

دراسة قياسية لمبيعات وقود غاز البترول المميع (GPL)
دراسة حالة مؤسسة نفطال
Standard Study for Sales of Liquefied Petroleum Gas LPG
NAFTAL Corporation Case Study

فاتح لقوي^{1*}، عبد الحق بوقفة²، عبد الله مايو³

¹ كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، جامعة العربي بن مهيدي أم البواقي (الجزائر)

² كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، جامعة قاصدي مرباح ورقلة (الجزائر)

³ كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، جامعة قاصدي مرباح ورقلة (الجزائر)

تاريخ الاستلام: 2018/11/19؛ تاريخ المراجعة: 2018/11/23؛ تاريخ القبول: 2018/11/25

ملخص: تهدف هذه الدراسة إلى التنبؤ بمبيعات غاز البترول المميع GPL لمؤسسة نفطال ناحية الشرق باستخدام نماذج SARIMA، حيث تم استخدام بيانات شهرية للفترة الممتدة من جانفي 2012 إلى غاية ديسمبر 2016، أظهرت نتائج تقدير سلسلة المبيعات أن تباين الأخطاء ليس ثابتا عبر الزمن، لذا تم الاستعانة بنماذج ARCH والتي يمكنها تتبع سلوك التباينات المتغيرة زمنيا.

وأظهرت النتائج أيضا أن النموذج ARIMA(1,1,2)-GARCH(0,1) هو أفضل نموذج يمكنه تمثيل سلسلة مبيعات غاز البترول المميع GPL، ليتم فيما بعد التنبؤ بالمبيعات المستقبلية من جانفي إلى جوان سنة 2017.

الكلمات المفتاح: تنبؤ بالمبيعات؛ نماذج ARIMA؛ نماذج ARCH؛ تقدير.

تصنيف JEL: C01, C13, C51, C53, C87

Abstract: This study aims at forecasting the sales of GPL to the East Naftal Corporation using SARIMA models. Monthly data were used for the period from January 2012 to December 2016. The results of the sales chain estimate showed that the variation of errors is not constant over time. Which can track the behavior of time-varying variations.

The results also showed that the ARIMA (1,1,2) -GARCH (0,1) model was the best model that could represent the GPL sales chain, with future sales forecasted from January to July 2017

Keywords: Sales forecast; ARIMA models ; ARCH models ; estimation.

Jel Classification Codes : C87 ; C53; C51 ; C13 ; C01.

* Corresponding author, e-mail: legouguifateh@yahoo.com

I - تمهيد :

يشكل الغاز أحد أهم مصادر الثروة في الكثير من دول العالم عموماً والجزائر خصوصاً كونه يعتبر مادة وقود مثالية، إذ يتميز بسهولة التوصيل والاستعمال خاصة في أغراض الاستهلاك المنزلي، كما يعتبر صديق للبيئة، ويستعمل الغاز الطبيعي أيضاً بكفاءة في توليد الطاقة الكهربائية، مما يعني تزايد الطلب عليه عالمياً بسبب أهمية الطاقة الكهربائية واستخداماتها الواسعة، ومع انتشار استعمال السيارات لغاز البترول المميع كوقود بديل عن البنزين ازداد الطلب على هذا الأخير بشكل كبير، الأمر الذي يحتم على الدولة ممثلة بمؤسسة نفطال توفير هذه المادة لتغطية الطلب، وعليه يتحتم على الإدارة في المؤسسة التنبؤ بمبيعاتها المستقبلية، لكن التقنيات العلمية المستخدمة في هذا المجال كثيرة ومتعددة، إلا أنه يمكن أن نميز بين أساليب وصفية كالرأي الجماعي، ورأي الخبرة، وأسلوب دلقي، ورجال البيع، وإجراء الاختبارات السوقية، وبحوث السوق، وأساليب أخرى كمية كالأساليب القياسية عن طريق الانحدار والأساليب القياسية عن طريق السلاسل الزمنية كالمتوسطات المتحركة و التمهيد الأسي و نماذج السلاسل الزمنية العشوائية الخطية.

I-1 مشكلة الدراسة: بناء على ما تقدم فإن مشكلة الدراسة تتبلور حول بناء نموذج قياسي يمكن من خلاله التنبؤ بمبيعات غاز البترول المميع، وعليه يمكن صياغة السؤال الرئيسي التالي:

ما مدى قدرة نماذج السلاسل الزمنية العشوائية الخطية على التقدير والتنبؤ بسلسلة المبيعات الشهرية لغاز البترول المميع؟

ويتفرع منه الأسئلة التالية:

1- هل يمكن التنبؤ بالمبيعات المستقبلية لغاز البترول المميع؟

2- ما هو النموذج الأفضل لتقدير المبيعات الشهرية لغاز البترول المميع؟

I-2 الفرضيات:

1- يمكن التنبؤ بالمبيعات المستقبلية لغاز البترول المميع على المدى القصير.

2- يمكن لنماذج SARIMA أن تمثل النموذج الأفضل لتقدير المبيعات من الغاز المميع.

I-3 أهمية الدراسة: تكمن أهمية الدراسة كونها تسلط الضوء على أسلوب السلاسل الزمنية العشوائية الخطية SARIMA، والذي يعتبر من الأساليب الكمية المتميزة في مجال التنبؤ بالمبيعات، خصوصاً إذا تعلق الأمر بسلسلة مبيعات تتميز بثبات التباين.

