

نمذجة الطلب العائلي على الكهرباء والتنبؤ به في ولاية ورقلة باستخدام منهجية Box-

Jenkins

Modeling and forecasting household demand for electricity in the province of Ouargla using the Box-Jenkins methodology

طالبة دكتوراه/ وفاء قرشي¹ (*)، أ.د. أمينة مخلفي²

¹ جامعة قاصدي مرباح ورقلة (الجزائر)، wafa.korichi@yahoo.com

² جامعة قاصدي مرباح ورقلة (الجزائر)، amekhelfi@gmail.com

تاريخ النشر: 2022-07-24

تاريخ القبول: 2022-06-15

تاريخ الاستلام: 2021-12-17

ملخص: تهدف هذه الدراسة إلى نمذجة الطلب العائلي على الكهرباء في ولاية ورقلة وتقديم نموذج موثوق للتنبؤ به. يركز هذا البحث على النماذج أحادية المتغير للتنبؤ على المدى القصير، لهذا الغرض استخدمنا بيانات السلسلة الزمنية الشهرية للطلب العائلي على الكهرباء في ولاية ورقلة في الفترة الزمنية الممتدة من جانفي 2014 إلى ديسمبر 2019. تم استخدام كذلك التقنيات المختلفة لمراحل منهجية Box-Jenkins: التحديد والتقدير والتشخيص والتنبؤ وذلك بالاستعانة بالبرمجيات الإحصائية Eviews v.12 و Gretel. أظهرت النتائج أن النموذج $SARMA(1,0,5) (0,1,0)^{12}$ هو النموذج الملائم لبيانات هذه السلسلة وفقاً لبعض معايير الدقة الملائمة. كما أظهرت أيضاً الاختبارات التشخيصية أن هذا النموذج مستقر وبالتالي فهو مناسب للتنبؤ. تم تقديم توقعات الاستهلاك العائلي للكهرباء لمدة 24 شهراً في ولاية ورقلة والتي قد تساعد في التخطيط لصيانة ومتابعة نظام إمدادات الكهرباء الحالية في الولاية. علاوة على ذلك، يمكن استخدامه كدعم لتحسين نوعية خدمات الكهرباء في الولاية نظراً لخصوصياتها الجغرافية والمناخية.

الكلمات المفتاحية: التنبؤ بالطلب؛ الاستهلاك العائلي للكهرباء؛ تحليل السلاسل الزمنية؛ منهجية Box-Jenkins؛ نموذج SARMA، ورقلة.

Abstract:

This study aims to model the household demand for electricity in the province of Ouargla and to provide a reliable forecasting model. The focus of this research is on univariate models for short-term forecasting. We used the monthly time series data for household electricity demand in Ouargla for the time period from January 2014 to December 2019. The different techniques of the Box-Jenkins stages were also used: identification, estimation, diagnosis and forecasting with the help of statistical software Eviews v.12 and Gretel. The results showed that the $SARMA(1,0,5) (0,1,0)^{12}$ model is the appropriate model for the data of this series according to some appropriate accuracy criteria. Diagnostic tests have also shown that this model is stable and therefore suitable for prediction. Forecast of household electricity consumption for 24 months in Ouargla State which may assist in planning for maintenance and follow-up of the existing electricity supply system in the State has been presented. Moreover, it can be used as a support to improve the quality of electricity services in the state due to its geographical and climatic specificities.

Keywords: demand forecasting; Household electricity consumption; time series analysis; Box-Jenkins methodology; SARMA model, Ouargla.

JEL code: C22, Q41, Q47

. مقدمة:

تعد الكهرباء واحدة من أكثر أشكال الطاقة أهمية واستخداما، وهي تستخدم على نطاق واسع لأنواع مختلفة من الاحتياجات، بدءاً من الاستخدامات المنزلية إلى الاستخدامات الصناعية، بالإضافة إلى أهميتها كأداة للتقدم التكنولوجي والتنمية الاقتصادية لأي مجتمع (Nyoni, 2019, p. 1). حيث من المتوقع أن يزداد الطلب العالمي على الكهرباء بنسبة 85% في عام 2040 مع ارتفاع مستويات المعيشة، وتوسع الاقتصادات واستمرار الحاجة إلى كهربة المجتمع (Phuangpornpitak & Prommee, 2016, p. 19). وبشكل عام، يعد الطلب على الكهرباء مؤشراً على أداء اقتصاد البلد حيث يتم دمج الطلب على الكهرباء مع جميع مراحل التنمية. لذلك، تعد توقعات الطلب على الكهرباء ضرورية لإدارة نظام الطاقة والجدولة والعمليات وتقييم قدرة الشبكات (Shah, Hasnain, & Sajid, 2020, p. 163). حيث، أصبح التنبؤ باستهلاك الكهرباء أمراً ملحاً ومهماً لأي بلد أو منطقة (Li & Zhang, 2018, p. 1).

