \beta + \varepsilon_t + \omega_1 \varepsilon_{t-1} + \omega_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \omega_p \varepsilon_{t-q} \Leftrightarrow Y_t = \alpha + \sum_{i=0}^q \omega_i \varepsilon_{t-i}$$

Pour une moyenne mobile, chaque valeur est une moyenne pondérée des plus récentes perturbations tandis que pour un processus autorégressif c'est une moyenne pondérée des valeurs précédentes. L'effet d'une perturbation aléatoire décroît tout au long de la série au fur et à mesure que le temps s'écoule dans un processus autorégressif tandis que dans une moyenne mobile la perturbation aléatoire affecte la série temporelle pour un nombre fini d'observations (l'ordre de la moyenne mobile) puis au-delà cesse brutalement d'exercer une quelconque influence.

2-3- modèle ARMA (p,q) (mélange de processeur AR et MA)

Les modèles ARMA sont donc représenter d'un processeur générer par une combinaison des valeurs passées et des erreurs passées. Ils sont définis par l'équation⁴ : $Y_t = \gamma + \varphi_1 Y_{t-1} + \varphi_2 Y_{t-2} + \dots + \varphi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t + \omega_1 \varepsilon_{t-1} + \omega_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \omega_p \varepsilon_{t-q}$

3- La méthodologie de Box et Jenkins

Dans la méthodologie d'analyse des séries chronologiques synthétisée par Box et Jenkins en 1976, on utilise ces deux types de processus pour construire un modèle restituant le mieux possible le comportement d'une série temporelle selon une procédure en 4 étapes :

Première étape : **identification.**

Deuxième étape : **L'estimation.**
 Troisième étape : **Le diagnostic.**
 Quatrième étape : **la prévision.**

3-1- L'identification.

La première étape dans la méthodologie proposée par Box et Jenkins concerne la décomposition retenue de la série chronologique selon les deux types de processus en spécifiant les deux paramètres (p) et (q) du modèle ARMA (p,q). On suppose à cet instant que toute composante saisonnière a été éliminée de la série chronologique, les modèles avec saisonnalité impliquant la spécification d'un autre ensemble de paramètres qui seront abordés ultérieurement.

L'identification des processus autorégressifs et de moyennes mobiles susceptibles d'expliquer le comportement de la série temporelle suppose de vérifier tout d'abord la stationnarité de la série puisque les processus de base, qu'ils soient autorégressifs ou de moyennes mobiles, sont essentiellement stationnaires en raison des contraintes pesant sur leurs paramètres. Un processus est dit faiblement stationnaire si son espérance et sa variance sont constantes et si sa covariance ne dépend que de l'intervalle de temps :

$$E[Y_t] = m$$

$$V[Y_t] = \sigma^2$$

$$cov[Y_t, Y_{t+\theta}] = \gamma Y(\theta)$$

Si la série n'est pas stationnaire (c'est à dire si la moyenne de la série varie sur le court terme ou que la variabilité de la série est plus élevée sur certaines périodes que sur d'autres) il convient de transformer la série pour obtenir une série stationnaire. La transformation la plus courante est la différenciation de la série, opération où chaque valeur de la série est remplacée par la différence entre cette valeur et celle qui la précède. Transformation logarithmique ou bien racine carrée peuvent être utilisées en situation d'hétéroscédasticité, où la variance de la série n'est pas constante et dépend des valeurs prises, par exemple avec une forte volatilité pour des valeurs élevées et une faible volatilité pour des valeurs faibles.

Une fois obtenue la stationnarité de la série, l'étape suivante consiste à analyser le graphe de la fonction d'autocorrélation (FAC) et celui de la fonction d'autocorrélation partielle (FAP) afin de déterminer les paramètres (p,q) du modèle.

Les corrélogrammes, graphes de la fonction d'autocorrélation et de la fonction d'autocorrélation partielle permettent selon leurs aspects d'identifier correctement les paramètres p et q dont les valeurs n'excèdent pas deux en règle générale : $p \in \{0,1,2\}$ et $q \in \{0,1,2\}$

La fonction d'autocorrélation, notée (FAC), est constituée par l'ensemble des autocorrélations, $\rho_k = corr(Y_t, Y_{t-k})$ de la série calculées pour des décalages d'ordre k, $k \in \{1..K\}$. Le décalage maximum K admissible pour que le coefficient d'autocorrélation ait un sens se situe en général entre $\frac{n}{6} \leq K \leq \frac{n}{3}$, où (n) est le nombre d'observations temporelles. Pour $n \geq 150$ on prendra $K = \frac{n}{5}$.

Le coefficient d'autocorrélation d'ordre k, ρ_k , peut être estimé par :

$$r_k = \frac{\sum_{t=k+1}^n (y_t - \bar{y}_1)(y_{t+k} - \bar{y}_2)}{\sqrt{\sum_{t=k+1}^n (y_t - \bar{y}_1)^2 \sum_{t=k+1}^n (y_{t+k} - \bar{y}_2)^2}}$$

Avec $\bar{y}_1 = \frac{1}{n-k} \sum_{t=k+1}^n y_t$ et $\bar{y}_2 = \frac{1}{n-k} \sum_{t=k+1}^n y_{t-k}$.

Sous l'hypothèse $H_0 \ll \rho_k=0 \gg$, la statistique $t_c = \frac{|r_k|}{\sqrt{1-r_k^2}}$ suit une loi de Student à (n -2) degrés de liberté. Si la valeur calculée t_c est supérieure au quantile $\alpha/2$ d'une loi de Student à (n-2) degrés de liberté $t_c \geq t_{n-2}^{\alpha/2}$, alors l'hypothèse H_0 est rejetée au seuil α (test bilatéral).