I-4 الدراسات السابقة: ولقد تناولت العديد من الدراسات موضوع الدراسة من جوانب مختلفة، يمكن أن نذكر البعض منها على

النحو التالي:

- دراسة تحت عنوان استخدام السلاسل الزمنية الموسمية للتنبؤ باستهلاك الطاقة الكهربائية في مدينة الفلوجة، من إعداد ناظم عبد

الله المحمدي و سعدية عبد الكريم طعمه، والتي تم فيها استخدام نماذج SARIMA للتنبؤ باستهلاك الطاقة الكهربائية لمدينة الفلوجة لعامي 2011 و 2012، وذلك من خلال تقدير سلسلة قيم استهلاك الطاقة الكهربائية لمدينة الفلوجة المكونة من 74 مشاهدة تمتد من جانفي 2005 إلى جانفي 2010، وأظهرت نتائج التطبيق أن النموذج الملائم لتمثيل بيانات السلسلة الزمنية هو نموذج SARIMA(1,1,1)(0,1,1)12، ووفقاً لنتائج تقدير هذا التطبيق تم التنبؤ بكميات الاستهلاك الشهري للفترة من جانفي إلى ديسمبر من سنتي 2011 و 2012، حيث أظهرت هذه القيم تناسقاً مع مثيلاتها في السلسلة الأصلية.

- دراسة تحت عنوان دراسة تخطيطية وتنبؤية لمبيعات الوقود للشركة الوطنية لتسويق وتوزيع المواد البترولية (NAFTAL)، وهي

رسالة ماجستير من إعداد أحمد جلال، والتي كانت تعالج إشكالية: كيف يمكن للمؤسسة مواكبة آلياتها الإنتاجية ومتطلبات السوق لفترة زمنية مستقبلية، تم استخدام معطيات شهرية لمدة سبع سنوات ماضية، أي ابتداء من سنة 1998، إلى غاية نهاية سنة 2004، وذلك لكل منتج مع استعمال البرنامج الجاهز (EVIEWS)، خلصت الدراسة إلى أن السلسلتين تتبعان النموذجين التاليين: SARIMA(0,1,3)(0,1,0)12 مع وجود الثابت بالنسبة لسلسلة مبيعات البنزين الممتاز، والنموذج SARIMA(0,1,1)(0,1,0)12 مع الثابت، بالنسبة للبنزين العادي.

- دراسة تحت عنوان النمذجة القياسية للاستهلاك الوطني للطاقة الكهربائية في الجزائر خلال الفترة (1988:10 - 2007:03)

وهي رسالة ماجستير من إعداد بن أحمد أحمد، وقد تم التطرق فيها إلى نمذجة استهلاك الطاقة الكهربائية في الجزائر خلال الفترة من أكتوبر 1988 إلى مارس 2007، خلصت الدراسة إلى أن أحسن نموذج يمكنه تمثيل بيانات الدراسة هو نموذج ARMA(12, 12) مع خطأ ARCH(1). وخلصت الدراسة أيضاً إلى التنبؤ بالقيم المستقبلية لاستهلاك الطاقة الكهربائية في الجزائر.

II - الطريقة والأدوات :

II-1 مجتمع الدراسة: يتمثل مجتمع الدراسة في مختلف وحدات مؤسسة نفطال الخاصة بتوزيع كل أنواع الوقود والغاز المنتشرة عبر كامل التراب الوطني لدولة الجزائر.

II-2 عينة الدراسة: اقتصرت الدراسة على مؤسسة نفطال ناحية الشرق (ولايات تبسة، خنشلة، أم البواقي)، من خلال سلسلة المبيعات الشهرية لغاز البترول المميع (GPL) لمجموع الولايات السالفة الذكر خلال الفترة الزمنية الممتدة من شهر جانفي 2012 إلى غاية ديسمبر 2016، (أنظر الشكل (1)).

II-3 طرق جمع البيانات: اعتمد الباحثون في عملية جمع البيانات على السجلات المالية للمؤسسة ناحية الشرق.

II-4 أدوات الدراسة: بغية تقدير السلسلة (GPL) يجب إخضاعها أولا لمجموعة من الاختبارات كالأتي:

II-4-1 اختبارات الإستقرارية للسلاسل الزمنية:

لإجراء اختبار مشترك لمعنوية معاملات الارتباط الذاتي كمجموعة نستخدم إحصائية Box-Pierce، التي تتوزع توزيع χ^2 بدرجة حرية K ونسبة معنوية α
- إذا كان $Q > \chi^2_\alpha(K)$ نرفض فرضية العدم القائلة بأن كل معاملات الارتباط الذاتي مساوية للصفر وهذا يعني أن السلسلة غير مستقرة.

- إذا كان $Q < \chi^2_\alpha(K)$ نرفض الفرضية البديلة ونقبل فرضية العدم وهذا يعني أن السلسلة مستقرة.

كما أنه توجد إحصائية أخرى بديلة تستخدم في إجراء نفس الاختبار السابق تسمى بإحصائية Ljung-Box statistic وهي إحصائية Box-Pierce المعدلة والتي تعطى بالعلاقة التالية: $Q^* = T(T+2) \sum_{k=1}^K \frac{\hat{\rho}^2(k)}{T-k}$ التي تتوزع توزيع χ^2 بدرجة حرية K ونسبة معنوية α . ويمكن استخدامها في العينات الصغيرة الحجم لأنها تعطي نتائج أفضل من Q، مع كونها تصلح للعينات كبيرة الحجم¹.

II-4-2 اختبارات الجذر الوحدوي للسلاسل الزمنية:

توجد مجموعة من الاختبارات يمكن استخدامها لاختبار احتواء السلسلة الزمنية على الجذر الوحدوي من عدمه، وسنكتفي في هذه الدراسة بالتطرق إلى اختبار ديكي-فولار المطور (ADF) و اختبار فيليبس وبيرون.

II-4-2-1 اختبار ديكي-فولار المطور (ADF) Augmented Dickey-Fuller

في اختبار ديكي-فولار البسيط، النموذج ε_t عبارة عن صدمات عشوائية افتراضيا، أما في حالة وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء طور ديكي-فولار (1981) اختبار يسمى باختبار ديكي-فولار المطور ADF.

إن اختبارات ADF تركز على الفرضية $H_0: |\phi| < 1$ ، وعلى التقدير بواسطة المربعات الصغرى²:

$$\nabla Y_t = \lambda Y_{t-1} - \sum_{j=2}^p \phi_j \nabla Y_{t-j+1} + \varepsilon_t \quad \dots\dots\dots(4)$$

$$\nabla Y_t = \lambda Y_{t-1} - \sum_{j=2}^p \phi_j \nabla Y_{t-j+1} + c + \varepsilon_t \quad \dots\dots\dots(5)$$

$$\nabla Y_t = \lambda Y_{t-1} - \sum_{j=2}^p \phi_j \nabla Y_{t-j+1} + c + bt + \varepsilon_t \quad \dots\dots\dots(6)$$

نستطيع أن نحدد القيمة p حسب معيار Akaike أو معيار Schwarz.