الجزائر واحدة من أهم الدول المنتجة للنفط والغاز الطبيعي في إفريقيا. وتعد من أكثر الدول استهلاكاً للطاقة، حيث لا يزال الوقود الأحفوري المصدر الرئيسي للكهرباء في توليد الكهرباء بأكثر من 98.75% في عام 2016 (Bouznit, del P. Pablo- 2016, p. 1). شهد إجمالي الاستهلاك النهائي للطاقة ارتفاعاً بنسبة 32% خلال الفترة الزمنية من 2010 إلى 2014، كما ترتبط الزيادات الرئيسية في استهلاك الطاقة باستخدام الكهرباء في القطاع السكني. حيث تطور الاستهلاك السكني للكهرباء بنسبة 50% خلال هذه الفترة. علاوة على ذلك، تشير التقديرات إلى أن استهلاك الكهرباء سيزيد بأكثر من الضعف بحلول عام 2030 (Bouznit, María, & Sánchez-Braza, 2018, p. 1). في الحقيقة تساهم العديد من العوامل في زيادة فاتورة استهلاك الكهرباء في قطاع السكن الجزائري أهمها نمو عدد السكان وبالتالي زيادة عدد البنايات السكنية بالإضافة إلى زيادة عدد المعدات الكهربائية في كل منزل، كما يساهم الاستخدام المفرط لمكيفات الهواء في فصل الصيف في ارتفاع الطلب على الكهرباء بالمناطق الجنوبية في الجزائر لمواجهة الظروف المناخية القاسية.

وولاية ورقلة واحدة من أكثر ولايات جنوب البلاد التي تشهد استهلاكاً متزايداً للكهرباء خلال فصل الصيف، حيث يصعب على الناس التعامل مع الكثير من التحديات الطبيعية في الولاية وخاصة المناخ القاسي الذي يتميز بارتفاع درجات الحرارة وقلة هطول الأمطار وقلة الرطوبة خاصة في فصل الصيف (BELAHYA, BOUBEKRI, & KRIKER, 2017, p. 3). ووفقاً لبيان المنظمة العالمية للأرصاد الجوية بشأن حالة المناخ العالمي لسنة 2018، سجلت ولاية ورقلة 51.3 درجة مئوية وهي على الأرجح أعلى درجة حرارة سجلت في الجزائر وإفريقيا (OMM, 2019, p. 27). تتسبب موجات الحر الشديدة في الولاية في الاستخدام المفرط لأجهزة التكييف مما يستلزم زيادة الطلب على الكهرباء وبالأخص خلال فترات الذروة. وهذا بدوره أدى إلى عدة انقطاعات متكررة. تسببت في استياء واسع النطاق بين سكان الولاية. لذلك، فإن النمذجة الدقيقة والتنبؤ بالطلب على الكهرباء في ولاية ورقلة أمر مهم وحيوي من أجل القرارات المستقبلية بشأن حجم وموقع المحولات الكهربائية، ويساعد على صيانة أنظمة الطاقة الحالية وتحسين الخدمات المقدمة وتوفير الكهرباء وتجنب ظاهرة الانقطاعات الكهربائية.

تعددت طرق التنبؤ باستخدام السلاسل الزمنية واختلفت من حيث استخدامها، ولعل أبرز الطرق طريقة Box-Jenkins، ومن هذا المنطلق يمكننا طرح الإشكال التالي:

ما مدى فعالية طريقة Box-Jenkins في نمذجة الطلب العائلي على الكهرباء والتنبؤ به في ولاية ورقلة؟

تم تنظيم بقية المقال على النحو التالي يلخص القسم المتبقي من المقدمة أهداف الدراسة بالإضافة إلى بعض الأعمال التي لها علاقة بدراستنا. في القسم الثاني، تم تقديم الطريقة والأدوات القياسية المستخدمة في هذه الدراسة بإيجاز. في القسم الثالث من المقال، تم تقدير عملية التنبؤ بالطلب العائلي الشهري على الكهرباء في الولاية لسنتي 2020 و 2021، بالإضافة إلى تحليل ومناقشة النتائج في القسم 4 من الورقة، وتختتم بخلاصة موجزة وبعض الاستنتاجات.