La fonction d'autocorrélation partielle, notée (FAP), est constituée par l'ensemble des autocorrélations partielles, le coefficient d'autocorrélation partielle mesurant la corrélation entre les variables entre Y_t et Y_{t-k} , l'influence de la variable Y_{t-k-i} étant contrôlée pour $i < k$.

Outre les coefficients de corrélation, les corrélogrammes affichent les intervalles de confiance à 95 %, qui permettent de déterminer quels sont les coefficients statistiquement significatifs à prendre en compte.

L'interprétation des corrélogrammes pour la spécification des processus AR et MA est généralement gouvernée par les règles suivantes⁵:

- les processus autorégressifs d'ordre p , AR(p), présentent une fonction d'autocorrélation dont les valeurs décroissent exponentiellement avec des alternances possibles de valeurs positives et négatives ; leur fonction d'autocorrélation partielle présente exactement p pics aux p premières valeurs du corrélogramme d'autocorrélation partielle ;

- les processus de moyenne mobile d'ordre q , MA(q), présentent exactement q pics aux q premières valeurs du corrélogramme de la fonction d'autocorrélation et des valeurs exponentiellement décroissantes de la fonction d'autocorrélation partielle ;

- si la fonction d'autocorrélation décroît trop lentement, on conseille de différencier la série avant l'identification du modèle ;

- les processus mixtes de type ARMA peuvent présenter des graphes d'autocorrélation et d'autocorrélation partielle plus complexes à interpréter et nécessiter plusieurs itérations de type identification-estimation-diagnostic.

3-2- L'estimation.

La procédure ARMA du module Eveiws Séries chronologiques permet selon un algorithme rapide d'estimation du maximum de vraisemblance d'estimer les coefficients du modèle que vous avez identifié au préalable en fournissant les paramètres p , q ⁶. L'exécution de la procédure ajoute de nouvelles séries chronologiques représentant les valeurs ajustées ou prédites par le modèle, les résidus (erreurs d'ajustement) et les intervalles de confiance de l'ajustement à votre fichier de données courant. Ces séries pourront être utilisées dans une nouvelle itération de type identification-estimation-diagnostic.

3-3- Le diagnostic

Dans cette étape finale du triptyque identification-estimation-diagnostic de la méthode de « Box et Jenkins » les principales vérifications à effectuer portent sur les éléments suivants :

- les valeurs des fonctions d'autocorrélation et d'autocorrélation partielle de la série des résidus doivent être toutes nulles; si les autocorrélations d'ordre 1 ou 2 diffèrent significativement de 0, alors la spécification (p,q) du modèle ARMA est probablement inadaptée ; cependant, une ou deux autocorrélations d'ordre supérieur peuvent par aléas dépasser les limites de l'intervalle de confiance à 95 % ;

- les résidus ne doivent présenter aucune configuration déterministe: leurs caractéristiques doivent correspondre à celle d'un bruit blanc. Une statistique couramment utilisée pour tester un bruit blanc est le Q' de « Box et Ljung », connue également comme la statistique de Box et Pierce modifiée. La valeur du Q' peut être vérifiée sur une base comprise entre un quart et la moitié des observations et ne doit pas être significative pour que l'hypothèse du bruit blanc puisse être conservée pour la série des résidus. Cette vérification peut facilement être effectuée en utilisant la procédure Eveiws Autocorrélation qui donne la statistique de « Box et Ljung » ainsi que sa significativité à chaque pas du décalage dans le corrélogramme de la fonction d'autocorrélation.

- Dans l'approche classique de « Box et Jenkins », on examine également l'erreur-type des coefficients du modèle en vérifiant leur significativité statistique. Dans le cas d'un surajustement

des données par un modèle trop complexe, certains coefficients peuvent ne pas être statistiquement significatifs et doivent donc être abandonnés.

3-4- Prévision

Lorsque le modèle est valable, la prévision peut alors être calculée à un horizon de quelques périodes, limitées car la variance de l'erreur de prévision croît très vite avec l'horizon⁷.

II. Partie pratique

Les données, extraites d'un rapport téléchargé sur le site officiel de l'Organisation des pays exportateurs de pétrole (OPEP), concernent les moyennes trimestrielles calculées des relevés mensuelles du prix de pétrole pour la période allant du premier (1/1/ 1990) à (31/4/ 2015).

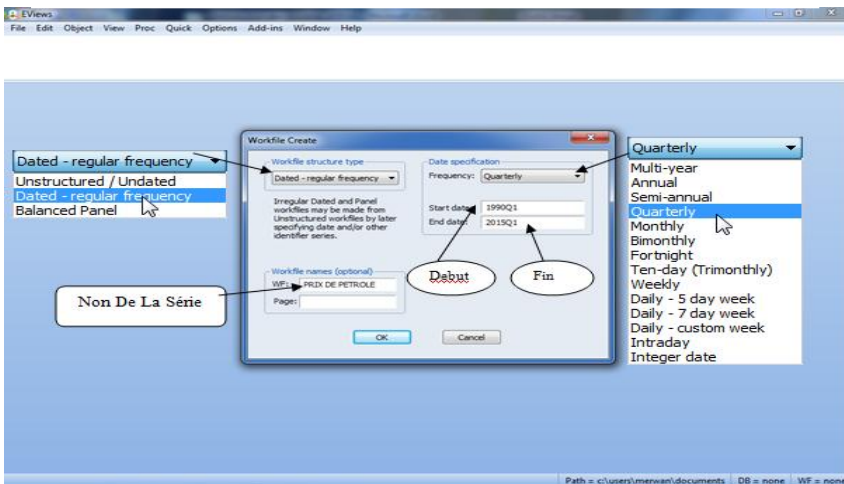
1- Saisie des données

S'agissant d'une seule série mensuelle dont l'empan est limité, on peut utiliser les fonctionnalités de gestion des données offertes par Eviews(8) pour Windows afin de créer le fichier des données qui sera exploité par la suite. Pour créer cette série temporelle, il convient de se positionner après le lancement du logiciel en effectuant un double-clic sur l'icône de logiciel et suivre les étapes suivantes :

File....→New....→Workfile.....