إن اختبار ADF يحمل نفس خصائص اختبار DF، بحيث يستخدم الفروقات ذات الفجوة الزمنية ∇Y_{t-j+1} ، حيث $\nabla Y_{t-1} = Y_{t-1} - Y_{t-2}$ ، $\nabla Y_{t-2} = Y_{t-2} - Y_{t-3}$ ، إلخ، ويتم إدراج عدد الفروقات ذات الفجوة الزمنية حتى تختفي مشكلة الارتباط الذاتي.

II-4-2-2 اختبار فيليبس وبيرون (1988) Philips et Perron

يقوم هذا الاختبار على التصحيح غير المعلمي لإحصائية Dickey-Fuller، وذلك من أجل تجاوز مشكل الارتباط الذاتي بين الأخطاء العشوائية، مع الأخذ في الحسبان إلغاء التحيزات الناجمة عن المميزات الخاصة بالتذبذبات العشوائية، ويتم إجراء هذا الاختبار عبر أربع مراحل هي³:

✓ تقدير معلمات النماذج الثلاثة لاختبار Dickey-Fuller [Dickey and Fuller (1981)]:

$$\Delta Y_t = \lambda Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \dots\dots\dots(1)$$

$$\Delta Y_t = \lambda Y_{t-1} + c + \varepsilon_t \quad \dots\dots\dots(2)$$

$$\Delta Y_t = \lambda Y_{t-1} + c + b t + \varepsilon_t \quad \dots\dots\dots(3)$$

✓ تقدير التباين قصير الأجل، وهو عبارة عن المتوسط الحسابي للأخطاء العشوائية: $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2$ ، حيث $\hat{\varepsilon}_t$ تمثل البواقي.

✓ حساب المعامل المصحح s_1^2 ، والذي يسمى بالتباين طويل الأجل بالعلاقة التالية: $s_1^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2 + 2 \sum_{i=1}^l \left(1 - \frac{i}{l+1}\right) \frac{1}{T} \sum_{t=i+1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-i}$

لكن قبل ذلك لابد من تحديد عدد التأخيرات l ، والذي يعطى بالعلاقة التالية: $l \approx 4 \left(\frac{T}{100}\right)^{2/9}$

✓ حساب إحصائية Philips-Perron وذلك استنادا للعلاقة التالية: $t_{\hat{\phi}}^* = \sqrt{k} \times \frac{(\hat{\phi} - 1)}{\hat{\sigma}_{\hat{\phi}}} + \frac{T(k-1)\hat{\sigma}_{\hat{\phi}}}{\sqrt{k}}$

حيث أن: $k = \frac{\hat{\sigma}^2}{s_1^2}$ والتي تصبح مساوية للواحد ما إذا كانت الأخطاء تمثل تشويشا أبيض، وبعد حساب إحصائية PP تتم مقارنتها

مع القيمة الحرجة المستخرجة من جدول ماك كينون Mackinnon.

II-4-3 اختبارات التوزيع الطبيعي:

لبدء بدراسة السلوك الدوري لأي سلسلة زمنية مستقرة، يجب أولا من دراسة التوزيع الاحتمالي الذي تخضع له أي ظاهرة من أجل إعطاء نظرة أولية حول طبيعة هذه السلسلة المستقرة. نذكر أنه من صفات التوزيع الطبيعي ينبغي أن يكون معامل Skewness معدوماً و معامل Kurtosis مساويا إلى 3. فالقانون الطبيعي يتميز بالتناظر بالنسبة إلى المتوسط و باحتمال ضعيف للقيم الشاذة.

II-4-3-1 اختبار سكيونس (Skewness) للتناظر واختبار كيرتوسيس (Kurtosis) للتفطح:4

إذا كان العزم الممركز من الرتبة k للسلسلة Y_t من الشكل: $\mu_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^k$ فإن:

$$S = \frac{\left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t - m)^3 \right]^2}{\left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t - m)^2 \right]^3} = \frac{\mu_3^2}{\mu_2^3} = \beta_1 \quad \text{معامل Skewness يكتب من الشكل:}$$

$$K = \frac{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t - m)^4}{\left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t - m)^2 \right]^2} = \frac{\mu_4}{\mu_2^2} = \beta_2 \quad \text{أما معامل Kurtosis يكتب من الشكل:}$$

حيث m تمثل المتوسط الحسابي للسلسلة الزمنية المستقرة. إذا كان التوزيع طبيعيا وعدد المشاهدات كبيرا $n > 30$ ، فإن:

$$\beta_1^{1/2} \sim N\left(0, \sqrt{\frac{6}{T}}\right)$$

$$\beta_2 \sim N\left(3, \sqrt{\frac{24}{T}}\right)$$

II-4-3-2 اختبار جاك-بيرا Jarque-Bera

يعتمد اختبار Jarque-Bera على معاملي التناظر Skewness والتفطح Kurtosis حيث يكتب من الشكل:

$$JB = \frac{T}{6} \beta_1 + \frac{T}{24} (\beta_2 - 3)^2 \sim \chi_\alpha^2(2)$$

يتم إذن اختبار الفرضية التالية: $H_0 : \beta_1^{1/2} = \beta_2 - 3 = 0$

- إذا كانت $JB > \chi_\alpha^2(2)$ فإننا نرفض فرضية التوزيع الطبيعي للسلسلة عند مستوى معنوية α .

- ما إذا كانت $JB < \chi^2(2)$ فإننا نقبل فرضية التوزيع الطبيعي للسلسلة عند مستوى معنوية α .