1.1. أهداف البحث: يهدف هذا البحث أساسا إلى:

- تحليل اتجاهات الطلب الشهري العائلي على الكهرباء في ولاية ورقلة خلال الفترة من 2014 إلى غاية 2019.
- التحقق من القدرة التنبؤية لطريقة Box-Jenkins ومدى دقتها لسلسلة الاستهلاك الشهري للعائلي للكهرباء في ولاية ورقلة.
- تقديم نموذج موثوق للتنبؤ بالطلب العائلي الشهري على الكهرباء خلال سنتي 2020-2021 يُمكن القائمين على مديرية توزيع الكهرباء والغاز بورقلة من تحقيق أهدافها الاقتصادية والاجتماعية وإتاحة الفرصة لها لتحقيق أداء أفضل وتحسين نوعية الخدمات.

1.2. أدبيات الدراسة:

هناك العديد من الدراسات التي بحثت في نمذجة الطلب على الكهرباء والتنبؤ به. كما تعددت باختلاف طرق وأدوات الدراسة، فيما يلي نوجز بعض الدراسات التي قدمت نماذج للتنبؤ بالطلب على الكهرباء والبنزين باستخدام منهجية Box-Jenkins كالاتي:

1.2.1. دراسة هدى بن عبيد، فريد بن ختو بعنوان " دراسة اقتصادية تحليلية للتنبؤ بمبيعات البنزين الممتاز في الجزائر- دراسة حالة مؤسسة NAFTAL حاسي مسعود- مقاطعة الوقود ورقلة "

هدفت هذه الدراسة إلى التنبؤ بمبيعات البنزين الممتاز في المؤسسة الوطنية لتسويق وتوزيع المواد البترولية- Naftal- حاسي مسعود-مقاطعة الوقود - ولاية ورقلة - الجزائر باستخدام منهجية بوكس-جينكيتز، حيث اعتمد الباحثان على بيانات السلسلة الزمنية لمبيعات البنزين الممتاز في الفترة 2006-2016؛ وذلك لتقديم فكرة عن الطلب المستقبلي على منتج البنزين الممتاز واقتراح بعض التوصيات للمسيرين في مؤسسة نפטال حاسي مسعود تساعدهم في عملية التخطيط واتخاذ القرارات المستقبلية. استخدمت الدراسة بعض الاختبارات الإحصائية (PP,ADF) ودالتي الانحدار الذاتي البسيط والجزئي لمعرفة استقراره السلاسل الزمنية، بالاستعانة بالبرمجيات الإحصائية Eviews 0.9 و Gretel 0.2 لتقدير النموذج وذلك من خلال التنبؤ بالمبيعات الشهرية المستقبلية لسنة 2017. أظهرت النتائج أن النموذج الملائم للتنبؤ بمبيعات البترين الممتاز هو النموذج $SARIMA(0,1,1) (0,1,1)^{12}$ وقد أثبت دقته بعد إجراء الاختبارات الإحصائية (t,F,R²) حيث أظهر تقارب بين القيم الفعلية للمبيعات والقيم التي تم التنبؤ بها.

2.2.1. دراسة Viviane Leite Dias de M

بنعنوان " Modeling The Commercial Electricity Demand In Santa Catarina, Using The BOX-JENKINS Methodology "

قامت هذه الدراسة بتقديم تنبؤات عن الطلب التجاري الشهري على الكهرباء في ولاية سانتا كاترينا البرازيلية، ولتحقيق ذلك تم استخدام سلسلة زمنية شهرية للطلب التجاري على الكهرباء في سانتا كاترينا للفترة الممتدة من يناير 2004 إلى ديسمبر 2019. بعد التحليل الاستكشافي القائم على المقاييس الوصفية والرسوم البيانية واختبارات الفرضيات، تم استخدام عدة تقنيات أخرى في المراحل المختلفة لمنهجية Box-Jenkins: التحديد والتقدير والتشخيص والتنبؤ مثل دالتي الارتباط الذاتي البسيط والجزئي، طريقة الاحتمالية القصوى، Ljung-Box، Jarque-Bera، ARCH، RMSE، MAPE و MA. كما أظهرت النتائج أن النموذج $SARIMA (1,1,1) (1,1,1)^{12}$ قدم أفضل أداء وفقاً لمقاييس الدقة ويمكن الاعتماد عليه لتوفير التنبؤ بالطلب على الكهرباء في ولاية سانتا كاترينا؛ مما قد يساعد في تخطيط قطاع الكهرباء. علاوة على ذلك، يمكن استخدامه كدعم لتطوير وتحسين السياسات العامة بالنظر إلى أن هناك الكثير.

