

استخدام نماذج الذاكرة الطويلة ARFIMA للتنبؤ بأسعار البترول

د. هكيديش محمد**

mkidiche@yahoo.fr

د. ساهد عبد القادر*

sahed14@yahoo.fr

*** الملخص:

الهدف نظرا للأهمية البالغة التي تكتسبها أسعار البترول في تحقيق برامج التنمية الاقتصادية بالنسبة لجميع الدول سواء المصدرة أو المستوردة، وحيث أن الجزائر من بين الدول التي يعتمد اقتصادها على أسعار هذه السلعة الإستراتيجية. وقد تزايد الاهتمام بموضوع التنبؤ خلال السنوات الأخيرة بحيث ظهرت أساليب حديثة خاصة، منها نماذج الذاكرة الطويلة ARFIMA. قمنا في هذه الدراسة بنمذجة أسعار البترول باستخدام نماذج ذات الذاكرة الطويلة (ARFIMA) للتنبؤ بأسعار البترول خلال الـ 12 شهر القادمة ابتداء من جانفي إلى غاية ديسمبر 2014.

*** الكلمات المفتاحية: أسعار البترول، التنبؤ، السلاسل الزمنية، النمذجة، نماذج ARFIMA.

معلومات عن المقال

تاريخ وصول المقال

2014/04/01

تاريخ قبول المقال

2014/06/04

تصنيف JEL

C04, C53

*** Résumé:

Because of the great importance which the prices of oil play to achieve the economic development programs for all countries, whether the exporting or imported ones, and since Algeria is among the countries whose economy depends on the fluctuation of the price of this strategic product. The interest in the subject of forecasting has increased during the recent years and thus these appeared specific modern methods, for example long memory models ARFIMA. In this study, we have dealt with the oil price model using long memory models (ARFIMA) to forecast oil price during the twelve coming months starting from January until December 2014.

*** **Key words:** oil prices, forecasting, time series, modeling, ARFIMA models.

© 2014 جميع الحقوق محفوظة لمجلة البحوث الاقتصادية والمالية JEFR

* أستاذ محاضر جامعة أبي بكر بلقايد تلمسان

** أستاذ محاضر جامعة أبي بكر بلقايد تلمسان

1- تمهيد:

إن التقدم الاقتصادي والاجتماعي الذي عرفته الدول المصنعة ذات اقتصاد العرض والطلب رافقه استعمال كثيف للمواد الأولية، لا سيما منها البترول. بحيث أن أبسط الحاجيات في الدول المتقدمة ذات اقتصاد العرض والطلب، ترتبط بهذه المادة، إذ يساهم العالم الثالث بأكثر من 70 في المائة في الإنتاج النفطي للعالم الرأسمالي.

إن دراسة أسعار البترول من أكثر الدراسات تعقيد نظراً للمتغيرات الديناميكية الضخمة التي تحيط بهذه السلعة الإستراتيجية، فبالإضافة إلى القوانين الاقتصادية التي تتحكم في أسعارها كقانون العرض والطلب نجد متغيرات أخرى أكثر تحكماً في أسعارها وهي الظروف السياسية خاصة إذا تعلق الأمر بدولة تساهم كثيراً في الإنتاج العالمي مثل العراق، إيران، زد إلى ذلك الظروف المناخية كل هذه الأمور تجعل من دراسة أسعار البترول وإمكانية التنبؤ بها من الدراسات الصعبة جداً.

يبدو أن إشكالية تحديد أسعار البترول تعتمد في جزء أساسي منها على ما تحدده عوامل العرض والطلب في السوق العالمية، فضلاً عن وجود قوى محركة أخرى لها تأثيرها في الأسعار منها التوقعات المستقبلية والمضاربة وسعر صرف الدولار.

تتلور مشكلة البحث في محاولة الوصول إلى أساس كمي مناسب للتنبؤ بأسعار البترول، فعدم وجود نموذج إحصائي مناسب للتنبؤ الدقيق بأسعار البترول المستقبلية ينعكس بدوره على رسم السياسات المالية والاقتصادية في المستقبل مما يكون له آثاراً سلبية على عملية التخطيط بشكل عام.

من هنا ارتأينا طرح الإشكالية التالية كنقطة رئيسية يعالجها موضوعنا:

كيف يمكن إدراج نماذج الذاكرة الطويلة ARFIMA للتنبؤ بأسعار البترول؟

وبالنسبة للدراسات السابقة التي تناولت موضوع التنبؤ بأسعار البترول نذكر منها ما يلي:

في العام [2008] قدم (Coppola)¹ دراسة إحصائية تحليلية للتنبؤ بحركات أسعار البترول، وذلك باستغلال المعلومات من سوق الأسهم المستقبلية. بحيث استخدم نموذج متجه تصحيح الخطأ (VECM)، لتقييم الأداء التنبؤي، تم استخدام نموذج السير العشوائي (RWM) كمعيار، ووجد أن معلومات سوق العقود الآجلة يمكن أن يفسر حركات أسعار البترول.

