



Munich Personal RePEc Archive

# **Analyzing the Cyclical Behavior of Electricity Sales in the Presence of Seasonal Fluctuations Using SARIMA Models**

CHIKHI, Mohamed and Benguesmi, Tarek

University of Ouargla, University of Biskra

20 November 2013

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/84385/>

MPRA Paper No. 84385, posted 06 Feb 2018 18:33 UTC

# تحليل سلوك مبيعات الكهرباء الموجه للقطاع العائلي في ظل وجود التقلبات الموسمية باستخدام نماذج SARIMA

*Analyzing the Cyclical Behavior of Electricity Sales in the  
Presence of Seasonal Fluctuations Using SARIMA Models*

طارق بن قسمي<sup>2</sup>

محمد شيخي<sup>1</sup>

## الملخص :

يهدف هذا المقال إلى تحليل السلوك الدوري لمبيعات الكهرباء ذات التوتر المنخفض الموجه للقطاع العائلي في ظل وجود التقلبات الموسمية خلال الفترة الممتدة من يناير 2006 إلى فبراير 2013 باستخدام نماذج SARIMA في عملية التنبؤ و أظهرت النتائج أن النموذج المقترح يتفوق على نموذج السير العشوائي مما قادنا إلى إثبات قابلية السلسلة للتنبؤ على المدى القصير، كما توصلنا في هذه الدراسة إلى أن هناك أثر التقلبات الشهرية على عملية التنبؤ من جهة وعلى عملية اتخاذ القرار من جهة أخرى. السبب في ذلك يعود إلى احتكار مؤسسة سونلغاز على سوق الكهرباء في الجزائر وغياب الميزة التنافسية.

الكلمات المفتاحية: نماذج SARIMA، مبيعات الكهرباء، نموذج السير العشوائي، التنبؤ.

## Abstract :

*This paper aims to analyze the cyclical behavior of electricity sales (low-tension) oriented housing sector in the presence of seasonal fluctuations from January, 2006 to February, 2013 using the SARIMA models. The forecasting results show that the proposed model has better performance over the random walk model for short horizons and the informational shocks have transitory effects on electricity sales. We find also that the monthly fluctuations affect the forecasting and the decision-making because the SONELGAZ Company monopolizes the electricity market in Algeria and there is no competitive advantage.*

**Keywords:** SARIMA models, Electricity sales, Random walk model, forecast.

<sup>1</sup> أستاذ، كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، جامعة ورقلة، البريد الإلكتروني : [mchikhi00@gmail.com](mailto:mchikhi00@gmail.com)  
<sup>2</sup> ماجستير، كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير، جامعة بسكرة، البريد الإلكتروني : [tarek.benguesmi@gmail.com](mailto:tarek.benguesmi@gmail.com)

## 1. مقدمة

يسعى متخذو القرار دائما إلى الحصول على معلومات إحصائية دقيقة تمكنهم من الاعتماد عليها في اتخاذ قرارات دقيقة. حيث أصبحت بيئة اتخاذ القرارات الإدارية بالغة التعقيد وسريعة التغيير وتتسم بعدم التأكد الذي يكتنف معظم القرارات الإدارية مما يؤدي إلى ارتفاع درجة المخاطرة المصاحبة للنتائج المتوقع تحقيقها. وقد أصبحت هناك ضرورة ملحة لتنمية مهارات المديرين في مختلف المستويات الإدارية بالاتجاهات الإدارية الحديثة والممارسات الإدارية المعتمدة على تملك مهارات علوم الإدارة والأساليب الكمية التي تساعد على الاعتماد على المعلومات الكمية القابلة للقياس المدعمة للحقائق والتي تستفيد من قوة النماذج الإحصائية والرياضية في التحليل دون تمييز شخصي في التوصل إلى القرار الأمثل. يعتبر الطلب على الكهرباء حساس بسبب عدم القدرة على تخزينها، وهذا ما يفرض التنبؤ بمبيعاتها في المدى القصير جدا حتى تتمكن المؤسسة من مجابهة الطلب من جهة وتقليل الفاقد وضياح الطاقة التي تكلف المؤسسة مبالغ ضخمة من جهة أخرى.

إن لمبيعات الكهرباء في الجزائر خصائص إحصائية مهمة يجب أن تؤخذ بعين الاعتبار في مشكل النمذجة تتعلق بوجود التقلبات الموسمية التي لها تأثير مباشر على الخصائص الإحصائية للتنبؤ ومدى قدرة النموذج الذي يفسر الظاهرة على التنبؤ ومن هنا اقتضت الضرورة استعمال نماذج تمكننا من دراسة مدى قابلية مبيعات الكهرباء على التنبؤ. لقد أثبتت الدراسات أن التنبؤ بمتغيرات SONELGAZ لا يكون إلا على المدى القصير ويرتبط ارتباطا قويا بالتغيرات الموسمية لما لها من أهمية في اتخاذ القرارات في المؤسسة نذكر منها دراسة محرمش (2005) ودراسة رحيم (2012). من بين أهم النماذج المستخدمة في عملية التنبؤ نموذج الانحدار الذاتي-المتوسط المتحرك الموسمي الذي يدرس السلوك الدوري لهذه المتغيرات بالأخذ بعين الاعتبار الاتجاه العام العشوائي وحركتي جزء الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك ومعامل التكامل الموسمي..

يهدف هذا المقال إلى تحليل السلوك الدوري لمبيعات الكهرباء ذات التوتر المنخفض الموجه للقطاع العائلي في ظل وجود التقلبات الشهرية ومحاولة تحليل مدى قدرة نموذج SARIMA على التنبؤ واتخاذ القرار. ندرس في المبحث الأول الخصائص الإحصائية لمبيعات الكهرباء نركز فيها على تطبيق مجموعة من الاختبارات المعلمية وغير المعلمية التي تساعدنا على إيجاد السيرة التي تمثل المعطيات أما المبحث الثاني من هذا المقال سنركز على نمذجة المبيعات باستعمال نموذج SARIMA.