3.2.1. دراسة Sami A. S. AL-Farttoosi, Behzad Mansouri بعنوان " Predicting Electricity Consumption in Misan Province of Iraq Using Univariate Time Series Analysis "

قام الباحثان بتطوير نموذج مناسب للتنبؤ على المدى القصير ولمدة 24 شهراً بالطلب الشهري على الكهرباء في محافظة ميسان العراقية، وتم استخدام العديد من النماذج على بيانات السلسلة الزمنية لاستهلاك الكهرباء في ثلاث فئات بما في ذلك طرق

التمهيد الآسية ونماذج Box-Jenkins ونماذج الحالة والفضاء. كما استخداما معايير مختلفة لاختيار النموذج المناسب. تم فحص العشوائية لبقايا النموذج باستخدام معيار Liang-Box وتم حساب معايير معلومات Akaike لكل نموذج. وأظهرت النتائج أن نمذجة Box-Jenkins توفر نتائج أفضل لهذه البيانات.

2. الأدوات والمناهج:

اعتمدت الدراسة على النماذج المستعملة ضمن الأبحاث في عملية التنبؤ بالظواهر الاقتصادية الأكثر استخداما في هذا المجال وهي طريقة Box-Jenkins؛ كما استعانت الدراسة في عملية جمع ومعالجة المعلومات على البرنامج الإحصائي Excel.13؛ واستخدام البرامج الإحصائية Eviews v.12 و Gretl.

وضح العالمان Box George-Jenkins Gwilyn سنة 1970 التطبيق طريقة في كتابهما Time series Analysis Forecasting & control طريقة التطبيق العملي لمعالجة السلاسل الزمنية خاصة المعقدة منها، وفي الحالات التي يكون فيها النموذج الابتدائي غير مطروح مسبقا، حيث تمتاز هذه الطريقة بالدقة. وتعتمد نماذج بوكس جينكيز على دالة الارتباط الذاتي واستخدام مبدأ المتوسطات المتحركة ومبدأ الانحدار الذاتي وتشتت هذه المنهجية استقراره السلسلة، بمعنى أن يكون المتغير التابع له متوسط وتباين ثابتين خلال الفترة الزمنية موضع الدراسة، أما إذا كانت السلسلة غير ساكنة يتعين إجراء التعديلات اللازمة حتى تستقر (دين و زرواط ، 2019، صفحة 94). تتكون نمذجة Box-Jenkins من خمس خطوات، تتمثل الخطوة الأولى في تثبيت البيانات باستخدام تحويلات تثبيت التباين ونهج الاختلاف لتحقيق الاستقرار. الخطوة الثانية هي التعرف على النموذج باستخدام مخططات ACF و PACF. أما الخطوة الثالثة فتتضمن تركيب نموذج ARIMA أو نموذج SARIMA. بينما في الخطوة الرابعة، يتم اختيار النموذج باستخدام معايير مثل Akaike، وفي الخطوة الخامسة، يتم اختبار بقايا النموذج باستخدام اختبارات مثل Ljung-Box لتحديد الخطأ في الموصفات. إذا كان النموذج غير ملائم، فعلى العودة إلى الخطوة الثانية ومحاولة إيجاد نموذج أفضل (AL- Farttoosi & Mansouri, 2019, p. 2903). وفي الآتي شرح لمراحل منهجية Box-Jenkins :

مرحلة التعرف Identification: ويتم خلالها تحليل منحنى السلسلة الزمنية، وكذا منحنى (correlogram) الارتباط الذاتي البسيط (autocorrelation function ACF)، ومنحنى الارتباط الذاتي الجزئي (partial function autocorrelation PACF)، ثم اختبار استقراره السلسلة الزمنية استخدام اختبارات من متنوعة على غرار اختبار ديكي المطور، فيليب بيرون، اختبار (Shin-Schmidt-Kwiatkowski- Phillips). فإذا تبين أن السلسلة الأصلية غير مستقرة فمن الضروري تحويلها بواسطة الفروق إذا كانت من النوع (DS) أو (TS) بفصل الزمن عنها بواسطة طريقة المربعات الصغرى (OLS) (مزواغي و عدالة، 2020، صفحة 208).

مرحلة تقدير معالم النموذج: Estimation: بعد الانتهاء من مرحلة التعرف على نموذج السلسلة الزمنية وذلك بتحديد الرتب p, d, q يتم الانتقال إلى المرحلة الموالية والمتمثلة في تقدير معالم النموذج كما يلي:

- **تقدير معالم نموذج الانحدار الذاتي: AR** في هذا النموذج، وبعد تحديد الدرجة P ، يصبح من السهل تقدير معالمها وذلك باستخدام إحدى الطرق، كالتريقة المربعات الصغرى أو الطريقة الإنحدارية (عتروس و خنشور، 2017، صفحة 64).