وفي العام [2008] قدم (Haidar, Kulkarni, and Pan)² دراسة تتمثل في استخدام الشبكات العصبية الاصطناعية للتنبؤ بأسعار البترول الخام، بحيث تعرض في هذه الورقة إلى استخدام نموذج الشبكات العصبية للتنبؤ بأسعار البترول في المدى القصير. كما توصلوا إلى إيجاد بنية الشبكة المثلى. وتم اختبار عدد من المعايير باعتبارها مدخلات. فقد بينت النتائج أن الاختيار المناسب لمدخلات واستخدام طريقة التدريب قادرة على التنبؤ بدقة عالية.

وفي العام [2009] قدم (Nikbakht)³ دراسة حول العلاقة الطويلة الأجل بين أسعار النفط ومعدلات صرف عملات دول الأوبك مقابل الدولار، بيانات شهرية للمدة (2000-2007) وباستخدام نموذج التكامل المشترك وسببية جرانجر، توصل الباحث إلى أن أسعار صرف الدولار يعتبر مصدر مؤثر جدا في تحركات أسعار النفط العامة، ووجود علاقة ارتباط طويلة الأجل بينها.

وفي العام [2009] قدم (Kuo, Hit, and Chen)⁴ نموذج لتطوير خوارزمية الشبكة العصبية RBF للتنبؤ بأسعار البترول. بحيث تهدف هذه الورقة إلى اقتراح خوارزمية التعلم القائم على التطور، وتطبيقه على التنبؤ بأسعار البترول. وأظهرت النتائج أن هذه الطريقة قادرة على تحقيق الدقة في عملية التنبؤ بأسعار البترول، كما أثبتت أيضا أن الخوارزمية المقترحة تتوفق على طريقة (ARIMA) في الدقة.

وفي العام [2010] قدم (Alizadeh)⁵ دراسة استخدام الشبكات العصبية للتنبؤ بأسعار البترول ومؤشر الأزمة. وتعرض في هذه الورقة إلى استخدام نموذج GRNN للتنبؤ بأسعار البترول الخام، كما يولي اهتمام دقيق في إيجاد المتغيرات المستقلة لتحقيق أفضل أداء للنموذج. أيضا للتغلب على الظروف الحرجة غير المتوقعة، بحث يتم تعريف مؤشر الأزمة. فقد بينت النتائج أن اختيار المناسب من خلال عملية التدريب والبيانات مؤشر الأزمة أن النموذج قادر على التنبؤ بأسعار البترول في الظروف العادية والحرجة.

وفي العام [2010] قدم (Hog & Tsias)⁶ دراسة تتمثل في استخدام نماذج ARCH للتنبؤ بكثافة أسعار البترول الخام، بحيث بينت الدراسة أن نماذج ARCH تأخذ بعين الاعتبار تطاير سلسلة أسعار البترول في عملية التنبؤ.

ومن خلال هذه الدراسات السابقة يتضح لنا أن المساهمة الجديدة في موضوع التنبؤ بأسعار البترول هو استخدام نماذج الذاكرة الطويلة (ARFIMA) للتنبؤ بأسعار البترول.

II - المنهجية:

1- نماذج ذات الذاكرة الطويلة ARFIMA:

إن نماذج التنبؤ التي تعتمد على السلاسل الزمنية ذات الذاكرة الطويلة تعبر عن تلك النماذج التي يكون فيها أثر الصدمات لمتغير الظاهرة الاقتصادية دائم ويظهر أثره في المستقبل عند عملية التنبؤ، لذلك فإنه يجب نمذجتها وأخذها بعين الاعتبار عند عملية التنبؤ بالظواهر الاقتصادية، وأول من لاحظ ظاهرة الذاكرة الطويلة للسلاسل الزمنية هو الباحث البريطاني⁷ (1951) Hurst وهذا في أعماله في ميدان الري، لتستخدم هذه الأبحاث وتطور بعد ذلك في الميدان الاقتصادي بعدما تبين أن الكثير من السلاسل الزمنية للظواهر الاقتصادية لها ذاكرة طويلة ويمكن نمذجتها باستخدام نماذج الذاكرة الطويلة كنماذج ARFIMA⁸ ل (1980) Granger et joyeux وأيضا⁹ (1981) Hosking ليتم فيما

بعد دراسة نماذج ARFIMA في حالة الموسمية باستخدام نماذج SARFIMA من طرف الباحثين¹⁰ Ray(1993) و¹¹ Porter-Hudak(1990) ، لتمتد الأبحاث إلى نمذجة تباين الخطأ العشوائي للسلاسل الزمنية ذات الذاكرة الطويلة من طرف الباحثين¹² Baillie(1996) و¹³ Ding et Granger (1996) ومن أهم تلك نماذج FIGARCH ل¹⁴ Baillie , Bollerslev et Mikkelsen (1996) .