## 2. الخصائص الإحصائية للمبيعات الشهرية من الكهرباء الموجهة لقطاع العائلات

إن البيانات التي استخدمت في هذا المقال تشكل سلسلة زمنية شهرية تتكون من 87 مشاهدة تمثل المبيعات الشهرية للكهرباء ذات التوتر المنخفض الموجه لقطاع العائلات الخاصة بمدينة بركة والمقدرة بالكيلووات ساعي والتي أخذت من سجلات الوكالة التجارية بدائرة بركة. والتي تمثل الفترة من ديسمبر 2005 إلى فيفري 2012 بمتوسط قدره 7754269 وقيمة دنيا 3980666 سجلت في سنة 2006 وقيمة قصوى 17096878 في سنة 2012، وتشتمت هذه السلسلة عن متوسطها بأحرف معياري قدره 2612924 وهو ما يعطينا فكرة عن عدم تجانس مستويات السلسلة.

نلاحظ من المنحنى البياني الأول في الشكل 1 وجود اتجاه عام متزايد مع الزمن فضلا عن وجود تذبذبات متمثلة في تقعات وتؤات، وهذه التذبذبات تتكرر بانتظام وبنفس الوتيرة كل سنة مع اختلاف الوتيرة التي تزداد بها من سنة إلى أخرى. هذه التغيرات تشير إلى وجود مركبة اتجاه عام ومركبة موسمية، ففي المنحنى البياني الثاني من نفس الشكل يتضح جليا وجود تغيرات موسمية شهرية بعد القيام بعملية التعديل الموسمي للسلسلة عن طريق تقنية CENSUS X12. يعطي الجدول 1 نتائج اختبارات الجذر الودوي ل Philips-Perron و KPSS و Elliott-Rothenberg-Stock ( Elliott, Philips and Perron 1988, Elliott, Rothenberg and Stock 1992). نلاحظ أن السلسلة قيد الدراسة (ao) تحتوي على جذر وودوي فهي غير مستقرة وسبب عدم الاستقرار وجود اتجاه عام عشوائي مما يستوجب تحويل الظاهرة إلى سلسلة ذات الفروقات من الدرجة الأولى (dao) [أنظر المنحنى الثالث من الشكل 1] وتعتبر هذه الأخيرة مستقرة من حيث الاتجاه العام أي لا تحتوي على جذر وودوي باعتبار أن القيم المحسوبة بالقيمة المطلقة أكبر من القيم الحرجة ل Mackinnon أي نرفض  $H_0$  باستثناء إحصائية KPSS التي تعتبر أصغر من القيمة الحرجة ففي هذه الحالة نقبل فرضية الاستقرار  $H_0$ . يمكن التأكد من ذلك بالتمثيل البياني لدالة الارتباط الذاتي للسلسلة الأصلية (ao) والسلسلة المحولة (dao) (أنظر الشكلين 2 و 3)، حيث نلاحظ أن معاملات الارتباط الذاتي المحسوبة للسلسلة (ao) من أجل الفجوات 1،2،3،6،9،11،12،15،18،21،24 تختلف معنويا عن الصفر خارج مجال الثقة  $\left[ \frac{-1.96}{\sqrt{n}}, \frac{+1.96}{\sqrt{n}} \right]$  وهذا دليل على عدم الاستقرار، أما معاملات الارتباط للسلسلة ذات الفروقات (dao) تختلف أيضا معنويا عن الصفر عند مستوى معنوية 0.05 ولكن عدم الاستقرار ليس ناجما عن وجود اتجاه عام وإنما عن وجود تقلبات موسمية شهرية. يمكن القول أن السلسلة (dao) غير مستقرة من حيث المركبة الموسمية وللتأكد من ذلك أيضا تم استعمال اختبار HEGY (Hylleberg, Engle, Granger and Yoo 1990) على السلسلة ذات الفروقات (dao) والذي تظهر نتائجه في الجدول 2. يعطي هذا الأخير إحصائيات ستيودنت وفيشر التي تعتبر مجملها أكبر من القيم الحرجة ل Franses and Taylor مما يوحي بوجود تقلبات موسمية في السلسلة (dao) وكنتيجة لذلك يتم إزالة المركبة الموسمية بحساب الفروقات من الدرجة  $s = 12$  ونتحصل على سلسلة مستقرة من حيث الاتجاه العام والمركبة الموسمية (sdao) وهذا ما نلاحظه من خلال دالة الارتباط الذاتي للسلسلة الجديدة (أنظر الشكل 4) باعتبار أن معاملات الارتباط الذاتي تقع كلها داخل مجال الثقة أي تساوي معنويا الصفر عند مستوى معنوية 0.05.