Cette opération ouvre la boîte de dialogue Comme le montre l'image (1) :

Image (1)

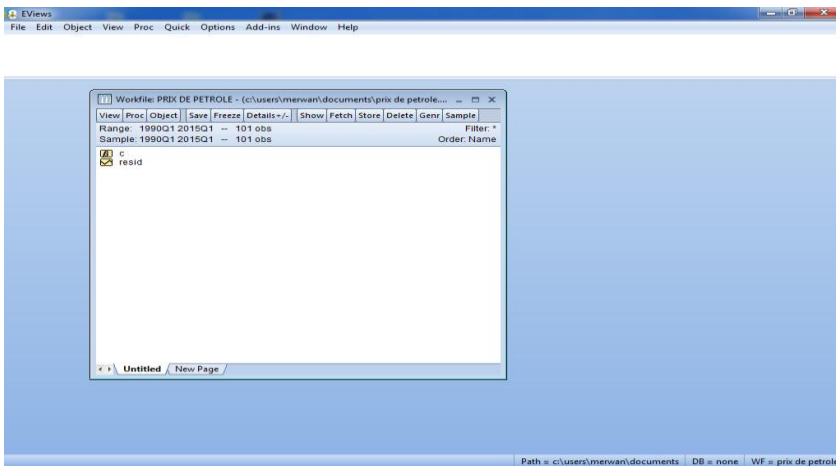


Il suffit alors d'indiquer le nom choisi pour la (workfile WF) et choisir le type des données (annual, semi-annual, quarterly ...etc.) et définir la période de la série (1990Q1-2015Q4) :

(1990Q1-2015Q1) pour l'estimation.

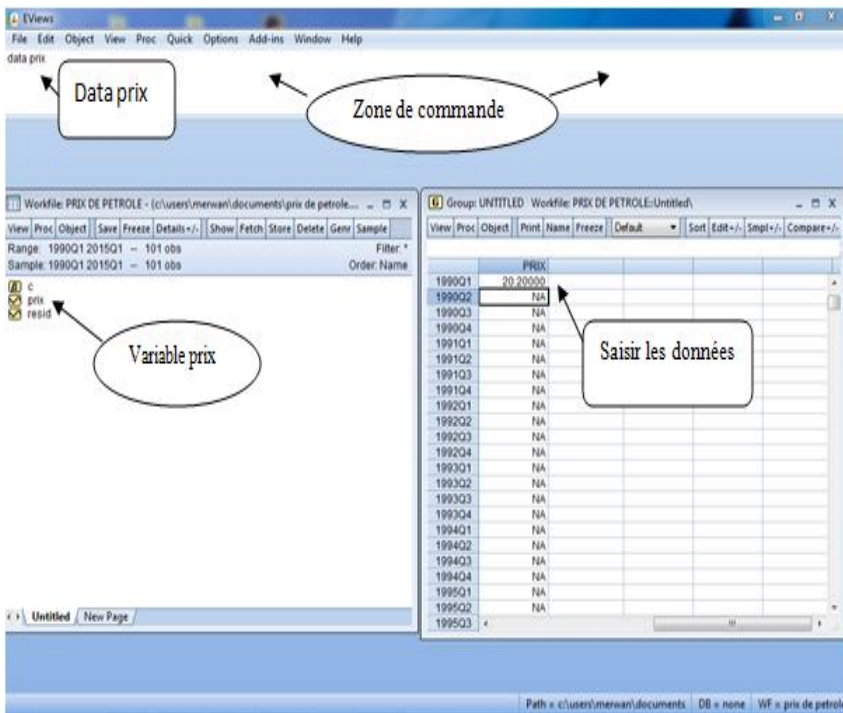
(2015Q2-2015Q4) pour la prévision.

Image (2)



En cliquant sur le bouton OK, va apparaître une fenêtre Comme le montre l'image (2).

Image (3)



Maintenant pour saisir les données du prix de pétrole il faut créer la variable (prix) en écrivant dans la zone des commande (data prix), Où le mot (data) c'est un mot clé qui va créer la variable, après en appuyant la touche (Entrée) va apparaître la variable (prix) vide (image (3)) et pour la remplir il faut sélection la première cellule de cette colonne s'affiche en surbrillance. On peut alors taper la première valeur numérique de la série, et valider cette saisie avec la touche (Entrée) pour passer à la ligne suivante, en répétant le procédé jusqu'à la dernière valeur de la série.

2- Vérifier et obtenir la stationnarité.

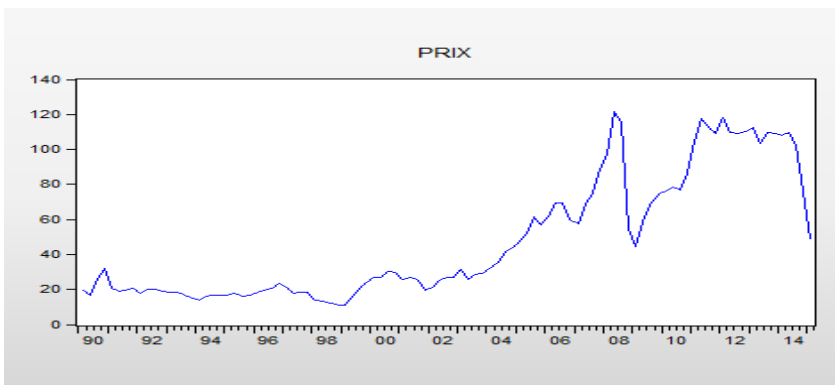
Avant d'utiliser la procédure ARMA, il faut tout d'abord examiner la série et vérifier sa stationnarité avec un graphique temporel. Si la moyenne de la série ou sa variance présente une variation au cours du temps, il faut alors différencier la série ou utiliser une transformation qui rende le produit stationnaire.