1-1 الشكل الرياضي لنماذج ARFIMA:

يمكن تعريف أي سلسلة رياضيا y_t حقيقية باستخدام علاقة Wold كما يلي:

$$y_t = \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j \varepsilon_{t-j}$$

حيث:

$\psi_0 = 1$ و $\psi_j \in R$ و ε_t هي عبارة عن سلسلة اضطراب أبيض ومستقرة $\varepsilon_{t-j} \rightarrow B.B(0, \sigma_a^2)$ وتكون السلسلة ε_t مستقرة وذات ذاكرة طويلة إذا كان:

$$\sum_{j=0}^{\infty} |\psi_j^2| = \infty$$

ومن هذا المنطلق يمكن تعريف أي سلسلة مستقرة ومتكاملة y_t بأنها سلسلة $ARFIMA(p, d, q)$ ، كل سلسلة تكتب من الشكل:

$$\theta(L)(1-L)^d y_t = \alpha(L)\varepsilon_t$$

حيث:

$$\theta(L) = 1 - \theta_1 L - \dots - \theta_p L^p$$

$$\alpha(L) = 1 - \alpha_1 L - \dots - \alpha_q L^q$$

d : عبارة عن عدد حقيقي ($d \in R$).

$\theta(L)$ و $\alpha(L)$ هي عبارة عن كثيرات حدود بالنسبة لمعامل التأخر B بالنسبة ل $AR(p)$

و $MA(q)$ على الترتيب.

$(1-L)^d$: يسمى بمعامل التأخر للفروق الكسرية ويمكن نشره وفق النشر المحدود لثنائي الحدين وفق الصيغة الرياضية الآتية:

$$(1-L)^d = \sum_{j=0}^{\infty} C_j^d (-L)^j$$

$$= 1 - dL - \frac{d(1-d)}{2}L^2 - \dots - \frac{d(1-d)\dots(j-d-1)}{j!}L^j - \dots$$

$$= \sum \pi_j L^j = \prod_{0 < k \leq j} \left(\frac{k-1-d}{k} \right) \dots \dots \dots (2)$$

حيث:

$$\pi_j = \frac{\Gamma(j-d)!}{\Gamma(j+1)\Gamma(-d)} \quad \text{حيث } j = 0, 1, \dots \text{ و } \Gamma \text{ عبارة عن دالة جاما من الدرجة الثانية:}$$

$$\bullet \Gamma(1/2) = \pi^{1/2}$$

ومن أجل معرفة خصائص السلسلة $ARFIMA$ سندرس السلسلة من النوع $(0, d, 0)$. $ARFIMA$ والتي تسمى أيضا بالسلسلة $FI(d)$ وفي هذه الحالة يمكن التمييز بين الحالات الآتية:

إذا كان $d < 0$ فإن السلسلة $FI(d)$ مستقرة وتحمل صيغة نماذج المتوسطات المتحركة حتى الدرجة ما لا نهاية من الشكل:

$$y_t = (1-L)^{-d} \varepsilon_t = \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j \varepsilon_{t-j} = \psi(L) \varepsilon_t$$

إذا كان $d > -1/2$ فإن السلسلة $FI(d)$ تحمل صيغة نماذج الانحدار الذاتي حتى الدرجة ما لا نهاية من الشكل:

$$\pi_j = \frac{\Gamma(j-d)}{\Gamma(j+1)\Gamma(-d)} \quad \text{حيث } (1-L)^d y_t = \pi(L) y_t = \sum_{j=0}^{\infty} \pi_j y_{t-j} = \varepsilon_t$$

إن القيم التقريبية للمعاملات π_j و ψ_j $\lim_{j \rightarrow \infty} \pi_j \approx \frac{j^{-d-1}}{\pi(-d)}$ و $\lim_{j \rightarrow \infty} \psi_j \approx \frac{j^{d-1}}{\Gamma(-d)}$

تتناقص ببطء شديد وبسرعة أقل من نماذج $ARMA$ وهذا يعبر عن سلوك السلسلة ذات الذاكرة الطويلة وهذا فقط في الحالة التي يكون فيها $et \dots d \neq 0$ وفي هذا الصدد يميز

الباحث (Hoskins(1981 ثلاث حالات بشأن هذه السلاسل:

إذا كان $0 < d < \frac{1}{2}$ فإن السلسلة $FI(d)$ (Processus) هي عبارة عن سلسلة ذات ذاكرة

طويلة.