- **تقدير معالم نماذج المتوسطات المتحركة والمختلطة:** تعتبر هذه النماذج $MA(q)$ ، $ARMA(p, q)$ أعقد بكثير من حيث التقدير من النماذج الإنحدارية، كونها غير خطية في المعالم من جهة وعدم مشاهدة متغير الأخطاء من ناحية ثانية، وهدف التقدير هنا هو تحديد معالم القسم الإنحداري وقسم المتوسطات المتحركة معا $ARMA(p, q)$ ، أو معالم قسم المتوسطات المتحركة لوحدها في نموذج $MA(q)$ ، ومن بين أهم طرق التقدير نجد طريقة المربعات الصغرى العادية، طريقة المعقولية العظمى

Method Likelihood Maximum Method، طريقة قوس- نيوتن Method Gaus-Newton وغيرها (نبو و بن الدين ، 2020 ، صفحة 159).

مرحلة الفحص التشخيصي Diagnostic: بعد إتمام مرحلتى التعرف والتقدير يتم القيام باختبار صلاحية النموذج وقوته الإحصائية من خلال المراحل التالية:

- اختبار دالة الارتباط الذاتي للسلسلة: نقارن فيها دالة الارتباط الذاتي للسلسلة الأصلية مع تلك المتولدة مع النموذج المقدر، فإذا لوحظ وجود إختلاف جوهري بينهما، فإنه يكون دليلا قطعيا على فشل عملية التحديد، وهذا يستعدي إعادة عملية بناء النموذج وتقديره من جديد، أما إذا تشابهت الدالتان فإننا ننتقل إلى دراسة وتحليل بواقى التقدير مع دالة الارتباط الذاتي للبقاوى (بشيشي ، مجلخ، و بعلي، 2018، صفحة 116).

- تحليل دالة الارتباط الذاتي للبقاوى (هيشر و بدرابي ، 2018، صفحة 160): يجب أن تقع معالم دالة الارتباط الذاتي الكلية والجزئية لهذه البقاوى داخل مجال المعنوية المعبر عنه بخطّين متوازيين، نختبر فرضية العدم التي تنص على أن كل معاملات دالة الارتباط الذاتي للبقاوى معدومة، وذلك بمقارنة Q المحسوبة بالجدولية، حيث:

$$r_t = \frac{\sum(e_t - e_{t-1})}{\sum e_t^2} ، Q = n \sum_{i=1}^k r_i^2$$

- اختبار معنوية المعالم والمعنوية الكلية للنموذج: بعد تقدير معالم النموذج ينبغي التأكد من أنها معالم معرفة ولا يمكنها أن تنعدم، وذلك باستخدام اختبار (ستيودنت) أما فيما يخص اختبار المعنوية الكلية للنموذج ARIMA (q,p) غير متضمنة لثابت نستخدم إحصائية فيشر (مقراني ، 2014، صفحة 88).

مرحلة التنبؤ Prévision: بعد تقدير معامل النموذج ARMA(q,p) أو ARIMA (q,d,p) واختبار الأفضل من بينها، نقوم باستخدام هذا النموذج في عملية التنبؤ، وذلك بإحلال القيم الحالية والماضية للمتغير التابع Y_t والبقاوى كقيم تقديرية لحد الخطأ في الجانب الأيمن من النموذج، وذلك للحصول على القيمة الأولى المتنبأ بها Y_{t+1} ، ويتم التنبؤ تتابعيا أي استخدام القيمة التنبؤية الألى للتنبؤ بالقيمة التنبؤية للفترة التالية وهكذا. وللمقارنة بين النماذج المتنبأ بها يتم استخدام جذر مربع أخطاء التنبؤ RMSE أو متوسط معدل الخطأ المطلق MAPE بين القيم المتوقعة والقيم الحقيقية للسلسلة، حيث يتم إختيار النموذج الذي ينتج أقل مربع أو معدل أخطاء (درويش، 2018، صفحة 157).

عملية التنبؤ تأتي بعد تقدير معامل النموذج ARIMA (p,d,q) واختيار النموذج الملائم، باعتبار أن الهدف من التنبؤ هو استعمال النموذج الحالي والمقدر في فترة زمنية معطاة، من أجل تقدير القيم المستقبلية كسلسلة زمنية تبعا لأصغر خطأ ممكن، لذا نعتبر التنبؤ ذا أصغر متوسط لمربع خطأ التنبؤ تنبؤا أمثل، وما دام خطأ التنبؤ متغيرا عشوائيا، نقوم بتصغير قيمته المستقبلية (بن عزة و أوبختي ، 2019، صفحة 251).