كما هو مبين في الجدول 3، هناك دليل على أن السلسلة المستقرة (sdao) ذات توزيع طبيعي حيث أن إحصائية Jarque-Bera أقل تماما من القيمة الحرجة لتوزيع  $\chi^2$  بدرجة حرية 2 عند مستوى معنوية 0.05 (p-Value) الذي يساوي 0.0866 أكبر من 0.05) ومؤشر Skewness الذي يعبر عن مقياس التناظر تقريبا معدوم أي أن التوزيع تقريبا متناظر، فالتناظر قد يكون إشارة إلى خطية السيرورة الممثلة للمبيعات الشهرية من الكهرباء إضافة إلى ذلك، ليس هناك تأثير ARCH على الظاهرة بمعنى آخر التباين الشرطي لسلسلة المبيعات متجانس حيث أن إحصائية ARCH-LM والتي تساوي 0.5568 أقل تماما من القيمة الجدولة لتوزيع  $\chi^2$  بدرجة حرية 1 عند مستوى معنوية 0.05 (p-Value) الذي يساوي 0.4556 أكبر من 0.05). من جهة أخرى، الشكل 5 يظهر تطور الدالة الطيفية للسلسلة المستقرة the periodogram، فمن الواضح أن الذاكرة الطويلة غير موجودة حيث نلاحظ أن الدالة لا تتمركز حول الموجات في محور الفواصل فهي لا تتوول إلى  $\infty$  عندما تتوول الموجة إلى 0. من أجل التأكد من هذه النتيجة قمنا بتقدير شبه معلمي لمعامل الذاكرة الطويلة للسلسلة (sdao) باستعمال نوافذ مختلفة للدالة الطيفية (Geweke, )

Porter and Hudak 1983)، تظهر النتائج في الجدول 4 التي توحي إلى أن معامل التكامل الكسري ليس له معنوية إحصائية عند مستوى دلالة 0.05 وعليه نقبل فرضية الذاكرة القصيرة  $H_0$  وهذا يعني أنه لا يمكن التنبؤ بالمبيعات الشهرية للكهرباء الموجهة للقطاع العائلي على المدى الطويل وحركة المبيعات تظهر كنتيجة لصدمة خارجية عابرة Transitory Exogenous Shocks لأن إحصائيات BDS (أنظر الجدول 5) أكبر تماما من القيمة الجدولة للتوزيع الطبيعي 1.96 عند مستوى معنوية 0.05 (قيم  $p$ - Value أصغر بكثير من 0.05) أي نرفض فرضية السير العشوائي ومن جهة أخرى أظهرت النتائج بنية ارتباط قوية على المدى القصير ومبيعات الكهرباء قابلة للتنبؤ على المدى القصير.

### 3. اقتراح نموذج SARIMA للتنبؤ بمبيعات الكهرباء الموجهة للقطاع العائلي - وكالة بريكة سونلغاز -

على ضوء نتائج الاختبارات المتحصل عليها، تدور نمذجة مبيعات الكهرباء في فلك السيرورات الخطية العشوائية وفي هذا الإطار، نقتح نموذج SARIMA (Box and Jenkins 1976) الذي يمكن التعبير عنه رياضيا كما يلي :

$$\phi(L)\Phi(L^S)\nabla^d\nabla_s^D a o_t = \theta(L)\Theta(L^S)\varepsilon_t$$

مع :

$$\begin{aligned}\Phi(L^S) &= 1 - \phi_1 L^S - \phi_2 L^{2S} - \dots - \phi_p L^{pS} \\ \Theta(L^S) &= 1 - \theta_1 L^S - \theta_2 L^{2S} - \dots - \theta_q L^{qS}\end{aligned}$$

يُمثل  $\nabla_s^D = (1 - L^S)^D$  الفروقات الموسمية من الدرجة  $D$  و  $\nabla^d = (1 - L)^d$  الفروقات المتتالية من الدرجة  $d$  اللذان يستخدمان لتحقيق إستقرارية مبيعات الكهرباء (ao) و  $t = 1, 2, \dots, n$ .

لدينا مجموعة من نماذج SARIMA غير المفروضة بواسطة بعض الأدوات الإحصائية، فالسؤال المطروح أي نموذج نختار في هذه الحالة؟ لتحديد درجة النموذج 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  $\hat{\sigma}^2$  تباين البواقي المحسوب بطريقة المعقولة العظمى أي بقسمة مربعات البواقي على عدد المشاهدات فقط كما أن المقدار  $(p+q)$  هنا يشير إلى عدد معالم النموذج المقدار وليس مجموع درجتي النموذج.

من خلال الجدول 6، نلاحظ أن النموذج الأمثل الذي يعبر أكثر عن تغيرات سلسلة مبيعات الكهرباء الموجهة للقطاع العائلي هو نموذج  $SARIMA(1,1,4)(0,1,0)^{12}$  لأن معايير AIC و Schwarz و HQ تشير إلى أفضلية هذا النموذج باعتبار أن المعايير تأخذ القيمة الصغرى أي في حدها الأدنى. من خلال نتائج التقدير المبينة في الجدول 7، نلاحظ أن للمعلم معنوية إحصائية بنسبة معنوية 0.05 حيث أن قيم ستودنت بالقيمة المطلقة أكبر تماما من القيمة الحرجة للتوزيع الطبيعي 1.96، بمعنى آخر نسب الاحتمال  $p$ -Value أقل تماما من 0.05، إضافة إلى ذلك، للنموذج قدرة تفسيرية عالية جدا وإحصائية مضاعف لاغرانج  $n \times R^2 = 72.204$  أكبر تماما من القيمة المجدولة لتوزيع  $\chi^2$  بدرجة حرية 2 عند مستوى معنوية 0.05.