إذا كان $d < 0$ فإن السلسلة $FI(d)$ تسمى بـ *processus anti-persistent* أي أن معاملات الارتباط الذاتي تتجه إلى الصفر ولكن ليس بسبب الذاكرة الطويلة (أثر الصدمات) وإنما بسبب تناقص التكرارات واقترابها من الصفر.

إذا كان $-1/2 < d < 0$ فإن السلسلة $FI(d)$ ليست سلسلة ذات ذاكرة طويلة ولكن في نفس الوقت لا تسلك سلوك نماذج *ARMA*.

2-1 اختبارات الذاكرة الطويلة:

هناك عدة اختبارات إحصائية يمكن من خلالها الكشف فيما إذا كانت السلسلة الزمنية سلسلة ذات ذاكرة طويلة، إذ يوجد العديد من الأبحاث في هذا المجال ولكن من أهمها وأكثرها استعمالاً ما قدمه الباحث Hurst, H.E.(1951) باستخدام تحليل *R/S*، وأيضاً ما قدمه الباحث Andrews-Lo(1991) باستخدام إحصائية *Lo*.

1- الكشف عن الذاكرة الطويلة باستخدام تحليل *R/S*: قدمت هذه الطريقة لأول مرة من طرف الباحث Hurst E.H(1951) في ميدان الري، وذلك من أجل دراسة حركة التدفقات من المياه لأحد السدود خلال الزمن، وبعد ذلك اقتبست أعماله من طرف الاقتصاديين لتستعمل في مجال تحليل السلاسل الزمنية وتعرف الإحصائية *R/S* أو Q_n كما يلي 15:

$$R / S = Q_n = \frac{R_n}{S_n} = \frac{\max_{1 \leq k \leq n} \sum_{j=1}^k (y_j - \bar{y}_n) - \min_{1 \leq k \leq n} \sum_{j=1}^k (y_j - \bar{y}_n)}{\left[\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (y_j - \bar{y}_n)^2 \right]^{1/2}}$$

حيث:

k : عدد المجاميع الجزئية بين المفردات السلسلة y_t ومتوسطها الحسابي \bar{y}_t

ويمكن الإثبات رياضياً بأن قيمة الإحصائية R_n / S_n دائماً موجبة كما تم البرهان بأن الإحصائية R_n / S_n يمكن تقريبها بالعلاقة الآتية :

$$R_n / S_n = Q_n = n^H \dots \dots \dots (3)$$

حيث H عبارة عن ثابت يسمى بمعامل Hurst وهو محصور بين $0 < H < 1$ ويمكن حسابه إنطلاقاً من العلاقة (3) كما يلي:

$$H \cong \frac{\log Q_n}{\log n}$$

ليتم فيما بعد من طرف الباحثين (Mandelbort et van Ness (1968) من تحديد العلاقة بين معامل Hurst ومعامل الدرجة التكامل الكسري لنماذج $ARFIMA$ أي المعامل d كما يلي:

$$d = H - \frac{1}{2} \dots \dots \dots (4)$$

ومن خلال العلاقة (4) يمكن تحديد قيمة معلمة التكامل الكسري d ومعرفة فيما إذا كانت السلسلة ذات ذاكرة طويلة.

2- الكشف عن الذاكرة الطويلة باستخدام إحصائية Lo: لقد أثبت الباحث Andrews-Lo (1991) بأن تحليل R/S يمكن أن يكون متحيزا ويعطي نتائج مضللة حول وجود ذاكرة طويلة، وهذا في الحالة التي يكون هناك ارتباط ذاتي في المدى القصير بالنسبة للسلسلة الزمنية قيد الدراسة، لذلك إقترح الباحث Andrews Lo (1991) إحصائية أخرى لـ R/S مصححة ويمكن تعريفها وفق العلاقة الآتية:

$$\tilde{Q}_n = \frac{\max_{1 \leq k \leq n} \sum_{j=1}^k (y_j - \bar{y}_n) - \min_{1 \leq k \leq n} \sum_{j=1}^k (y_j - \bar{y}_n)}{\left[\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (y_j - \bar{y}_n)^2 + \frac{2}{n} \sum_{j=1}^q \omega(q) \left(\sum_{i=j+1}^n (y_j - \bar{y}_n)(y_{i-j} - \bar{y}_n) \right) \right]^{1/2}}$$

$$\omega_j(q) = 1 - \frac{j}{q+1} \text{ ou } \dots q < n$$

إن الإحصائية \tilde{Q}_n تختلف عن الإحصائية Q_n لأنها لا تأخذ بعين الاعتبار التباينات لقيم المفردات فقط، وإنما تأخذ أيضا التباينات المشتركة المرجحة كدالة تابعة لمعامل التأخر q ، حيث إقترح الباحث Andrews Lo (1991) القاعدة الآتية لاختيار المعامل q :

$$q = \left[\left(\frac{3n}{2} \right)^{1/3} \left(\frac{2\hat{p}}{1-\hat{p}} \right)^{2/3} \right]$$

حيث:

\hat{p} : هو عبارة عن المعلمة المقدرة لنموذج الانحدار الذاتي من الدرجة 1 أي $AR(1)$.