3. مناقشة وتحليل النتائج:

1.3 نتائج الدراسة:

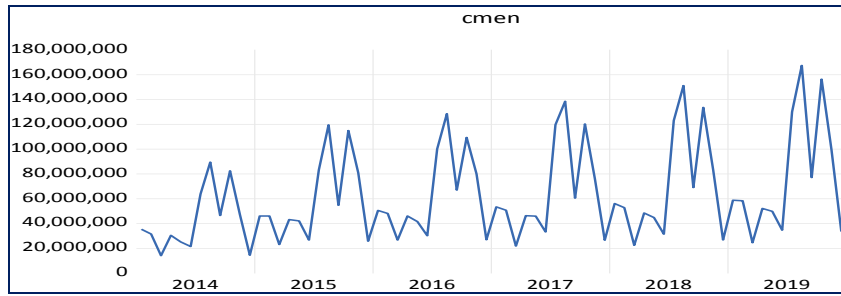
يحتوي هذا القسم على كيفية تطبيق المراحل الأربع لمنهجية Box-Jenkins، وهي التعرف وتقدير النموذج والفحص التشخيصي والتنبؤ للنموذج المطبق على بيانات الاستهلاك العائلي للكهرباء في ولاية ورقلة.

1.1.3 دراسة وصفية لبيانات سلسلة الاستهلاك الشهري للكهرباء (cmen):

تم تقسيم التنبؤ بالحمل الكهربائي إلى ثلاث فئات فيما يتعلق بالمقياس الزمني: المدى القصير الذي يشير عموماً إلى التوقعات من بضع ساعات إلى بضعة أيام قادمة؛ يستخدم المدى المتوسط للتنبؤ بالأسابيع القليلة إلى الأشهر القليلة المقبلة؛ والتنبؤات طويلة الأجل بشكل عام تنبؤات تغطية من بضعة أشهر إلى سنوات قادمة (Shah, Hasnain & Sajid, 2020, p. 163). تركز هذه الدراسة على التنبؤ بالطلب العائلي على الكهرباء على المدى القصير في ولاية ورقلة. حيث يلعب التنبؤ بالطلب

على الكهرباء على المدى القصير دورًا مهمًا في تخطيط نظام الطاقة، بما في ذلك الجدولة الاقتصادية لقدرة التوليد وإدارة نظام الطاقة (Hyojoo & Changwan , 2015, p. 1163). ويستند هذا التنبؤ على مجموعة البيانات التي تشكل سلسلة زمنية شهرية تمثل الاستهلاك الشهري للكهرباء الموجه لقطاع العائلات بولاية ورقلة والمقدرة بالكيلوواط ساعي والتي تم الحصول عليها من مديرية توزيع الكهرباء والغاز بمدينة ورقلة. ونظرا لعدم إمكانية حصولنا على البيانات الشهرية الكافية الخاصة بالاستهلاك العائلي للكهرباء والمتعلقة بسنتي 2020 و 2021؛ اقتصرنا على الفترة الزمنية الممتدة من 2014 إلى غاية 2019 . وكخطوة أولى لتحديد النموذج، تم تمثيل بيانات السلسلة الزمنية للاستهلاك الكهربائي الشهري للقطاع العائلي للفترة الزمنية محل الدراسة والموضحة في الشكل البياني(1).

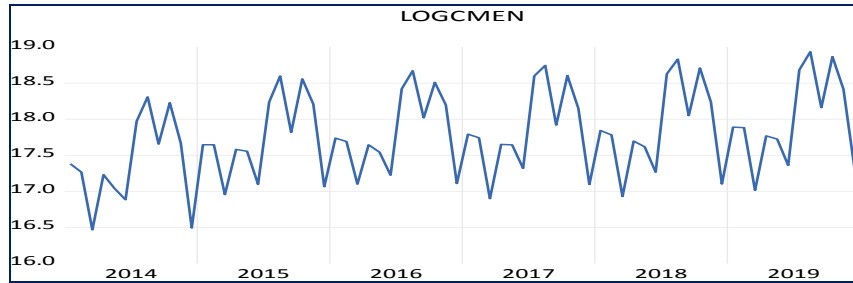
الشكل(1): الاستهلاك العائلي للطاقة الكهربائية في ولاية ورقلة في الفترة (2014-2019)



المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على برنامج (views12)