II-4-4 اختبارات الاستقلالية i.i.d

اختبار BDS⁵:

اقترح Brock, Dechert and Scheinkman (1987) اختبار غير معلمي يعتمد على تكامل الارتباط، نختبر الفرضية القائلة بأن السلسلة مستقلة ومتماثلة التوزيع، ضد فرضية الارتباط الخطي أو غير الخطي.

و بصفة عامة نختبر إحصائية BDS فرضية العدم لسلسلة iid، ففرض هذه الفرضية يمكن أن يكون ناجماً عن وجود بنية ارتباط في سيروية عشوائية خطية أو بنية ارتباط غير خطي (عشوائي بحت أو مشوش). يمكن القول أن هذا الاختبار يختبر أيضاً قابلية السلسلة الزمنية للتنبؤ على المدى القصير أي يدرس طبيعة الصدمات الخارجية التي تطرأ على الظواهر الاقتصادية، حيث يعتبر هذا الاختبار أكثر شيوعاً في دراسة السلاسل الزمنية.

بعد إخضاع السلسلة (GPL) لمجموعة الاختبارات السالفة الذكر يمكن تقديرها وفق منهجية بوكس-جنكينز في نمذجة السلاسل الزمنية العشوائية الخطية:

II-4-5 نماذج السلاسل الزمنية العشوائية الخطية:

II-4-5-1 نماذج المتوسط المتحرك غير الموسمي (MA)⁶:

تكون ملاحظة السلسلة الزمنية Y_t ، في سيروية المتوسط المتحرك ذو المرتبة $q \geq 1$ معمة بواسطة متوسط مرجح للأخطاء العشوائية التي

$$Y_t = \theta_0 + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

يرمز لها بـ MA(q) ونكتب معادلتها على الشكل التالي: $\theta_0, \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ يمكن أن تكون موجبة أو سالبة و $\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}, \dots, \varepsilon_{t-q}$ هي متوسطات متحركة لقيم الحد العشوائي في الفترة t والفترات السابقة.

II-4-5-2 نماذج الانحدار الذاتي غير الموسمي (AR)

طبقاً لهذه النموذج تكون الملاحظة الحالية Y_t معمة بواسطة متوسط ترجيح للملاحظات الماضية إلى فترة التأخير من المرتبة p. مع الأخذ بعين الاعتبار حد الخطأ العشوائي في الفترة الحالية، ونسمي ذلك بنموذج الإرتباط الذاتي للسلسلة الزمنية Y_t ذو المرتبة p. AR(p) أي:

$$Y_t = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \theta_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$Y_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

بمعنى:

حيث Y_t تمثل قيمة المتغير في الفترة الحالية t و ε_t حد الخطأ العشوائي في الفترة الحالية t و $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p}$ تمثل قيم

المتغير في الفترات السابقة و ϕ_0 الحد الثابت.

II-4-5-3 نماذج ARMA(p,q)

توجد سيرويات عشوائية لا يمكن نمذجتها على أنها مجرد سيروية إحدار ذاتي أو سيروية متوسط متحرك فقط، وذلك لاحتوائها على خصائص النوعين من السيرويات معا ومنه يمكن التوسع والدمج الحتمي والمنطقي للنوعين، والذي يطلق عليه اسم سيروية الإحدار الذاتي والمتوسط المتحرك المختلطة من المرتبتين p و q على الترتيب، ونكتبها على الشكل ARMA(p,q)، ونكتب معادلتها كما في الشكل التالي:

$$Y_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \varepsilon_t - \sum_{i=1}^q \theta_i \varepsilon_{t-i}$$

II-4-5-4 نماذج (ARIMA(p,d,q))

إذا كانت السلسلة الزمنية الأصلية غير مستقرة فيقال عليها أنها متكاملة Integrated. وإذا تعين الحصول على فروقات السلسلة d مرة

حتى تصبح مستقرة، يقال عندئذ أن السلسلة الأصلية متكاملة من الدرجة d، ونرمز لها بالرمز I(d).7

وبعبارة أخرى نقول أن y_t هي سلسلة متجانسة وغير مستقرة (متكاملة) من الدرجة d إذا وجدت $W_t = \nabla^d Y_t$ سلسلة مستقرة جديدة. ومنه يمكن أن نمذج السلسلة W_t كأنها سيروية ARMA(p,q)، في هذه الحالة ينتج أن y_t هي سيروية ARIMA(p,d,q)، ونسمي ذلك بنموذج الإحدار الذاتي والمتوسط المتحرك المتكامل، هذا الأخير بالإضافة إلى الدرجتين p و q فإنه يتميز بدرجة ثلاثة d.

$$\Phi(L)(1-L)^d Y_t = \delta + \theta(L)\varepsilon_t \Leftrightarrow ARIMA(p, d, q) \quad \text{ويكتب من الشكل:}$$

$$\Phi(L)\nabla^d Y_t = \delta + \theta(L)\varepsilon_t \quad \text{أو:}$$

ونلاحظ أن وسط $W_t = (1-L)^d Y_t$ المستقر هو $\mu_w = \delta / \left(1 - \sum_{i=1}^p \phi_i\right)$ ، وبالتالي إذا كانت $\delta = 0$ فإن السلسلة المتكاملة W_t سوف يكون لها اتجاه عام محدد البناء.

II-5-5 SARIMA النمذج الموسمية المختلطة

تتميز السلاسل الزمنية في الواقع بوجود المركبة الفصلية، الشيء الذي يؤدي إلى ارتفاع كل من p و q ، وبالتالي تصعب عملية تقديرها، ولأجل ذلك وضع نموذج يسمى بالنموذج المختلط ذو المركبة الموسمية SARIMA(p,d,q)، ويمكن التعبير عنه رياضياً كما يلي:

$$\phi(L)\Phi(L^s)\nabla^d \nabla_s^D Y_t = \theta(L)\Theta(L^s)\varepsilon_t$$

حيث:

$$\Phi(L^s) = 1 - \phi_1 L^s - \phi_2 L^{2s} - \dots - \phi_p L^{ps}$$

$$\Theta(L^s) = 1 - \theta_1 L^s - \theta_2 L^{2s} - \dots - \theta_q L^{qs}$$

حيث: $\nabla_s^D = (1-L^s)^D$ يمثل الفروقات الموسمية D .