ليتم فيما بعد تحديد قيمة الإحصائية V_{cal} الحسابية وفق العلاقة الآتية:

$$V_{cal} = \frac{\tilde{Q}_n}{\sqrt{n}}$$

وأن الإحصائية V_{cal} تتبع توزيع V كثافة احتماله تكتب من الشكل :

$$F_V(v) = 1 + 2 \sum_{k=1}^{\infty} (1 - 4k^2 v^2). e^{-2(k.v)^2}$$

حيث أن حساب الإحصائية H بنفس العلاقة السابقة (تحليل R/S) حيث أثبت الباحث Lo(1991) ما يلي:

$$V = \frac{1}{\sqrt{n}} \tilde{Q}_n \rightarrow \begin{cases} \infty \dots \text{pour } H \in [0.5; 1] \\ 0 \dots \text{pour } H \in [0; 0.5] \end{cases}$$

وعليه فمن أجل اختبار وجود ذاكرة طويلة فإنه يجب اختبار الفرضيتين الآتيتين:

H_0 : يوجد ذاكرة قصيرة في السلسلة الزمنية وهذا يعني أن $H = 0.5$ ويتم قبولها عند مستوى معنوية 5% ، إذا كانت $v \in [0.809; 1.862]$.

H_1 : يوجد ذاكرة طويلة في السلسلة الزمنية إذا تم رفض الفرضية العدمية H_0 .

3-1 تقدير نماذج ARFIMA :

هناك العديد من الطرق المقترحة من طرف الباحثين من أجل تقدير نماذج ARFIMA، حيث قسمت هذه الطرق إلى قسمين وهي :

- طرق ذات المرحلتين.
- طرق الإمكان الأكبر.

إن الطريقة الأكثر استخداما في تقدير معاملات نماذج ARFIMA، هي طريقة المرحلتين لـ Geweke et Porter-Hudak (1983) (GPH)، حيث يتم في المرحلة الأولى تقدير معامل التكامل الكسري d باستخدام طريقة المربعات الصغرى وهذا بعد كتابة النموذج ARFIMA بدلالة الصيغة الرياضية لبيانها الدوري باستخدام العلاقات المثلثية، ليتم في المرحلة الثانية تقدير معاملات مركبات الذاكرة قصيرة أي معاملات النموذج ARMA(p,q) كما في منهجية بوكس جانكينس.

4-1 التنبؤ باستخدام نموذج ARFIMA :

يمكن استخدام نموذج ARFIMA في التنبؤ بالظواهر الاقتصادية والتي يتبين أنها ذات ذاكرة طويلة حيث يمكن استخدام الصيغة الرياضية في التنبؤ:

ليكن لدينا نموذج ARFIMA(p,d,q) الآتي 18:

$$\theta(L)(1-L)^d y_t = \alpha(L)\varepsilon_t \dots\dots\dots(5)$$

ويمكن كتابة العلاقة (5) كما يلي:

$$(1-\theta_1L-\theta_2L^2-\dots-\theta_pL^p)(1-L)^d y_t = (1-\alpha_1L-\alpha_2L^2-\dots-\alpha_qL^q)\varepsilon_t \dots\dots\dots(6)$$

كما يمكن كتابة العلاقة (2) كما يلي:

$$y_t = \theta_1 y_{t-1} + \theta_2 y_{t-2} + \dots + \theta_p y_{t-p} + \frac{(1-\alpha_1L-\alpha_2L^2-\dots-\alpha_qL^q)\varepsilon_t}{(1-L)^d} \dots\dots\dots(7)$$

وباستخدام النشر المحدود وتوزيع ثنائي الحدين نجد العلاقة الآتية:

$$(1-L)^d = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Gamma(k-d)}{\Gamma(k+1)\Gamma(-d)} L^k = \left(\sum_{k=0}^{\infty} f(k) \right) L^k \dots\dots\dots(8)$$

وبتعويض العلاقة (7) في العلاقة (8) نجد:

$$y_t = \theta_1 y_{t-1} + \theta_2 y_{t-2} + \dots + \theta_p y_{t-p} + \frac{(1-\alpha_1L-\alpha_2L^2-\dots-\alpha_qL^q)\varepsilon_t}{\left(\sum_{k=0}^{\infty} f(k) \right) L^k} \dots\dots\dots(9)$$

وينشر العلاقة (9) ومن أجل التنبؤ بالأفق h نجد ما يلي:

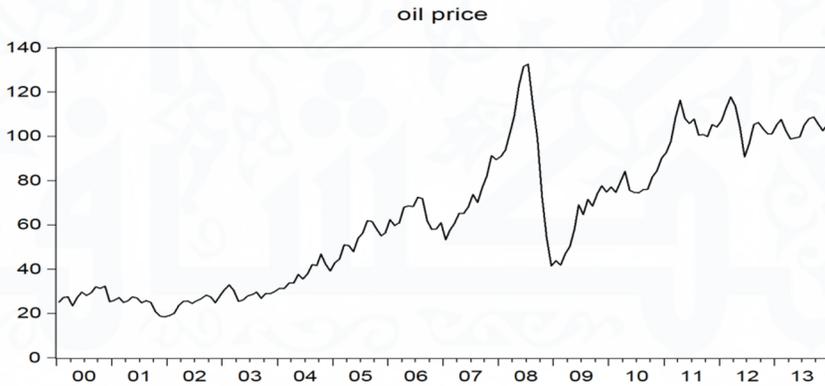
$$y_{t+h} = \theta_1 y_{t+h-1} + \dots + \theta_p y_{t+h-p} + \frac{\varepsilon_{T+h}^2}{fd(T+h)} - \dots - \frac{\alpha_q \varepsilon_{T+h-q}^2}{fd(T+h-q)} \dots\dots\dots(10)$$

ومن خلال العلاقة (10) يمكن التنبؤ بمستويات الظاهرة الاقتصادية حيث تأخذ هذه التنبؤات أثر الصدمات الاقتصادية التي يكون أثرها دائم وطويل إلى جانب التغيرات العشوائية والتغيرات الموسمية والتغيرات الاتجاهية .

III- النتائج ومناقشتها :1-1 التمثيل البياني لأسعار البترول:

السلسلة الميينة أدناه تعبر عن سلسلة أسعار البترول خلال الفترة الممتدة من 2000/01/01 إلى غاية 2013/12/31¹⁹.

الشكل (1): رسم بياني لسلسلة أسعار البترول



من ملاحظة الشكل البياني أعلاه، نجد أن القيم التاريخية لأسعار البترول قد اتخذت اتجاهها تصاعدياً متأثرة وبشكل واضح بالمركبة الاتجاهية التصاعدية للبيانات، كما يوجد على الشكل بعض النقاط التي لها علاقة بالمركبة العشوائية.

2-1 اختبار الإستقرارية KPSS:

من أجل القيام باختبار KPSS لابد من تحديد أولاً معامل التأخير الذي يقوم بتدنية معيار AKAIKE، وبعد التجربة والخطأ اتضح أنه 4 والجدول (1) يوضح نتائج الاختبار:

الجدول (1) : نتائج اختبار KPSS للإستقرارية

KPSS Unit Root Test on OILP

Null Hypothesis: OILP is stationary				
Exogenous: Constant				
Bandwidth: 4 (Used-specified) using Bartlett kernel				
				LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic				
Asymptotic critical values*:				2.935827
1% level				0.739000
5% level				0.463000
10% level				0.347000
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)				
Residual variance (no correction)				995.9652
HAC corrected variance (Bartlett kernel)				4734.240
KPSS Test Equation				
Dependent Variable: OILP				
Method: Least Squares				
Date: 03/06/14 Time: 22:58				
Sample: 2000M01 2013M12				
Included observations: 168				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	63.13202	2.442102	25.85151	0.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var	63.13202	
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var	31.65326	
S.E. of regression	31.65326	Akaike info criterion	9.753494	
Sum squared resid	167322.1	Schwarz criterion	9.772089	
Log likelihood	-818.2935	Hannan-Quinn criter.	9.761041	
Durbin-Watson stat	0.028539			

نلاحظ من خلال الشكل أعلاه أن احتمال إحصاءة $LM_{cal} < LM_{tab}$ وهذا يدل على أن سلسلة أسعار البترول غير مستقرة وهذا عند جميع مستوى المعنويات وعليه فإن سلسلة أسعار البترول هي سلسلة غير مستقرة من النوع DS دون انحراف، وبالتالي نستعمل طريقة الفروق لجعلها مستقرة.

3-1 اختبار الإستقرارية KPSS لسلسلة الفروق:

نلاحظ من خلال الشكل (1) أن سلسلة أسعار البترول بها اتجاه غير خطي وبالتالي لا يمكن معرفة الدالة التي ترافق هذا الشكل، وبالتالي نستعمل طريقة الفروق لجعلها مستقرة.