قصد تقليص حدة اختلاف التباين وتحقيق التجانس في المعطيات بتقليص الفجوة بين القيم الكبيرة والصغيرة، لا بد من ادخال اللوغاريتم على السلسلة cmen والذي يفيدنا أيضا في تحويل السلسلة من النموذج الجدائي الى النموذج التجميعي وبالتالي إمكانية الفصل بين مركبات السلسلة. تمثل السلسلة التي نحن بصدد دراستها الاستهلاك العائلي للطاقة الكهربائية في منطقة ورقلة، والمحددة بـ 72 مشاهدة ممتدة من جانفي 2014 إلى ديسمبر 2019 بمتوسط قدره 17.731 وقيمة دنيا 16.466 سجلت في سنة 2014 وقيمة قصوى 18.936 في سنة 2019 ونشئت هذه السلسلة عن متوسطها بانحراف معياري قدره 17.782 كما هو موضح في الجدول (2)، حيث أصبح التباين ثابتاً ولكن يمكن رؤية الاتجاه والموسمية. وتندرج هذه العملية ضمن التعرف على الخصائص الأولية للسلسلة الزمنية محل الدراسة والمتمثلة في السلسلة (LOGCMEN)، كما هو موضح في الشكل البياني التالي:

الشكل (2): التحول اللوغاريتمي الطبيعي لبيانات الاستهلاك الشهري للكهرباء



المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على برنامج (views12)

من خلال الشكل (2)، نلاحظ تزايد مستمر للاستهلاك العائلي للكهرباء في ولاية ورقلة خلال الفترة (2014-2019)؛ والذي أخذ ميلا موجبا عرف أعلى مستوياته في السنوات الأخيرة؛ وهذا راجع لعدة أسباب من بينها إلى التوسع العمراني وزيادة عدد السكان وبالتالي إرتفاع عدد الزبائن مشتركري الجهد المنخفض الموجه للقطاع العائلي، حيث وصل عددهم إلى 616258 مشترك في شهر ديسمبر سنة 2019 مقارنة بـ 391559 مشترك في شهر ديسمبر سنة 2014، حسب بيانات مديرية توزيع الكهرباء والغاز بولاية ورقلة. بالإضافة إلى زيادة في مشاريع إنجاز المجمعات السكنية وإيصال الكهرباء إلى معظم المناطق في الولاية.

بالإضافة إلى وجود تذبذبات متمثلة في تقعات وتنوعات، وهذه التذبذبات تتكرر بانتظام وبنفس التوقيت من كل سنة مع اختلاف الوتيرة التي تزداد بها من سنة لأخرى وبالتحديد في شهر (جويلية، أوت وسبتمبر)؛ ويرجع ذلك إلى أن السلسلة المدروسة تخص ولاية ورقلة والتي تتميز بارتفاع شديد لدرجة الحرارة صيفا وهذا ما يفسر ارتفاع الطلب على الكهرباء خلال أشهر فصل الصيف نتيجة الاستخدام المكثف لأجهزة التبريد لمجابهة درجات الحرارة في فصل الصيف، حيث تشير هذه التغيرات إلى وجود مركبة اتجاه عام ومركبة موسمية أي أن السلسلة (LOGCMEN) غير مستقرة.

2.1.3. دراسة استقراريه السلسلة الزمنية (LOGCMEN) والأدوات المستخدمة في ذلك:

من أجل دراسة استقراريه السلسلة الزمنية LOGCMEN نتبع الخطوات التالية:

• دالتي الارتباط الذاتي والجزئي للسلسلة LOGCMEN

إن عدم استقراريه السلاسل الزمنية في كثير من الأحيان يكون نتيجة لوجود جذر الوحدة، لذلك يتطلب استخدام اختبارات جذر الوحدة (tests root unit). حيث يهدف اختبار جذر الوحدة إلى فحص خواص السلاسل الزمنية للمتغيرات قيد الدراسة والتأكد من مدى استقرارها وتحديد رتبة تكامل كل متغير على حدى وكذلك تحديد رتبة الفروقات التي يحتاجها. يلاحظ من خلال الشكل (3) لدالة الارتباط الذاتي البسيط والجزئي للسلسلة LOGCMEN من أجل 30 فجوة زمنية أن معظم معاملات الارتباط تقع خارج مجال الثقة $\left[\frac{-1.96}{\sqrt{T}}, \frac{+1.96}{\sqrt{T}} \right]$ ، أي تختلف معنوياً عن الصفر عند مستوى معنوية 5% وعلية السلسلة غير مستقرة من حيث مركبة الاتجاه العام أو الموسمية.