Pour obtenir un diagramme séquentiel, il suffit de choisir les options suivantes sur la fenêtre de la variable (prix) :

View....→Graph....→(Choisir le type de graphe) « lineaire dans ce cas »... →OK.....

On obtient ainsi un graphique temporel donnant l'allure générale de la série :

Figure 7 : l'allure générale de la série (prix)



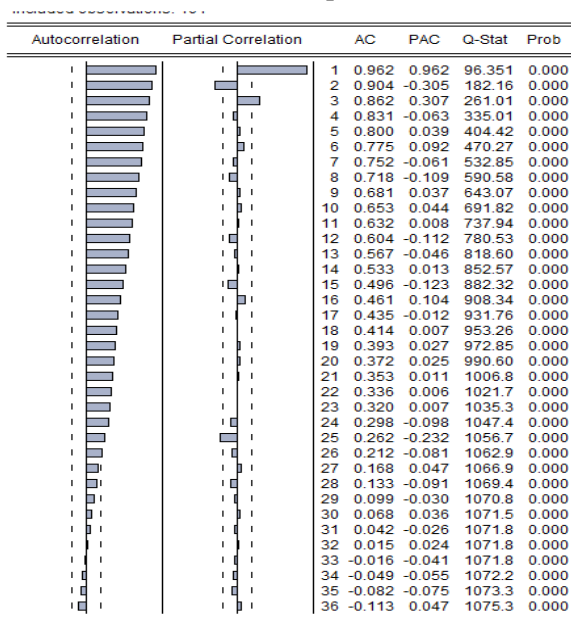
Apparemment, cette série n'est pas stationnaire : elle semble présenter d'une part une rupture de tendance et d'autre part une volatilité des valeurs qui s'accroît au cours du temps.

3- Analyse des fonctions d'autocorrélation

Pour obtenir le graphe de la fonction d'autocorrélation (FAC) et celui de la fonction d'autocorrélation partielle (FAP), il suffit de choisir à partir du menu (view) les options suivantes :

View → *Correlogram....* → *Cocher (level)* → *Ok.....*

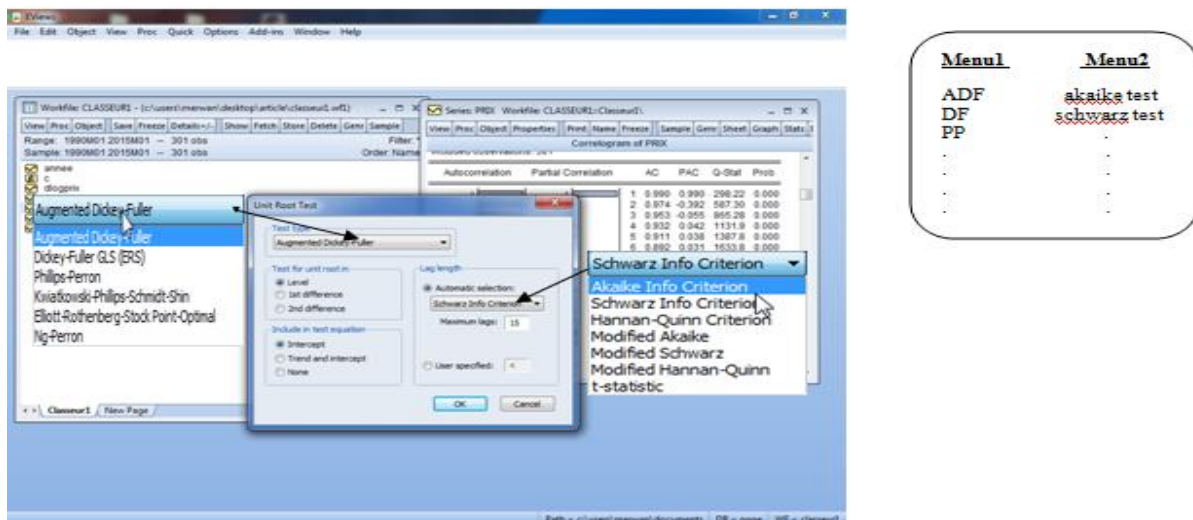
Figure 8 : Correlogramme (FAC) et (FAP) de la série prix



La décroissance lente du graphe de la fonction d'autocorrélation obtenu ci-après met clairement en évidence la non-stationnarité de la série. Afin de conforter cette hypothèse on utilise les tests :(Dickey Fuller Augmenté (ADF) et Philippe Et Perron (PP) et KPSS) comme le montre l'image (4).