الجدول (2): نتائج إختبار KPSS للإستقرارية لسلسلة الفروق

KPSS Unit Root Test on D(OILP)

Null Hypothesis: D(OILP) is stationary Exogenous: Constant Bandwidth: 4 (Used-specified) using Bartlett kernel			LM-Stat.	
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic			0.025295	
Asymptotic critical values*:	1% level		0.739000	
	5% level		0.463000	
	10% level		0.347000	
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)				
Residual variance (no correction)			28.36291	
HAC corrected variance (Bartlett kernel)			53.38916	
KPSS Test Equation Dependent Variable: D(OILP) Method: Least Squares Date: 03/06/14 Time: 23:00 Sample (adjusted): 2000M02 2013M12 Included observations: 167 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.480719	0.413353	1.162973	0.2465
R-squared	0.000000	Mean dependent var		0.480719
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		5.341702
S.E. of regression	5.341702	Akaike info criterion		6.194936
Sum squared resid	4736.607	Schwarz criterion		6.213606
Log likelihood	-516.2771	Hannan-Quinn criter.		6.202514
Durbin-Watson stat	1.155444			

نلاحظ من خلال الجدول أعلاه أن احتمال إحصاءة LM_{cal} أصغر من LM_{tab} الجدولية وهذا يدل على أن سلسلة الفروق الأولى لأسعار البترول مستقرة.

4-1 تحديد الدرجات p,q للنموذج AFRMA(p, d, q):

للتعرف على درجة النموذج، سوف نستعين ببيان الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي والشكل (2) يوضح ذلك:

الشكل (2): بيان الارتباط الذاتي لسلسلة الفروق الأولى

Correlogram of D(OILP)

Date: 03/06/14 Time: 23:02 Sample: 2000M01 2013M12 Included observations: 167						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.421	0.421	30.196	0.000
		2	0.201	0.028	37.105	0.000
		3	-0.004	-0.119	37.108	0.000
		4	-0.075	-0.048	38.083	0.000
		5	-0.136	-0.080	41.285	0.000
		6	-0.234	-0.171	50.878	0.000
		7	-0.188	-0.028	57.140	0.000
		8	-0.172	-0.070	62.383	0.000
		9	-0.151	-0.094	66.443	0.000
		10	-0.007	0.086	66.452	0.000
		11	0.047	0.004	66.859	0.000
		12	0.012	-0.112	66.885	0.000
		13	-0.106	-0.167	68.927	0.000
		14	-0.130	-0.092	72.050	0.000
		15	-0.028	0.042	72.196	0.000

ومن خلال بيان الارتباط الذاتي البسيط والجزئي، يتضح أنهما متناقضان وهذا يعني أن سلسلة البواقي من الشكل $ARFIMA(p, d, q)$. لذلك سوف يتم المفاضلة بين النماذج بناء على معيار $AKAIKE$. إذ يتبين أن النموذج الملائم هو من الشكل $ARFIMA(1, d, 0)$.

5-1 تقدير النموذج $ARFIMA(1, d, 0)$ باستخدام طريقة الإمكان الأكبر:

بعد عدة تقديرات وحذف المعلمات التي لا تختلف جوهريا عن الصفر، وبالتالي سوف نأخذ فقط النموذج الذي يسمح بتدنية معيار المعلومات لـ Schwarz (1978) ومعيار المعلومات لـ Akaike (1973)، والجدول (3) يبين النتائج الآتية:

الجدول (3): نتائج عملية تقدير النموذج $ARFIMA(1, d, 0)$

	Estim	Std. Errors	t-value	Prob.
\hat{d}	0.465476	0.04576	10.2	0.000
$\hat{\phi}_1$	0.841873	0.04874	17.3	0.000

من خلال الجدول (3) يتبين أن قيمة معامل التفاضل الكسري d تختلف جوهريا عن الصفر ومحصورة بين $0 < d < \frac{1}{2}$ فإن السلسلة أسعار البترول هي عبارة عن سلسلة ذات ذاكرة طويلة.

6-1 التنبؤ باستخدام نموذج $ARFIMA(1,0.465,0)$:

في هذه الخطوة نستعمل نموذج $ARFIMA(1,0.465,0)$ للتنبؤ بأسعار البترول، بحيث تم استخراج القيم المتنبأ بها للفترة من جانفي لغاية ديسمبر 2014، ويوضح الجدول (4) القيم المتنبأ.

الجدول (4): القيم المتنبأ بها

الشهر	القيم المتنبأ بها
ARFIMA(1-0.465-0)	
2014 ₁	105.51
2014 ₂	104.91
2014 ₃	104.05
2014 ₄	103.08
2014 ₅	102.06
2014 ₆	101.04
2014 ₇	100.03
2014 ₈	99.048
2014 ₉	98.107
2014 ₁₀	97.208
2014 ₁₁	96.353
2014 ₁₂	95.543

-IV- الخلاصة:

يعتبر البترول محرك الاقتصاد الجزائري، فنسبة مساهمته في الناتج الداخلي الخام لم يتوقف عن الارتفاع حيث قفر من 29% سنة 1995 إلى 48.86% في سنة 2005، وبالتالي فإن حجم وقيمة برامج التنمية الاقتصادية في الجزائر تعتمد اعتمادا كبيرا على سعر هذه السلعة الإستراتيجية في الأسواق العالمية.