و: $\nabla^d = (1-L)^d$ يمثل الفروقات المتتالية من الدرجة d ، واللذان يستخدمان لتحقيق استقرارية y_t .

اعتمد الباحثون في هاته الدراسة على برنامج EViews9.0 وبرنامج GRETL 1.9 وبرنامج OxMetrix 6.0.

III- النتائج ومناقشتها:

III-1 الدراسة الوصفية للسلسلة الشهرية للمبيعات GPL

تتكون سلسلة المبيعات الشهرية لمبيعات مؤسسة نפטال للغاز المميع (GPL) لولايات تبسة خشلة وأم البواقي من 60 مشاهدة، تمتد من شهر جانفي 2012 إلى شهر ديسمبر 2016، وقد تم تسجيل قيمة صغرى في شهر فيفري 2012 بلغت قيمتها (763طن)، أما القيمة العظمى فقد تم تسجيلها في شهر جويلية 2012 والتي بلغت قيمتها (1735طن)، بمتوسط قدره (1393.967)، وتشتتت قيم السلسلة عن متوسطها بانحراف معياري قدره (167.4696)، أما قيمة معامل التناظر Skewness فكان $SK = -0.989565$ ، أي أن شكل السلسلة غير متناظر، وبما أن $SK < 0$ هذا يعني أن شكل السلسلة ملتوي نحو اليسار، أما قيمة معامل التفلطح Kurtosis فكان $KU = 14.54524$ وهذا يشير إلى وجود قيم شاذة في السلسلة. (أنظر الشكلين 1 و2)

III-2 دراسة استقرارية السلسلة (GPL):

III-2-1 اختبار الإستقرارية عن طريق التمثيل البياني لدالة الارتباط الذاتي والجزئي للسلسلة لمبيعات GPL

من خلال التمثيل البياني لدالة الارتباط الذاتي والجزئي للسلسلة GPL والمثلة في الشكل رقم (3) نلاحظ أن بعض معاملات الارتباط الذاتي والجزئي تقع خارج مجال الثقة، أي أنها تختلف معنوياً عن الصفر عند مستوى معنوية 0,05، وعليه فالسلسلة محل الدراسة تكون غير مستقرة.

III-2-2 اختبار الإستقرارية عن طريق اختبار ADF و Philips and Perron:

قبل إجراء اختبار ADF و Philips and Perron يجب أولاً تحديد مستوى التأخيرات P الموافق للمعيار Akaike ومعيار Schwarz و Hannan-Quinn، ولأجل ذلك قمنا بتقدير النموذج رقم 6 من أجل $(p=1,2,\dots,12)$ فتحصلنا على أن قيمة p التي تجعل المعايير أقل ما يمكن هي $(p=7)$.

من خلال النتائج الموضحة في الجدول رقم (1) والتي تظهر نتائج اختبارات الجذر الوحدوي ل ADF و Philips and Perron، نلاحظ أنه في كل النماذج لدينا القيمة الإحصائية المحسوبة T_{cal} أقل بالقيمة المطلقة من قيمة T_{tab} والتي تعبر عن القيمة الحرجة المستخرجة من جدول Mackinnon بنسبة معنوية 5%، وعليه فالسلسلة GPL قيد الدراسة تحتوي على جذر وحدوي فهي سلسلة غير مستقرة. بناء على النتائج الموضحة في الجدول رقم (1) و حسب منهجية ديكي- فولر فإن السلسلة GPL تتبع نموذج DS والتي تبرز عدم استقرارية عشوائية. ويمكننا جعلها مستقرة باستعمال الفروقات.

III-3 اختبار إستقرارية السلسلة (DGPL)

من خلال نتائج اختبارات الجذر الوحدوي ADF و Philips and Perron ، نلاحظ أنه في كل النماذج لدينا قيمة الإحصائية المحسوبة T_{cal} أكبر بالقيمة المطلقة من قيمة T_{tab} والتي تعبر عن القيمة الحرجة المستخرجة من جدول Mackinnon بنسبة معنوية 5%، وعليه فالسلسلة DGPL لا تحتوي على جذر وحدوي فهي سلسلة مستقرة.

III-4 اختبارات الاستقلالية بين مشاهدات السلسلة DGPL :

من خلال الجدول رقم (3) والذي يظهر نتائج اختبار استقلالية المشاهدات للسلسلة DGPL نلاحظ أن قيم Z-Statistic ومن أجل كل الأبعاد أكبر تماما من 1.96 ، ونلاحظ أيضا قيم p-Value أصغر من 0.05 من أجل كل الأبعاد، وعليه نرفض فرضية السير العشوائي، أي أنه يوجد ارتباط بين قيم السلسلة، وعليه فسلسلة المبيعات قابلة للتنبؤ على المدى القصير.

III-5 تحديد وتقدير النموذج**III-5-1 تحديد النموذج:**

يمكن تحديد النموذج الأفضل من بين نماذج ARIMA غير المفروضة إحصائيا، ولتحديد درجة النموذج الأفضل نقوم بعملية المفاضلة وذلك بتصغير المعايير الثلاثة الآتية :

$$AIC(p, q) = \hat{\sigma}^2 \cdot \exp\left\{2\left(\frac{p+q}{n}\right)\right\}$$

$$BIC = Ln(\hat{\sigma}^2) + \left(\frac{p+q}{n}\right) \cdot LnT$$

$$HQ(p, q) = Ln(\hat{\sigma}^2) + (p+q)C \frac{Ln LnT}{n}, \quad C > 2$$

حيث تباين البواقي محسوب بطريقة المعقولة العظمى، أي بقسمة مربعات البواقي على عدد المشاهدات فقط، كما أن المقدار $(p+q)$ هنا يشير إلى عدد معالم النموذج المقدر وليس مجموع درجتي النموذج. من خلال الجدول رقم (4)، نلاحظ أن النموذج الأمثل الذي يعبر أكثر عن تغيرات سلسلة مبيعات غاز البترول المميع GPL هو نموذج ARIMA(1,1,2) كون أن معايير AIC و Schwarz و HQ تشير إلى أفضلية هذا النموذج باعتبارها تأخذ القيم الصغرى.