View....→*unit root test....*

Image 4



Les résultats des testes ont été résumés dans le tableau suivant:

Tableau 1 : résultats des testes **ADF**, **PP** et **KPSS** sur la série (**prix**)

prix				LAG	teste
Niveau de confiance	décision	t calculer	t critique		
%5	H_0	-1.28	- 2.89	0	ADF
%5	H_0	-1.44	-2.89	0	PP
%5	H_0	1.02	0.46	0	KPSS

Pour les testes **ADF** et **PP** :
 Si $|t \text{ calculée}| < |t \text{ critique}|$
 Accepter $H(0)$ et rejeter $H(1)$
 $H(0)$: la série n'est pas stable
 $H(1)$: la série est stable
 Pour le teste **KPSS** : le Si $|t \text{ calculer}| > |t \text{ critique}|$
 Accepter $H(0)$ et rejeter $H(1)$
 Avec la même hypothèse $H(0)$ et $H(1)$

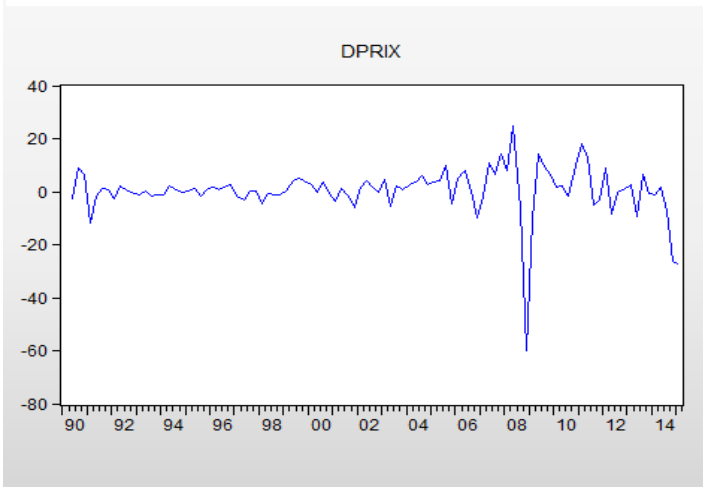
4- L'élimination de la tendance générale

Dans l'hypothèse où nous avons affaire à un processus non-stationnaire de type aléatoire, une pratique éprouvée consiste à appliquer l'opérateur aux différences premières, et appliquer tous les testes précédants, pour ce la il faut générer un nouvelle variable nommée (dprix) en tapant dans la zone des commande cette formule :

$$\text{Genr dprix} = d(\text{prix})$$

Genr : generate ; *dprix* : la nouvelle variable ; *d* : opération déférence ($\text{prix}(t) - \text{prix}(t-1)$)

Figure 9 : Allure Générale De La Nouvelle Série (Dprix)



On peut noter également que les valeurs de la nouvelle série semblent se répartir de façon aléatoire de part et d'autre de l'axe des origines. La série différenciée semble donc stationnaire de moyenne nulle. Afin de conforter cette hypothèse avec les testes susmentionné, dont les résultats sont suivant :

Tableau 2 : résultats des testes **ADF**, **PP** et **KPSS** sur la série (dprix)

prix				LAG	teste
Niveau de confiance	décision	t calculer	t critique		
%5	H(1)	-7.72	- 2.89	1	ADF
%5	H(1)	-6.04	-2.89	1	PP
%5	H(1)	0.12	0.46	1	KPSS

Pour les testes **ADF** et **PP** :

Si $|t \text{ calculée}| > |t \text{ critique}|$
 Accepter H(1) et rejeter H(0)
 H (0): la série n'est pas stable.
 H(1) : la série est stable.

Pour le teste **KPSS** : le Si $|t \text{ calculée}| < |t \text{ critique}|$
 Accepter H(1) et rejeter H(0)
 Avec la même hypothèse H(0) et H(1)

5- Proposer et Estimer un modèle pour la série

5-1- Proposer un modèle de série : La stabilité de la série (dprix) nous pousse à déterminer les classe (p ,q) pour le modele ARMA, et en raison de l'importance de cette étape (car le modele choisi peut être refusée à la fin du stade de l'analyse) , nous allons essayer d'étudier les défirants modèles ARMA proposés par Le graphe de la fonction d'autocorrélation et la fonction d'autocorrélation partielle, ou on pourrait envisager des décalages de pics où dépassent l'intervalle de confiance à 95 %.

Donc les modèles proposé sont :

ARMA(0,1), ARMA(1,0), ARMA(1,1), ARMA(2,0), ARMA(2,1), ARMA(0,2), ARMA(1,2), ARMA(2,2).

Figure 10 : Corrélogramme (FAC) et (FAP) de la série (dprix)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1		0.294	0.294	8.8775	0.003
2		-0.223	-0.338	14.035	0.001
3		-0.136	0.063	15.957	0.001
4		-0.054	-0.120	16.275	0.003
5		-0.088	-0.076	17.114	0.004
6		-0.019	0.012	17.154	0.009
7		0.145	0.113	19.457	0.007
8		0.039	-0.091	19.523	0.012
9		-0.123	-0.052	21.306	0.011
10		-0.105	-0.055	22.564	0.012
11		0.092	0.127	23.534	0.015
12		0.110	-0.000	24.938	0.015
13		-0.027	-0.030	25.022	0.023
14		0.030	0.079	25.129	0.033
15		-0.044	-0.134	25.359	0.045
16		-0.128	-0.008	27.354	0.038
17		-0.077	-0.036	28.087	0.044
18		0.010	-0.043	28.101	0.061
19		-0.002	-0.065	28.101	0.081
20		-0.043	-0.023	29.333	0.102
21		-0.017	-0.034	29.370	0.130
22		-0.015	-0.029	29.398	0.163
23		0.068	0.091	29.009	0.180
24		0.234	0.227	36.327	0.051
25		0.187	0.042	41.096	0.022
26		-0.085	-0.089	42.091	0.024
27		-0.132	0.075	44.517	0.018
28		-0.021	-0.011	44.580	0.024
29		-0.059	-0.064	45.079	0.029
30		-0.065	-0.017	45.688	0.033
31		0.006	-0.073	45.693	0.043
32		0.059	-0.002	46.192	0.050
33		0.015	0.032	46.225	0.063
34		-0.016	0.022	46.267	0.078
35		-0.027	-0.109	46.381	0.094
36		-0.018	-0.043	46.431	0.114

Après la détermination des modèles proposés on choisit le modèle qui donne la meilleure combinaison de critères Akaike, Schwarz, Hannan-Quinn, prise en compte le Coefficient de détermination R^2 , et le paramètre statistique DW.