من خلال الشكل 6 يمكننا ملاحظة شبه المطابقة بين منحنى السلسلة الأصلية (ao) ومنحنى السلسلة المقدرة (aohat)، هذا من شأنه أن يعطينا فكرة عن مدى أهمية تعبير النموذج المقدر  $SARIMA(1,1,4)(0,1,0)^{12}$  إلى بيانات مبيعات الكهرباء. من جهة أخرى، نلاحظ من خلال الشكل 8 أن سلسلة البواقي الممتلئة في الشكل 7 مستقرة حيث أن معاملات الارتباط الذاتي تقع كلها داخل مجال الثقة  $\left[ \frac{-1.96}{\sqrt{n}}, \frac{+1.96}{\sqrt{n}} \right]$  وهذا يعني أن هناك استقلالية تامة بين الأخطاء وهذا ما تؤكدته إحصائية Breusch-Godfrey التي تساوي 4.433 أقل تماما من القيمة الحرجة لتوزيع  $\chi^2$  بدرجة حرية 2 حيث تقبل  $H_0$  فرضية استقلالية الأخطاء، كما أن إحصائيتي Box-Pierce و Ljung-Box الموضحتين في الجدول 8 تساويان على الترتيب 12.57 و 14.27 تبقيان دائما أقل من القيمة المجدولة لتوزيع  $\chi^2$  بدرجة حرية 16. كما أن معاملات الارتباط الذاتي لسلسلة مربعات البواقي المبينة في الشكل 8 تساوي معنويا الصفر (تقع كلها داخل مجال الثقة) حيث تتميز بالاستقرار وهذا يعني أن الأخطاء العشوائية تتميز بتباين شرطي ثابت (متجانس) وهذا ما تؤكدته إحصائية ARCH-LM التي تساوي 1.5459 أقل تماما من القيمة من القيمة المجدولة لتوزيع  $\chi^2$  بدرجة حرية 1 عند مستوى معنوية 0.05. من جهة أخرى، تباين الأخطاء متجانس وفق إحصائية White في الجدول 8 والتي تساوي 0.3374 أقل تماما من قيمة  $\chi^2$  المجدولة بدرجة حرية 4، إلا أن البواقي لا تتوزع توزيعا طبيعيا حيث نرفض فرضية التوزيع الطبيعي  $H_0$  باستعمال Jarque-Bera التي تساوي 10.01 والتي تعتبر أكبر تماما من القيمة المجدولة 5.99 وقيمة  $\chi^2$  الحرجة وهو ما يظهر جليا في الشكل 9 حيث أن دالة الكثافة النظرية لا تنطبق تماما على دالة الكثافة المقدرة بطريقة النواة.

بناء على ما سبق، يمكن التنبؤ بمبيعات الكهرباء انطلاقا من النموذج المقترح. نتائج التنبؤ تظهر في الجدول 9 الذي يعطي التنبؤ النقطي و بعد حساب هذا التنبؤ قمنا ببناء فترات ثقة لهذا الأخير (أنظر أيضا الشكل 11) لكي يكون التحليل دقيقا بغية اتخاذ القرارات الاقتصادية كما قمنا بعملية المقاضلة بين النموذج ونموذج السير العشوائي بتصغير معيار تباين خطأ التنبؤ المعطى بالعلاقة :

$$QME = H^{-1} \sum_{h=1}^H (a\hat{o}_{n-H+h} - ao_{n-H+h})^2$$

حيث  $H$  هو أفق التنبؤ الإجمالي. من الملاحظ من خلال الجدول أن نموذج  $SARIMA(1,1,4)(0,1,0)^{12}$  أفضل من نموذج السير العشوائي باعتبار أن قيم تباين خطأ التنبؤ في النموذج المقترح أصغر من تلك الخاصة بنموذج السير العشوائي، لكن كلما زاد أفق التنبؤ كلما ارتفعت قيمة تباين خطأ التنبؤ والسبب في ذلك يعود إلى أن التنبؤ يعتبر قصير المدى وليس على المدى الطويل، إذن مبيعات الكهرباء ليست قابلة للتنبؤ إلا على المدى القصير وطبيعة الصدمة في هذه الحالة هي صدمة خارجية عابرة ومن خلال

الشكل 10، يمكن القول أن التنبؤ يتبع السلسلة الأصلية مما يؤكد مرة أخرى على الجودة الإحصائية للنموذج المختار و أيضا على قوة التنبؤ.

#### 4. خاتمة

لقد تطرقنا في هذا المقال إلى أهم الاختبارات التي مكنتنا من تحليل السلوك الدوري للمبيعات في ظل وجود التقلبات الشهرية ثم استخدمنا نموذج SARIMA في عملية التنبؤ وبيننا أن هذا الأخير يتفوق على نموذج السير العشوائي مما قادنا إلى إثبات قابلية السلسلة على التنبؤ على المدى القصير. توصلنا في هذه الدراسة أن هناك أثر التقلبات الشهرية على عملية التنبؤ من جهة وعملية اتخاذ القرار من جهة أخرى. السبب في ذلك يعود إلى احتكار مؤسسة سونلغاز على سوق الكهرباء في الجزائر وغياب الميزة التنافسية. إن معظم المتغيرات الاقتصادية في الجزائر تتميز ببنية ارتباط قصير المدى وغياب الصمود طويل المدى بمعنى آخر حركة مبيعات الكهرباء تظهر كنتيجة لصدمة خارجية ليست لا دائمة ولا مستدامة وإنما عابرة طالما فرضية السير العشوائي مرفوضة في كل الحالات.

#### المراجع

باللغة العربية :

1. السعيد هتهات، دراسة اقتصادية وقياسية لظاهرة التضخم في الجزائر، مذكرة لنيل شهادة ماجستير، غير منشورة، جامعة ورقلة، كلية الحقوق والعلوم الاقتصادية، 2006.
2. عبله محرمش، تقدير نموذج للتنبؤ بالمبيعات باستخدام السلاسل الزمنية (نماذج بوكس -جنكينز)-دراسة حالة الشركة الوطنية للكهرباء والغاز-(منطقة ورقلة)، مذكرة لنيل شهادة الماجستير، غير منشورة، جامعة ورقلة، كلية الحقوق والعلوم الاقتصادية، 2006.
3. محمد شيخي، طرق الاقتصاد القياسي : محاضرات وتطبيقات. الطبعة الأولى، دار الحامد للنشر والتوزيع، عمان-الأردن، 2012.