III-5-2 تقدير نموذج ARIMA(1,1,2) :

من خلال نتائج التقدير المبينة في الجدول رقم (5) نلاحظ أن النموذج مقبول إحصائيا عند مستوى دلالة 0.05، وما يثبت ذلك هو قيمة إحصائية فيشر F والتي تساوي 8.7118 فهي أكبر تماما من القيمة الحرجة لتوزيع فيشر، ويمكن إثبات صحة هذا الطرح عن طريق قيمة Prob(F-statistic) والتي تساوي 0.0000 فهي أقل تماما من 0.05.

III-6 فحص سلسلة بواقي تقدير النموذج:**III-6-1 عن طريق التمثيل البياني لدالتي الارتباط الذاتي البسيط والجزئي لسلسلة البواقي**

نلاحظ من خلال الشكل رقم (4) أن سلسلة البواقي مستقرة حيث أن معاملات الارتباط الذاتي تقع معظمها داخل مجال الثقة $\left[-\frac{1.96}{\sqrt{n}}, \frac{1.96}{\sqrt{n}}\right]$ فهي تساوي معنويا الصفر عند مستوى معنوية 0,05، وعليه فسلسلة بواقي النموذج المقدر تكون مستقرة.

III-6-2 اختبار التوزيع الطبيعي لسلسلة البواقي

من خلال الشكل رقم (5) يظهر جليا أن سلسلة بواقي التقدير لا تتوزع توزيعا طبيعيا، و هو إشارة إلى عدم خطية البواقي و احتمال وجود أثر عدم نجانس التباين الشرطي (ARCH effect) .

III-6-3 اختبار أثر ARCH لسلسلة البواقي نموذج ARIMA(1,1,2) :

في نماذج الانحدار الذاتي المتوسط المتحرك ARIMA يكون التباين ثابتا عبر الزمن، ولكن في الواقع نجد أن ثبات التباين عبر الزمن لا يمكن أن يتحقق دائما، ندعو عملية التغير الزمني للتباينات بمصطلح اختلاف التباين Heteroskedasticity، وهذا المصطلح هو الأساس في

نماذج ARCH، كما أن التغير في التباين يتعلق بالبيانات السابقة، مما يعني أن هذا التباين مشروط بتحقق البيانات السابقة بمعنى أن يكون اختلاف التباين شرطياً.

من خلال الجدول رقم (6) يتبين أن قيمة $Obs * R\text{-squared}$ تساوي 10,2285 أكبر من قيمة $Chi\text{-Square}$ بنسبة معنوية 0.05، وكذلك قيمة $Prob\ Chi\text{-Square}(1)$ والتي تساوي 0,0000 أقل من 0.05، وعليه يتم رفض الفرض الصفري H_0 وقبول الفرض البديل H_1 ، أي أن تباين الأخطاء ليس ثابتاً عبر الزمن، أي أن البواقي تخضع لنموذج ARCH.

III-7 تقدير الأخطاء عن طريق نماذج ARCH المتناظرة

بتجريب العديد من نماذج ARCH المتناظرة، قمنا بتحديد واختيار نموذج $GARCH(0,1)$ لوصف سلوك التباين الشرطي، وهو النموذج الأفضل الذي من أجله معياري Akaike و Schwarz أقل ما يمكن، (أنظر الجدول رقم 7).

III-8 المقارنة بين السلسلة (DGPL) والمقدرة عبر النموذج $ARIMA(1,1,2)-GARCH(0,1)$:

من خلال الشكل رقم (6) يمكننا ملاحظة شبه التطابق بين المنحنين للسلسلة الأصلية (DGPL) ومنحنى السلسلة المقدرة (DGPLF)، وهذا من شأنه أن يعطينا نظرة على مدى أهمية تعبير النموذج المقدر $ARIMA(1,1,2)-GARCH(0,1)$ لبيانات السلسلة الأصلية.

III-9 التنبؤ بالمبيعات الشهرية المستقبلية للسلسلة (GPL)

يظهر الشكل رقم (7) والمتعلق بالتمثيل البياني لقيم السلسلة DGPL والقيم المتنبأ بها باستخدام النموذج $ARIMA(1,1,1)-GARCH(0,1)$ من داخل وخارج العينة. بناء على ما سبق، يمكن التنبؤ بمبيعات غاز البترول المميع GPL المستقبلية انطلاقاً من النموذج المقترح في الجدول رقم (8) والمتعلق بالتنبؤ النقطي لمبيعات GPL.

IV - الخلاصة :

من خلال هاته الدراسة استخلصنا مجموعة من الاستنتاجات يمكن إيجازها كالآتي:

1. سلسلة مبيعات غاز البترول المميع GPL لا تحتوي على المركبة الفصلية وهو إشارة إلى أن تعاقب الأشهر و الفصول لا يُؤثر على حجم المبيعات.
2. اثبت اختبار BDS لسلسلة مبيعات غاز البترول المميع GPL بأنه يوجد ارتباط بين المشاهدات وأنها قابلة للتنبؤ على المدى القصير وهذا ما يثبت صحة الفرضية الأولى. وبهذا تتفق هذه النتيجة مع معظم النتائج المتحصل عليها في الدراسات السابقة على غرار دراسة ناظم عبد الله المحمدي و سعادية عبد الكريم طعمه و أحمد جلال وأحمد بن أحمد.
3. اختبار أثر ARCH لسلسلة بواقي النموذج $ARIMA(1,1,2)$ أظهر أن تباين الأخطاء ليس ثابتاً عبر الزمن، أي أن البواقي تخضع لنموذج ARCH. وعليه تصبح نماذج السلاسل الزمنية العشوائية الخطية SARIMA عاجزة عن تفسير سلوك سلسلة المبيعات وهذا ما ينفي صحة الفرضية الثانية. في هذه الحالة نلجأ إلى نماذج السلاسل الزمنية العشوائية غير الخطية والتي لها القدرة على نمذجة التباينات المتغيرة زمنياً.
4. النموذج الأمثل الذي يستطيع تتبع سلوك سلسلة مبيعات غاز البترول المميع GPL هو النموذج $ARIMA(1,1,2)-GARCH(0,1)$.
5. وفقاً للنموذج المقترح تم التنبؤ بالمبيعات الشهرية لغاز البترول المميع GPL لفترة ستة أشهر التي تلي مباشرة فترة الدراسة، أي من شهر جانفي إلى غاية شهر جوان لسنة 2017. وعليه يمكن لإدارة المؤسسة توجيه الخطط والبرامج لأجل تجنب حدوث الأزمات.