وتعد دراسة أسعار البترول والتنبؤ بها من بين الدراسات الأكثر صعوبة ذلك للحجم الكبير من المتغيرات الاقتصادية والسياسية والطبيعية... والتي يمكن أن تؤثر على هذه السلعة الإستراتيجية، ولكن ومع التطور الكبير التي شهدته النماذج القياسية خاصة النماذج المتعلقة بتحليل السلاسل الزمنية أصبح من الممكن نمذجة سلسلة أسعار البترول ودراسة تطوراتها وتحديد أرقام يمكن أن تقترب من الأسعار الحقيقية لهذه السلعة ومن بين هذه الطرائق نذكر نماذج ذات الذاكرة الطويلة (ARFIMA). ونظرا للأهمية البالغة التي تكتسبها أسعار البترول في تحقيق برامج التنمية الاقتصادية

بالنسبة لجميع الدول سواء المصدرة أو المستوردة، وحيث أن الجزائر من بين الدول التي يعتمد اقتصادها على تقلبات سعر هذه السلعة. فقد قمنا في هذه الدراسة بنمذجة أسعار البترول باستخدام نماذج ذات الذاكرة الطويلة (ARFIMA) للتنبؤ بأسعار البترول خلال الـ 12 شهر القادمة ابتداء من جانفي إلى غاية ديسمبر 2014.

*** الاحالات والمراجع:

¹ Coppola, A. "Forecasting oil price movements: Exploiting the information in the futures market" Journal of Futures Markets, 28(1), 2008, 34-56.

² Haidar, I., Kulkarni, S., & Pan, H. "Forecasting model for crude oil prices based on artificial neural networks" In Proceedings of the 2008 international conference on intelligent sensors, sensor networks and information processing (4761970), 2008, pp. 103-108.

³ Leili Nikbakht , "oil prices and exchange rates , the case of OPEC" , Business intelligence journal , 2009, PP102 – 120.

⁴ Kuo, R. J., Hit, T. L., & Chen, Z. Y. "Evolutionary algorithm-based RBF neural network for oil price forecasting" ICIC Express Letters, 3(3), 2009, 701-705.

⁵ Alizadeh, A., & Mafinezhad, K. "Monthly Brent oil price forecasting using artificial neural networks and a crisis index". In: Proceedings of the international conference on electronics and information engineering vol. 2 (5559818), 2010, pp. V2465-V2468.

⁶ Hog, E., & Tsiaras, L. "Density forecasts of crude-oil prices using optionimplied and ARCH-type models". Journal of Futures Markets. doi:10.1002/ fut.20487. 2010.

⁷ Hurst, H.E., 1951. "Long-term storage capacity of reservoirs". Transactions of the American Society of Civil Engineers, Volume 116, Pages 770--799.

⁸ Granger C.W.J. and R. Joyeux, 1980. "An introduction to long-memory time series models and fractional differencing" - J. Time Series Anal., 15-29.

⁹ Hosking, J.R.M. (1981), "Fractional Differencing", Biometrika, 68, 165-176.

¹⁰ Ray, B.K., 1993. "Long-range forecasting of IBM product revenues using a seasonal fractionally differenced ARMA model". International Journal of Forecasting, 9: 255-269.

¹¹ Porter-Hudak, S. (1990) "An Application of the Seasonally Fractionally Differenced Model to the Monetary Aggregates". Journal of the American Statistical Association 85, 338-344.

¹² Baillie, R.T., 1996. "Long memory processes and fractional integration in econometrics"- J. Econometrics, 73: 5-59.

¹³ Ding, Z., C.W.J. Granger, R.F. Engle, 1993. "A long-memory property of stock returns and a new model". Journal of Empirical Finance., 1: 83-106.

¹⁴ Bollerslev, T. and Mikkelsen, H.O.A. (1996), "Modeling and Pricing Long-Memory in Stock Market Volatility", Journal of Econometrics, 73, 151-184.

¹⁵ Hurst H., "Long term storage capacity of reservoirs", Transaction of the American Society of civil engineers", Vol 116, 1951.

¹⁶ Lo Andrews W., "Long term memory instockmarket prices", Econometrica, Vol 59, p1291-1313, 1991

¹⁷ Geweke, J.F. AND S. Porter-Hudak (1983) "The Estimation And Application of Long Memory Time Series Models". Journal of Time Series Analysis 4, 221-238.

¹⁸ Jin Xiu, Yao Jin "Empirical study of ARFIMA model based on fractional differencing", journal of PHYSICA A , 377 p 138-154, (2007)

¹⁹ <http://www.indexmundi.com/commodities/?commodity=crude-oil&months=180>