Après avoir examiné tous les modèles proposés Nous avons pu choisir le modèle ARMA(1,2) Pour les considérations suivantes:

- La moindre valeur Akaike, Schwarz, Hannan-Quinn,
- bonne signification des paramètres estimés.
- meilleur coefficient de détermination R^2

5-2- Estimation des coefficients du modèle.

Pour estimer les coefficients du modèle ARMA(1,2), il suffit de choisir à partir du menu général les options suivantes :

Quick... → Estimate Equation...

La boîte de dialogue ainsi ouverte (image 5) permet de spécifier les paramètres du modèle ARMA à estimer :

dprix c ar(1) ma(1) ma(2)

dprix : la variable dépendante / ***c*** : constant / ***ar(1)*** : le processus autorégressif du premier ordre (1) / ***ma(1et 2)*** : le processus moyenne mobile d'ordre (1et 2).

Les résultats standards donnés par la procédure ARMA d'Eviews(8) sont représenté sur l'image 6 :

Image 5

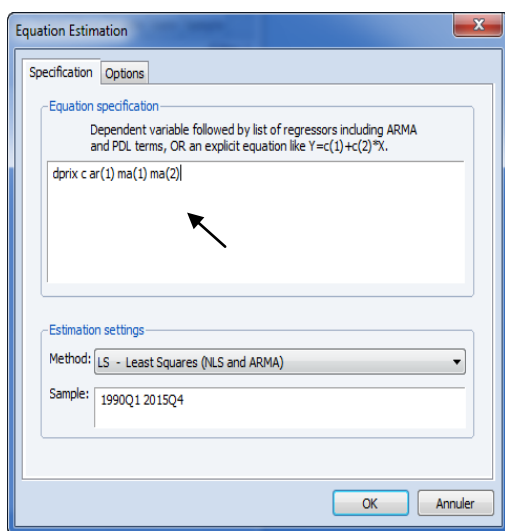


Image 6

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.930871	0.276196	3.370327	0.0011
AR(1)	0.766984	0.083253	9.212657	0.0000
MA(1)	-0.375583	0.091212	-4.117674	0.0001
MA(2)	-0.577127	0.087405	-6.602940	0.0000

R-squared	0.232699	Mean dependent var	0.319192
Adjusted R-squared	0.208468	S.D. dependent var	9.329604
S.E. of regression	8.300368	Akaike info criterion	7.110042
Sum squared resid	6545.131	Schwarz criterion	7.214895
Log likelihood	-347.9471	Hannan-Quinn criter.	7.152466
F-statistic	9.603529	Durbin-Watson stat	1.911924
Prob(F-statistic)	0.000013		

Inverted AR Roots	.77
Inverted MA Roots	.97 -.59

Et le modèle peut être formulé mathématiquement :

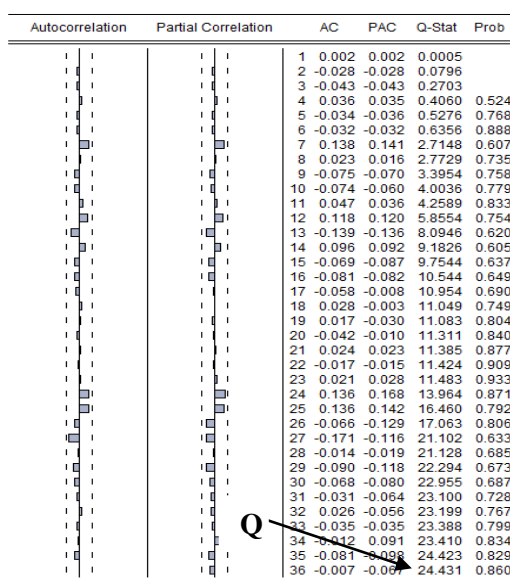
$$Dprix_t = 0.9308771 + (0.766984)dpxix_{t-1} + \varepsilon_t - (0.375583)\varepsilon_{t-1} - (0.577127)\varepsilon_{t-2}.$$

6- Le diagnostic et la Validation du modèle.

6-1- Analyse de la fonction d'autocorrélation des résidus : Pour effectuer le test de « Ljung et Box », il suffit d'étudier la série des résidus en utilisant la procédure spécifiée comme suit :

view ... → risudeal diagnostics... → corrologram Q-statistics

Figure 11 : Correlogram (FAC) et (FAP) des résidus de la série (dprix)



Si ces résidus suivent un bruit blanc alors la fonction d'autocorrélation des résidus ne doit pas receler d'autocorrélations significativement différentes de 0. Selon Box et Pierce⁸, la statistique de « Quenouille » $Q^* = n \sum_{i=1}^k r_i^2(\varepsilon_t)$, fonction de la somme des carrés des autocorrélations, suit sous l'hypothèse nulle $H(0)$ « $\rho_1 = 0 \rho_2 = 0 \dots \rho_{i-1} = 0 \rho_i = 0$ », c'est à dire en l'absence d'autocorrélation, une distribution du $\chi^2_{k-(p+q)}$ degrés de libertés, où K figure le nombre de décalages considérés, p et q sont les ordres, respectivement du processus autorégressif AR(p) et de la moyenne mobile MA(q) du modèle ARMA étudié. Le test de Box et Pierce permet de rejeter l'hypothèse H_0 au seuil α si la statistique Q est supérieure au quantile $\alpha-1$ de la loi de la correspondante $X^2_{k-(p+q)}$.