الجدول رقم (1): يوضح نتائج اختبار استقرارية السلسلة GPL عن طريق اختبار ADF و Philips and Perron

$H_0 : C = 0$		$H_0 : b = 0$		$H_0 : \lambda = 0$		النموذج	الاختبار
Prob	T_{cal}	Prob	T_{cal}	$T_{tab} \ 5\%$	T_{cal}		
0.1344	1.5251	0.3698	0.9061	-3.4969	-1.7240	6	اختبار ADF
0.0379	2.1394	-	-	-2.9176	-2.1501	5	
-	-	-	-	-1.9471	-0.2389	4	
0.0000	-5.2262	0.8388	0.2043	-3.4878	-5.2503	6	اختبار Philips and Perron
0.0000	5.3553	-	-	-2.9117	-5.3005	5	
-	-	-	-	-1.9464	0.1708	4	

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج EViews.9

الجدول رقم (2): يوضح نتائج اختبار استقرارية السلسلة DGPL عن طريق اختبار ADF و Philips and Perron

$H_0 : C = 0$		$H_0 : b = 0$		$H_0 : \lambda = 0$		النموذج	الاختبار
Prob	T_{cal}	Prob	T_{cal}	$T_{tab} \ 5\%$	T_{cal}		
0.1557	1.4438	0.1323	-1.5330	-3.4969	-5.7534	6	اختبار ADF
0.9038	0.1214	-	-	-2.9176	-5.4825	5	
-	-	-	-	-1.9471	-5.5499	4	
0.3323	-0.9780	0.4512	0.7588	-3.4892	-11.8757	6	اختبار Philips and Perron
0.5203	-0.6469	-	-	-2.9126	-12.0647	5	
-	-	-	-	-1.9465	-12.1116	4	

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج EViews.9

الجدول رقم (3): نتائج اختبار BDS على السلسلة DGPL

BDS Test for DGPL
Date: 05/03/18 Time: 11:16
Sample: 1 60
Included observations: 60

Dimension	BDS Statistic	Std. Error	z-Statistic	Prob.
2	0.064219	0.013055	4.918974	0.0000
3	0.098755	0.021025	4.697035	0.0000
4	0.117591	0.025381	4.633129	0.0000
5	0.129256	0.026824	4.818658	0.0000
6	0.136787	0.026237	5.213577	0.0000
7	0.138923	0.024390	5.695832	0.0000
8	0.136017	0.021873	6.218432	0.0000
9	0.128772	0.019098	6.742517	0.0000
10	0.115842	0.016335	7.091639	0.0000

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج EViews.9

الجدول رقم (4): نتائج المقاضلة بين النماذج المرشحة

معيار المقاضلة	النموذج
13.275	AIC
13.380	BIC
13.316	HQ
	$ARIMA(1,1,0)$ $p = 1, q = 0$
13.178	AIC
13.318	BIC
13.233	HQ
	$ARIMA(1,1,2)$ $p = 1, q = 2$

AIC : Akaike Information Criterion
BIC : Bayesian Information Criterion (Schwarz)
HQ: Hannan-Quinn Criterion

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج EViews.9

الجدول رقم (5): نتائج اختبارات تقدير النموذج ARIMA(1,1,2)

المعالم	ARIMA(1,1,2)
C	(-2.4110) 0.7201
$\hat{\phi}_1$	(-0.6087) 0.0000
$\hat{\theta}_2$	(-0.6523) 0.000
DW	1.8338
R-Squared	0.2748
F-statistic	6.9489
Prob(F-statistic)	0.0004

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج EViews.9

الجدول رقم (6): يبين نتائج اختبار ARCH

ARCH Test:			
F-statistic	11,9904	ProbF(1,1492)	0,0010
Obs*R-squared	10,2285	Prob Chi-Square(1)	0,0014

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج EViews.9

الجدول رقم (7): نتائج اختبارات تقدير النموذج ARIMA(1,1,2)-GARCH(0,1)

Dependent variable: DGPL
Method: ML ARCH - Normal distribution (OPG - BHHH / Marquardt steps)
Date: 07/15/18 Time: 14:10
Sample (adjusted): 1 59
Included observations: 59 after adjustments
Estimation settings: tol= 1.0e-05, derivs=numeric (linear)
MA derivatives use numeric methods
Initial Values: C(1)=-4.59322, C(2)=0.00500, C(3)=0.00500, C(4)=21980.4, C(5)=0.17143
Convergence achieved after 60 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(4) + C(5)*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-2.018382	6.033091	-0.334552	0.7380
AR(1)	-0.501908	0.109348	-4.590020	0.0000
MA(2)	-0.519158	0.108777	-4.772672	0.0000

Variance Equation				
C	2588.165	1672.427	1.547550	0.1217
GARCH(-1)	0.794403	0.114183	6.957311	0.0000

R-squared	0.259446	Mean dependent var	-4.593220
Adjusted R-squared	0.232997	S.D. dependent var	193.0430
S.E. of regression	169.0645	Akaike info criterion	12.80483
Sum squared resid	1600637.	Schwarz criterion	12.98089
Log likelihood	-372.7424	Hannan-Quinn criter.	12.87356
Durbin-Watson stat	2.028975		