باللغات الأجنبية :

- 1- Akaike, H. (1979), « A Bayesian extension of the minimum AIC procedure », *Biometrika*, Vol. 66.
- 2- Bourbonnais, R. (2003), « Econométrie ». 5<sup>e</sup> édition. Paris, Dunod, 2003.
- 3- Bourbonnais, R et Terraza, M. (1998), « Analyse des séries temporelles en économie ». Paris, PUF.
- 4- Box G.E.P., Jenkins G.M. (1976), “Time series analysis: forecasting and control”, Holdenday.

- 5- Brock, W.A, Dechert, W.D. et Scheinkman, J.A. (1987), "A Test for Independence Based on the Correlation Dimension", Working Paper, University of Wisconsin.
- 6- Brockwell, P.J and Davis, R. (1996), "Introduction to time series and forecasting", Springer-Verlag, 1996.
- 7- Elliott, G., Rothenberg, T. J., & Stock, J. H. (1996), "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root". *Econometrica*, 64, 4, 813-836.
- 8- Engle, R.F. (1982), "Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimate of the variance of U.K. inflation ». *Econometrica*, Vol. 50.
- 9- Geweke, J and Porter-Hudak, S. (1983), "The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models". *Journal of Time Series Analysis*, 4(4), 221-238.
- 10- Gourieroux, C et Monfort, A. (1995), « Séries temporelles et modèles dynamiques, Paris : Economica.
- 11- Hannan, E.J and Quinn, B.G. (1979), "The determination of the order of an autoregression". *Journal of the Royal Statistical Society Series B*, 41,190-195.
- 12- Hylleberg, S ,Engle ,R., Granger ,C.W.J & .Yoo ,B.S. (1990),"Seasonal Integration and Cointegration". *Journal of Econometrics*, 44(1) , 215-238.
- 13- Jarque, C.M. and Bera, A.K. (1980), "Testing the normality assumption in limited dependant. variable models". *International Economic Review*, Vol. 25, n°3.
- 14- Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationary Against the Alternative of a Unit Root: How Sure are we that Economic Time Series have a Unit Root?" . *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- 15- Phillips, P.C.B., & Perron, P. (1988), "Testing for Unit Roots in Time Series Regression", *Biometrika*, 75, 335-346.
- 16- Schwarz, G. (1978), "Estimating the dimension of a model". *Annals of Statistics*, 6, 461-464.

## الملاحق

الجدول 1 : نتائج اختبارات الجذر الودوي لسلسلة المبيعات الشهرية من الكهرباء الموجهة لقطاع العائلات (ao)

نوع الاختبار	السلسلة الأصلية	لسلسلة ذات الفروقات من الدرجة الأولى
Philips-Perron	-0.6449	-30.9343
	(-1.9446)	(-1.9446)
KPSS	0.8792	0.2606
	(0.4630)	(0.4630)



النموذج 1	12.2179 (3.0708)	النموذج 2	1.1905 (3.0736)	Elliott-Rothenberg- Stock
-----------	---------------------	-----------	--------------------	------------------------------

النموذج 1 : نموذج بوجود ثابتة  
النموذج 2 : نموذج بدون ثابتة ولا اتجاه عام

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 10

**الجدول 2** : اختبار الجذر الوحدوي الموسمي بطريقة HEGY للسلسلة ذات الفروقات من الدرجة الأولى للمبيعات الشهرية من الكهرباء الموجهة لقطاع العائلات (dao)

الإحصائيات	النموذج بوجود ثابتة	النموذج مع وجود اتجاه عام تحديدي
$\pi_1$	-2.7203 (-2.82)	-2.7454 (-3.37)
$\pi_2$	-2.7203 (-1.94)	-0.8790 (-1.94)
$F_{34}$	0.5786 (3.07)	0.5747 (3.05)
$F_{56}$	4.5494 (3.05)	4.1504 (3.05)
$F_{78}$	2.2766 (3.09)	1.9403 (3.08)
$F_{910}$	0.7868 (3.09)	0.6951 (3.08)
$F_{1112}$	3.9091 (3.10)	3.8070 (3.09)
$F_{1-12}$	6.3379 (1.89)	6.2793 (1.88)
$F_{2-12}$	4.0683 (2.07)	3.8831 (2.30)

القيم التي بين قوسين هي القيم المرجحة لـ Franses and Taylor

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 10

## الجدول 3 : الخصائص الإحصائية للسلسلة المستقرة (sdao)

إحصائية ARCH-LM	Kurtosis	Skewness	إحصائية Jarque and Bera
0.5568 (0.4556)	4.2597	-0.0058	4.8932 (0.0866)

القيم التي بين قوسين هي قيم  $p$ -Value.

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 10

## الجدول 4 : نتائج اختبار الذاكرة الطويلة للسلسلة المستقرة (sdao)

- تقدير معامل التكامل الكسري  $ARFIMA(0, d, 0)$ 

Ordinates:	Bandwidth						
	GPH	Rectangular	Bartlett	Daniell	Tukey	Parzen	B-priest
$T^{0.8}$	0.329 (0.6728)	0.3103 (0.4219)	0.3330 (1.0624)	0.3905 (0.4721)	0.3332 (0.8276)	0.3342 (0.7639)	0.3361 (1.1083)

القيم التي بين قوسين (.) هي إحصائيات ستودنت

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج GAUSS 5.0

## الجدول 5 : نتائج اختبار الاستقلالية BDS على السلسلة المستقرة للمبيعات

$m$	إحصائيات BDS	$p$ -Value
2	3.000785	0.0027
3	5.358596	0.0000
4	8.805826	0.0000
5	10.61005	0.0000
6	12.89369	0.0000

Embedding Dimension :  $m$ 

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 10

## الجدول 6 : المقارنة بين النماذج المختارة - المفاضلة بين النماذج المرشحة -

معيار المفاضلة	النموذج
30.26*	AIC
30.32*	BIC
30.29*	HQ
30.32	AIC
30.36	BIC
30.34	HQ
30.39	AIC

30.46	BIC	$q = 1, q = 2$
30.42	HQ	
30.27	AIC	
30.34	BIC	$SARIMA(0,1,4)(0,1,0)^{12}$
30.30	HQ	$q = 1, q = 4$

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

القيم الممثلة بالنجمة \* تعبر عن القيم المثلى التي من خلالها تكون هذه المعايير في حدها الأدنى.