Par la suite, on a montré [Ljung et Box, 1978] que la distribution de Q ne suit pas exactement celle du X^2 , principalement en raison de l'approximation effectuée pour estimer la variance des autocorrélations. Ljung et Box ont donc proposé une correction de la statistique de Quenouille $Q^* = n(n+2) \sum_{i=1}^k (k-i)r_i^2$ dont la distribution suit plus fidèlement celle du $X^2_{k-(p+q)}$, bien que sa variance soit supérieure à celle d'un X^2 .

Comme pour le test de Box et Pierce, le test de Ljung et Box permet de rejeter H_0 si à un niveau de risque donné (par exemple 5 %), la statistique Q' est supérieure au quantile correspondant de la loi du (dans ce cas $X^2_{k-(p+q)}(0.05)$).

$$Q^* = 99(99+2) \sum_{i=1}^k (k-i)r_i^2 = 24.431.$$

On a pour $k=36$, $p=1$, $q=2$: $X^2_{36-3,0.05} = 57.648$.

$$\text{alors : } Q^* < X^2_{36-3,0.05}.$$

Cette conséquence se déduit en fait du caractère aléatoire et stationnaire du processus de « bruit blanc » modélisant la série des différences.

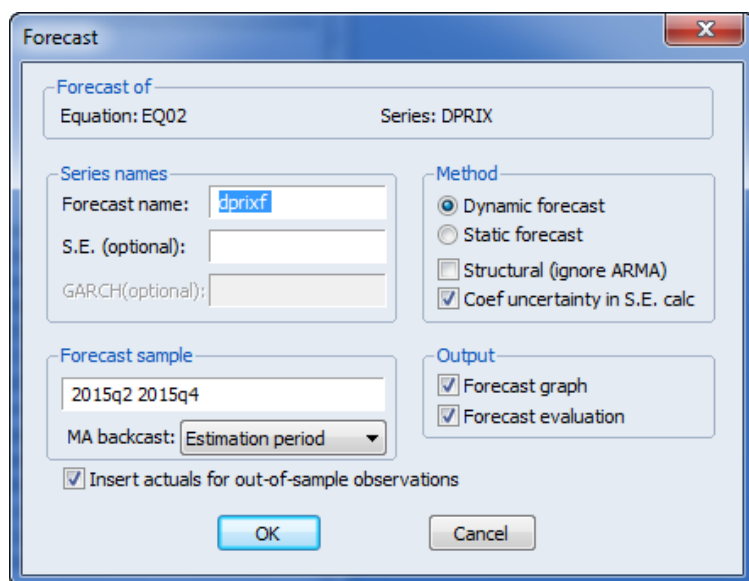
6-2- Examiner l'erreur-type des coefficients du modèle estimé: en vérifiant leur significativité statistique sur l'image 6, on constate que (prob.) pour tous les coefficients sont inférieure a 0.05,

alors on n'abandonne aucun coefficients dans le modèle estimé et il devient valable pour la prévision.

8-la prévision

En choisissant l'option (forecast) sur la fenêtre de l'estimation (image 6), va apparaitre une boîte de dialogue (image 7), Il suffit alors d'indiquer la période de la prévision (2015q2-2015q4) et cliquer (ok).

Image 7



L'image, le graphique et le tableau suivants montre que le cours de baril du pétrole va remonter à environ 68 dollar d'ici la fin de l'année (2015), après un déclin continu jusqu'à 47.92 dollar pour le 2eme trimestre (2015), il commence à s'améliorer pour atteindre 59.21 dollar pour le 3eme trimestre, équivalent de 23.54% de plus par rapport à au 2eme trimestre, et Cela est dû, à notre avis à :

1. Un prix de 50 dollar ne couvre pas le coût moyen mondial de production et ne peut donc être maintenu très longtemps
2. La nette réduction des programmes de forage aux États-Unis, en particulier dans le (bassin Bakken) du (Dakota du Nord), laisse présager une stabilisation complète de la production des zones schisteuses américaines d'ici le milieu de 2015.
3. Compte tenu de la chute prévue de 30 % des dépenses mondiales d'exploration et de production, les marchés pétroliers mondiaux devraient retrouver un équilibre au second semestre de l'année.

Image 8

	DPRIXF	DPRIX	PRIX
2010Q2	2.200000	2.200000	78.40
2010Q3	-1.670000	-1.670000	76.73
2010Q4	9.870000	9.870000	86.60
2011Q1	18.20000	18.20000	104.80
2011Q2	12.73000	12.73000	117.53
2011Q3	-5.060000	-5.060000	112.47
2011Q4	-3.340000	-3.340000	109.13
2012Q1	8.970000	8.970000	118.10
2012Q2	-8.570000	-8.570000	109.53
2012Q3	-0.160000	-0.160000	109.37
2012Q4	0.760000	0.760000	110.13
2013Q1	2.600000	2.600000	112.73
2013Q2	-9.530000	-9.530000	103.20
2013Q3	6.600000	6.600000	109.80
2013Q4	-0.530000	-0.530000	109.27
2014Q1	-1.200000	-1.200000	108.07
2014Q2	1.600000	1.600000	109.67
2014Q3	-7.600000	-7.600000	102.07
2014Q4	-26.10000	-26.10000	75.97
2015Q1	-27.57000	-27.57000	48.40
2015Q2	-0.473899	NA	NA
2015Q3	11.28547	NA	NA
2015Q4	8.872676	NA	NA

Figure 12 : graphique représentant (prix et dprix) et les prévisions du prix du pétrole (2015Q2–2015Q4)