Inverted AR Roots	-.50	
Inverted MA Roots	.72	-.72

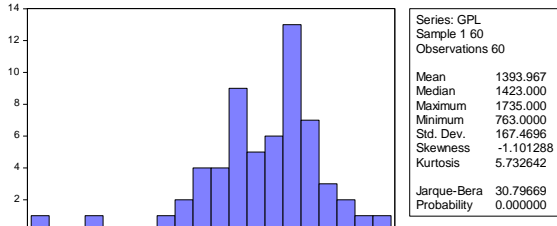
المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج EViews.9

الجدول رقم (8): التنبؤ النقطة لمبيعات GPL

السنة	الشهر	قيم المبيعات المتنبأ بها
2017	جانفي	1428.87
	فبراير	1408.80
	مارس	1399.84
	أفريل	1395.83
	ماي	1394.04
	جوان	1393.24

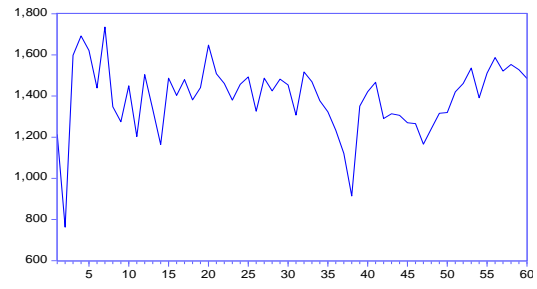
المصدر: المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج GRETL 1.9

الشكل (2) : بعض المؤشرات الوصفية الخاصة بسلسلة مبيعات GPL (الوحدة: طن)



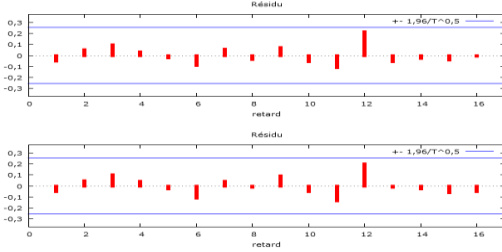
المصدر : المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج EViews.9

الشكل (1) : التمثيل البياني للسلسلة (GPL)



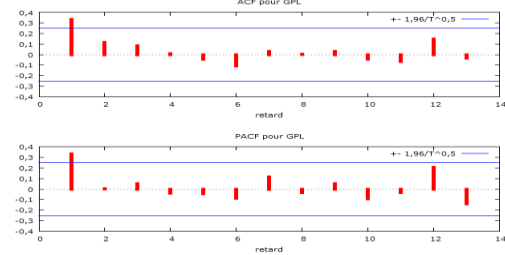
المصدر : المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج EViews.9

الشكل (4) : التمثيل البياني لدالة الارتباط الذاتي والجزئي للسلسلة بواقى تقدير النموذج



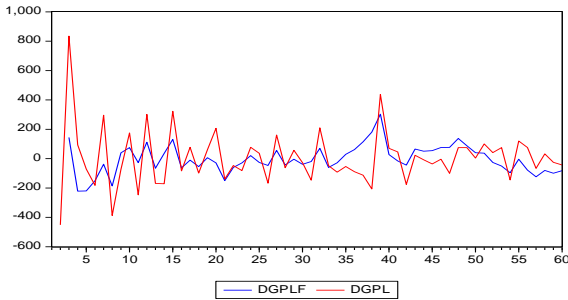
المصدر : المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج GRETL 1.9

الشكل (3) : التمثيل البياني لدالة الارتباط الذاتي والجزئي للسلسلة لمبيعات GPL



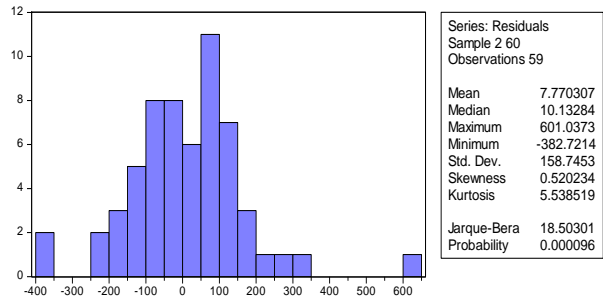
المصدر : المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج GRETL 1.9

الشكل (6) : التمثيل البياني للسلسلة (DGPL) والمقدرة



المصدر : المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج EViews.9

الشكل (5) : نتائج اختبار التوزيع الطبيعي لسلسلة بواقى التقدير



المصدر : المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج EViews.9

- الإحالات والمراجع :

1. عبد القادر محمد عبد القادر عطية (2005)، الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية والتطبيق، الدار الجامعية، الإسكندرية، مصر، ص.654.
2. Regis Bourbonnais (2003), "Econométrie", 5^{ème} édition, Paris, Dunod, P.234.
3. علي بن الضب (2009)، دراسة تأثير الهيكل المالي وسياسة توزيع الأرباح على قيمة المؤسسة الاقتصادية المدرجة بالبورصة، رسالة ماجستير غير منشورة، قسم علوم التسيير، جامعة قاصدي مرباح ورقلة، ص.193.
4. عدنان نقار (2011)، منذر العواد، منهجية Box-Jenkins في تحليل السلاسل الزمنية والتنبؤ، مجلة جامعة دمشق للعلوم الاقتصادية والقانونية، المجلد 27، العدد الثالث.
5. محمد شيخي (2012)، طرق الإقتصاد القياسي محاضرات وتطبيقات، دار الحامد، عمان الأردن، الطبعة الأولى، ص.204.
6. تومي صالح، مدخل لنظرية القياس الاقتصادي، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، الطبعة الثانية، الجزء 2، ص.163.
7. عبد القادر محمد عبد القادر عطية، مرجع سابق، ص.640.

كيفية الإستشهاد بهذا المقال حسب أسلوب APA :

فاتح لقوقي، عبد الحق بوقفة و مايو عبد الله (2018)، دراسة قياسية لمبيعات وقود غاز البترول المميع GPL - دراسة حالة مؤسسة نפטال -، مجلة الباحث، المجلد 18(العدد 01)، الجزائر : جامعة قاصدي مرباح ورقلة، ص.ص 295-305.