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 10

### الجدول 7 : تقدير النموذج الملائم للسلسلة محل الدراسة $SARIMA(1,1,4)(0,1,0)^{12}$

```
Box-Jenkins - Estimation by LSGauss-Newton
Convergence in      8 Iterations. Final criterion was  0.0000000 <=  0.0000100
Dependent Variable AO
Monthly Data From 2007:02 To 2013:02
Usable Observations      73      Degrees of Freedom      71
Centered R**2      0.885274      R Bar **2      0.883658
Uncentered R**2      0.989094      T x R**2      72.204
Mean of Dependent Variable      8119012.0137
Std Error of Dependent Variable 2649624.0593
Standard Error of Estimate      903760.1035
Sum of Squared Residuals      5.79915e+13
Log Likelihood      -1103.71386
Durbin-Watson Statistic      1.995101
Q(18-2)      14.712442
Significance Level of Q      0.54579192
```

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
1. AR{1}	-0.308800767	0.116022157	-2.66157	0.00961206
2. MA{4}	-0.504695644	0.111212876	-4.53810	0.00002257

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج RATS 7.0

### الجدول 8 : اختبارات بواقي تقدير نموذج $SARIMA(1,1,4)(0,1,0)^{12}$

Skewness	Kurtosis	Jarque- إحصائية Bera	ARCH-LM (ARCH(1))	Box- إحصائية Pierce (16 lags)	Ljung- إحصائية Box (16 lags)	إحصائية Breusch- Godfrey	White إحصائية
0.3062	4.7078	10.0120 (0.0067)	1.5459	12.5730 (0.7037)	14.2788 (0.5780)	4.4342 (0.1089)	0.3374 (0.8448)

القيم التي بين قوسين (.) هي قيم p-Value

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج Eviews 10

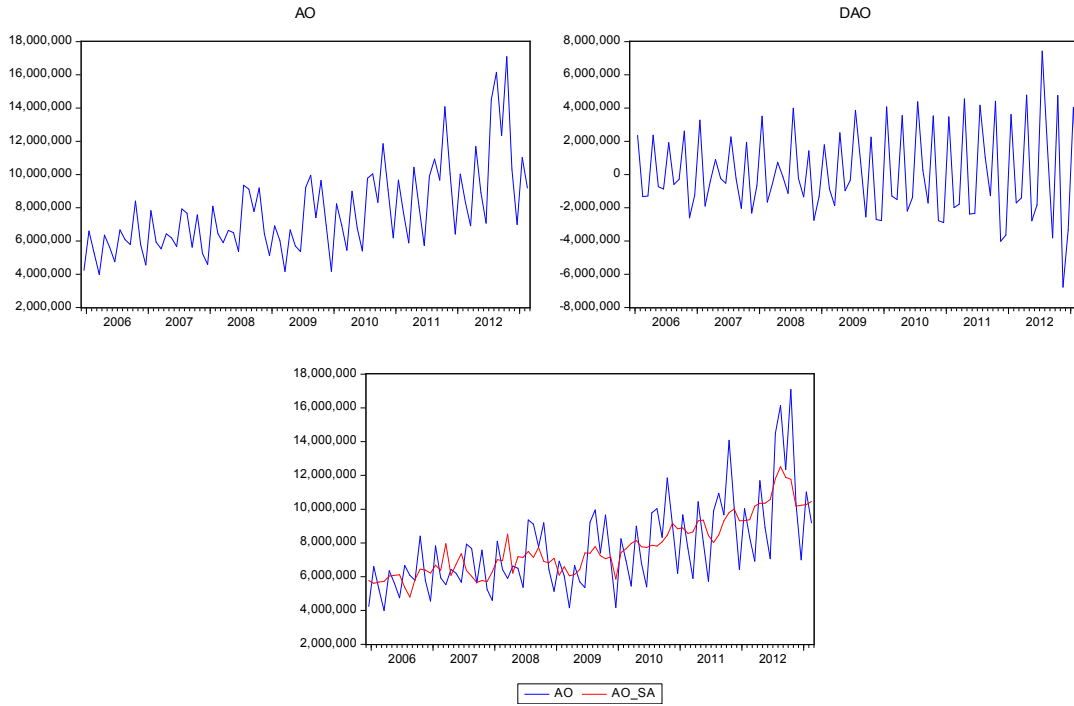
الجدول 9 : التنبؤ بمبيعات الكهرباء الموجهة للقطاع العائلي باستعمال نموذج  $SARIMA(1,1,4)(0,1,0)^{12}$ 