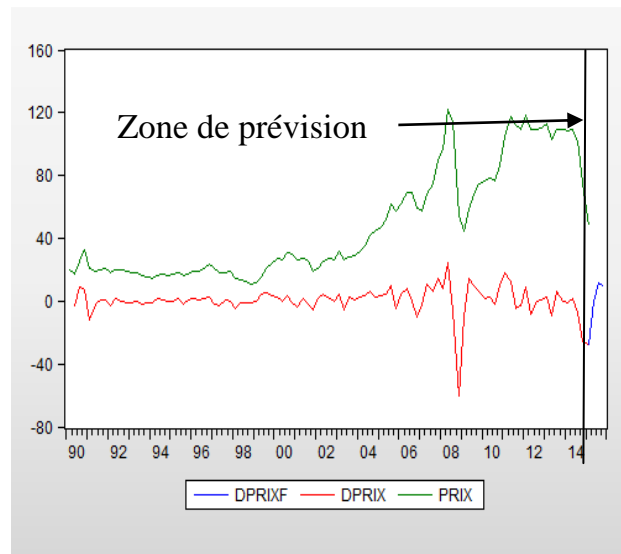


Tableau 3 : tableau des prévisions des cours de pétrole (2015Q2–2015Q4)

Prix de pétrole $\mu = D_BLE_n / BLE_{n-1}$			t
-	48.80	-0.473899	2015Q1
-0.979%	47.926101	-0.473899	2015Q2
+23.54%	59.211571	11.28547	2015Q3
+12.98%	62.084247	8.842676	2015Q4

Recommandations et suggestions.

Se focaliser uniquement sur le secteur des hydrocarbures, n'est pas du tout suffisant. A ce propos, ce plan suggère divers points, à savoir l'amélioration de l'efficacité de la gestion des dépenses publiques, la réussite des transitions dans le domaine énergétique, et en parallèle, effectuer des réformes fondamentales permettant la création des conditions d'une sortie rapide de l'économie de rente. via notamment la diversification des recettes fiscales, l'adoption d'une vision économique cohérente, élever l'emploi au rang de priorité nationale et réformer en profondeur la gouvernance économique. Pour cela il est nécessaire de sécuriser la trajectoire de notre développement dans un contexte de réduction de nos revenus en hydrocarbures et créer les conditions nécessaires et un environnement favorable à un nouveau modèle de développement, identifier les réformes institutionnelles à mettre en œuvre, et enfin, lever les obstacles "évidents" à cours termes, Pour cela il faut une véritable volonté politique.

Bibliographie

- 1- Farid Yaici, **Géopolitique Du Pétrole Et Du Gaz. Quelles Perspectives De Coopération Nord-Sud ?** Télécharger le 26/03/2015 sur le site www.ecap.uab.es.
- 2- Andre Giraud Et Xavier Boy De La Tour, **Geopolitique Du Petrole Et Du Gaz**. Ed. Technip. 1987 Paris.
- 3- Box G.E.P. Et Jenkins G.M, **Time Series Analysis : Forecasting And Control**, Holden-Day, 1976 San Francisco.
- 4- Regis Bourbonnais, **Econometrie Manuel Et Exercices Corrigés**, Edition 6, Dunod ; 2005, Paris.
- 5- Dominique Desbois, **Une Introduction A La Methodologie De Box Et Jenkins : L'utilisation De Modeles Arima Avec Spss**, Revue Modulad, 2005.
- 6- Melard G , **A Fast Algorithm For The Exact Likelihood Of Autoregressive-Moving Average Models**, Applied Statistics. 1984, Vol. 33 N°1.
- 7- Box G.E.P. et Pierce D.A, **Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Moving Average Time Series Models**, Journal of the American Statistical Association, vol. 65. 1970.
- 8- Bourbonnais R. et Terraza M, **Analyse des séries temporelles en économie**, PUF, 1998, Paris.
- 9- Cadilhac F. et Martinot A, **Projet de fin d'études : prévision de prix de produits agricoles** , DAF ,SCEES , Ministère de l'Agriculture et de la Pêche, 2000 .
- 10- David M. et Michaud J.C, **La prévision, approche empirique d'une méthode statistique**, Masson. 1989
- 11- Lejeune M., **Statistique, cours B7 : séries chronologiques**, Collection des cours du CNAM, 1997
- 12- Ljung G.M. et Box G.E.P. **On a Measure of the Lack of Fit in Time Series Models** , Biometrika, vol. 65, 1978.

Références

¹ Farid Yaici, **Geopolitique Du Petrole Et Du Gaz. Quelles Perspectives De Coopération Nord-Sud?** Télécharger le 26/03/2015 sur le site www.ecap.uab.es, p3.

² Yamna Achour Tani, **Analyse de la politique économique algérienne**, thèse de doctorat en Sciences Economiques, université de paris1, paris, 2013, p30.

• Produit intérieur brut hors hydrocarbures.

³ Box G.E.P. Et Jenkins G.M. **Time Series Analysis : Forecasting And Control**, Holden-Day, 1976, San Francisco, p235.

⁴ Dominique Desbois, **Une Introduction A La Methodologie De Box Et Jenkins : L'utilisation De Modeles Arima Avec Spss**, Revue Modulad, 2005, p3.

⁵ Melard G, **A Fast Algorithm For The Exact Likelihood Of Autoregressive-Moving Average Models** , Applied Statistics, Vol. 33 N°1, 1984, p565.

⁶ Regis Bourbonnais, **Opcit**, P247.

⁷ Box G.E.P. et Pierce D.A. **Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Moving Average Time Series Models**, Journal of the American Statistical Association, vol65, 1970, P458.