السنة	الأشهر	القيم المتوقعة للمبيعات	$SARIMA(1,1,4)(0,1,0)^{12}$	فترات الثقة للتنبؤ		
				الحد الأصغر	الحد الأكبر	
2013	مارس	8412542	6.1057	6465940	10359144	
	أفريل	13018837	6.1283	10839792	15197882	
	ماي	10346073	6.1902	8127152	12564994	
	جوان	8097016	6.2253	5854324	10339709	
	جويلية	15759835	7.0742	13514896	18004775	
	أوت	17282206	7.1157	15032689	19531724	
	سبتمبر	13546530	7.2007	11297009	15796051	
	أكتوبر	18258210	7.3508	16007130	20509290	
	نوفمبر	11509339	7.3803	9257937	13760741	
	ديسمبر	8164653	7.4288	5912336	10416970	
	2014	جانفي	12203962	7.4593	9951107	14456817
		فبراير	10371607	7.6328	7594278	13148935

العمود 4 و5 يعطي قيم تباين خطأ التنبؤ لكل من النموذج المقترح ونموذج السير العشوائي

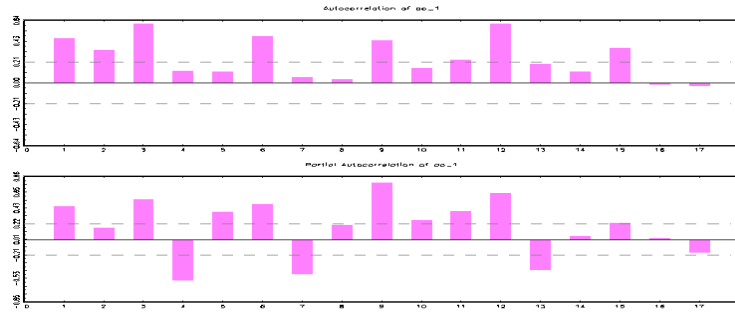
المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على برنامج GRETL 19

الشكل 1 : التمثيل البياني لسلسلة المبيعات الشهرية من الكهرباء الموجهة لقطاع العائلات (الأصلية ao، المصححة من المركبة الموسمية، ذات الفروقات من الدرجة الأولى dao)



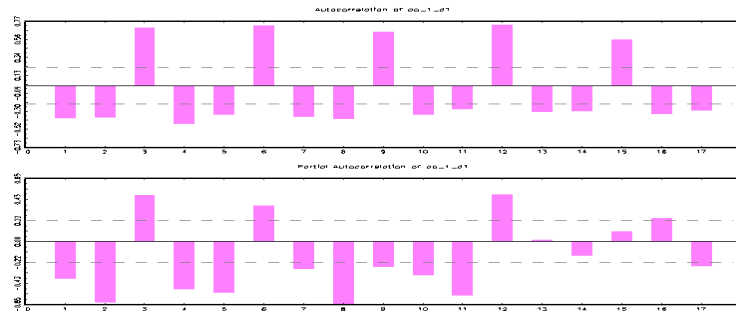
المصدر: مخرجات برنامج Eviews 10

الشكل 2 : التمثيل البياني لدالتي الارتباط الذاتي البسيط والجزئي للسلسلة الأصلية (ao)



المصدر: مخرجات برنامج GRETL 19

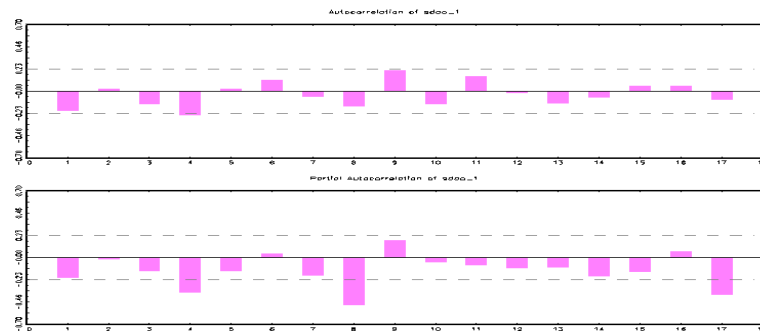
الشكل 3 : التمثيل البياني لدالتي الارتباط الذاتي البسيط والجزئي للسلسلة ذات الفروقات من الدرجة الأولى (dao)



المصدر: مخرجات برنامج GRETL 19

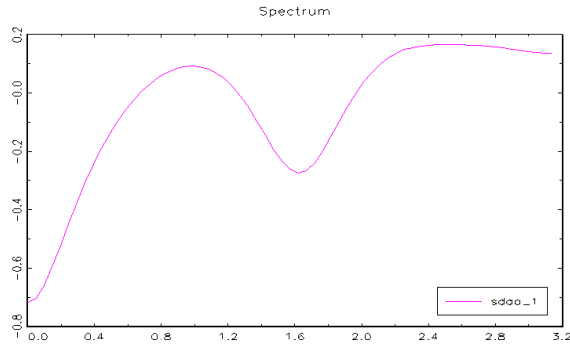
الشكل 4 : التمثيل البياني لدالتي الارتباط الذاتي البسيط والجزئي للسلسلة ذات الفروقات من الدرجة الأولى والفروقات من الدرجة

12 (sdao)



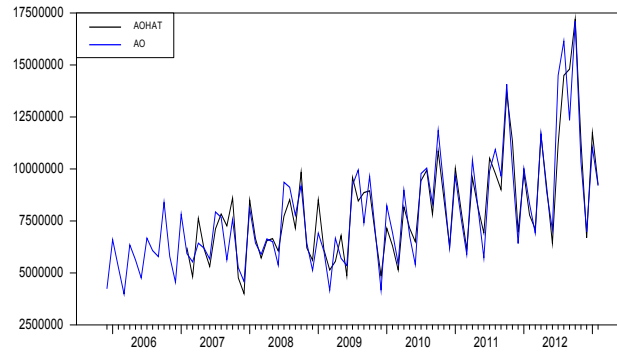
المصدر: مخرجات برنامج GRETL 19

الشكل 5 : التمثيل البياني للدالة الطيفية للسلسلة المستقرة (sdao)

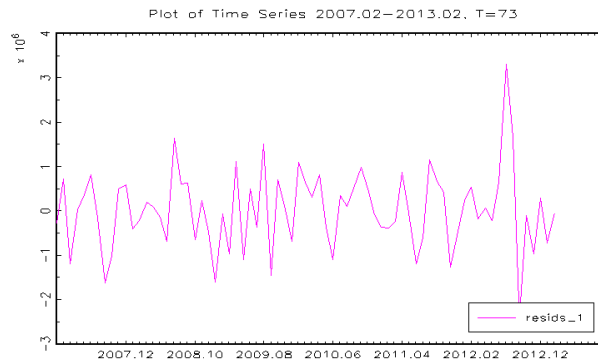


المصدر: مخرجات برنامج GAUSS 5.0

الشكل 6 : التمثيل البياني للسلسلة الأصلية (ao) والسلسلة المقدرة (aohat)

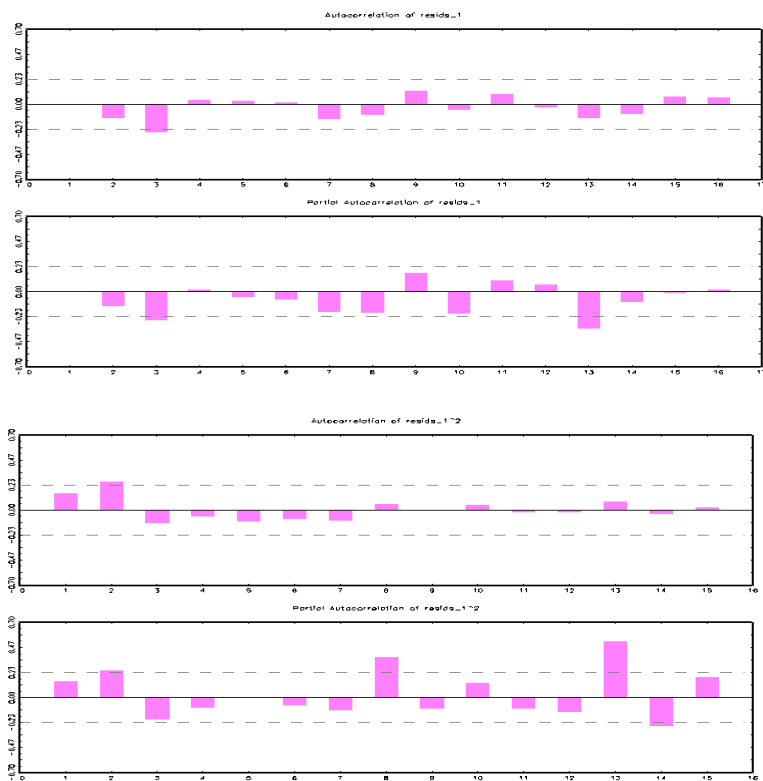


المصدر: مخرجات برنامج GRETL 19

الشكل 7 : التمثيل البياني لسلسلة بواقي النموذج المقدر SARIMA(1,1,4)(0,1,0)<sup>12</sup>

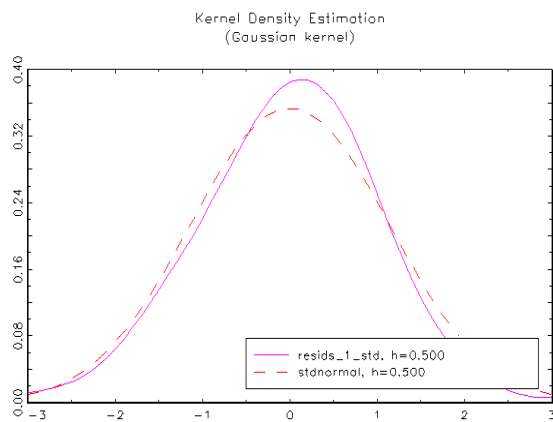
المصدر: مخرجات برنامج GRETL 19

الشكل 8 : التمثيل البياني لدالتي الارتباط الذاتي البسيط والجزئي لسلسلتي البواقي ومربعات البواقي



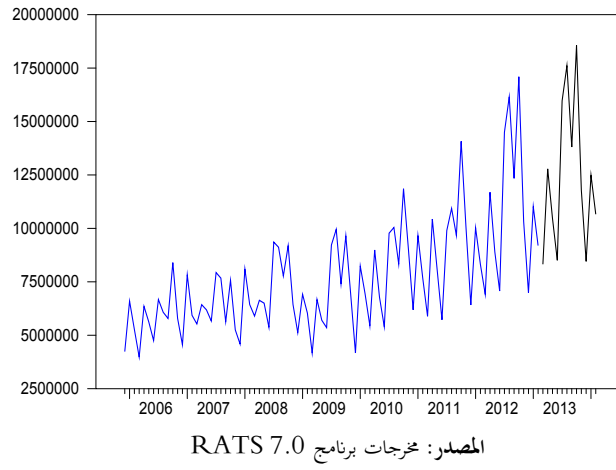
المصدر: مخرجات برنامج GRETL 19

الشكل 9 : التقدير غير المعلمي لدالة الكثافة بطريقة النواة الطبيعية ومقارنتها بدالة كثافة التوزيع الطبيعي لسلسلة البواقي



المصدر: مخرجات برنامج GAUSS 5.0

الشكل 10 : التنبؤ بمبيعات الكهرباء الموجهة للقطاع العائلي



الشكل 11 : بناء مجالات الثقة لمبيعات الكهرباء المتوقعة