الشكل (3): دالتي الارتباط الذاتي البسيط والجزئي للسلسلة LOGCMEN

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.321	0.321	7.7127	0.005	
2	0.095	-0.009	8.3959	0.015	
3	0.399	0.413	20.659	0.000	
4	-0.331	-0.780	29.246	0.000	
5	-0.435	0.234	44.291	0.000	
6	0.079	0.104	44.798	0.000	
7	-0.397	-0.272	57.693	0.000	
8	-0.304	0.095	65.369	0.000	
9	0.360	0.240	76.339	0.000	
10	0.047	0.266	76.531	0.000	
11	0.204	0.275	80.182	0.000	
12	0.747	0.026	129.69	0.000	
13	0.211	0.013	133.69	0.000	
14	0.027	-0.173	133.76	0.000	
15	0.279	-0.023	141.04	0.000	
16	-0.317	0.055	150.62	0.000	
17	-0.411	-0.026	167.03	0.000	
18	-0.005	-0.121	167.03	0.000	
19	-0.363	-0.115	181.78	0.000	
20	-0.293	0.022	190.59	0.000	
21	0.241	-0.011	196.64	0.000	
22	0.012	0.036	196.65	0.000	
23	0.154	0.032	199.22	0.000	
24	0.576	-0.041	236.07	0.000	
25	0.144	-0.042	238.43	0.000	
26	0.004	-0.042	238.43	0.000	
27	0.201	0.131	243.20	0.000	
28	-0.271	0.043	252.12	0.000	
29	-0.340	-0.047	266.44	0.000	
30	-0.028	-0.048	266.54	0.000	

المصدر: مخرجات برنامج (eviews12)

وللتأكد من ذلك نستعين بالاختبارات الإحصائية والتحقق من إمكانية وجود جذر وحدوي في السلسلة قيد الدراسة كما يلي:

• اختبار الجذر الوحدوي PP, ADF

يقوم اختبار ديكي فولر المطور Augmented Fuller and Dickey 1981، إذا كانت قيمة t الجدولية تتجاوز قيمة (ADF) فإنها تكون معنوية إحصائياً وعليه ترفض فرضية العدم بوجود جذر الوحدة أي أن السلسلة الزمنية مستقرة وإذا كانت أقل من القيمة الجدولية فإنه لا يمكن رفض فرضية العدم أي أن السلسلة الزمنية غير مستقرة ومن ثم نقوم باختبار سكون الفرق الأول للسلسلة وإذا كانت غير مستقرة نكرر الاختبار للفرق من درجة أعلى وهكذا (خزعل رشاد، 2011، صفحة 274).

وبالنسبة لاختبار Perron-Phillips فيعتمد تقديره على نفس نماذج ADF، إلا أنه يختلف عن هذا الأخير في أنه يأخذ بعين الاعتبار الأخطاء ذات التباين غير المتجانس، وذلك عن طريق عملية تصحيح غير معلمية لإحصاءات DF، وقبل هذا يتعين تحديد عدد فترات الإبطاء المحسوبة بدلالة عدد المشاهدات (سلامي و شيخي، 2013، صفحة 124).

الجدول (3): نتائج اختبارات الجذر الوحدوي ADF و PP لسلسلة (LOGCMEN)

UNIT ROOT TEST		t	Prob	Critical Values	
		Statistic			
Augmented Dickey- Fuller test	Constant	-	0.0000	1%	-3.544063
		5.457730		5%	-2.910860
				10%	-2.593090
	Constant, linear Trend	-	0.0006	1%	-4.118444
		5.035719		5%	-3.486509
				10%	-3.171541
Phillips- Perron test	Constant	-	0.0000	1%	-3.525618
		5.848131		5%	-2.902953
				10%	-2.588902
	Constant, linear Trend	-	0.0000	1%	-4.092547
		6.241591		5%	-3.474363
				10%	-3.164499

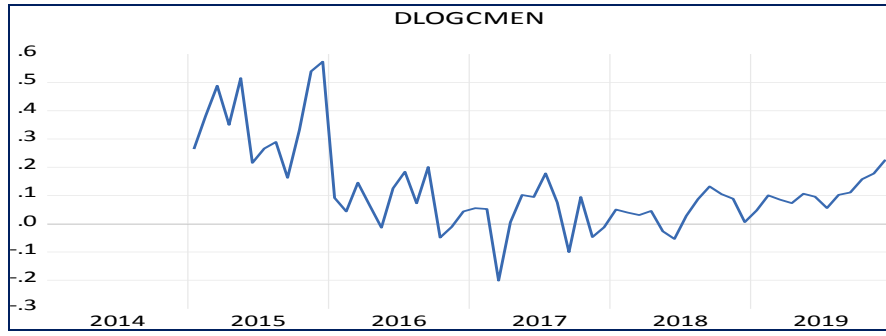
المصدر: من إعداد الباحثتان بالاعتماد على برنامج (eviews, v.12)

تشير نتائج اختبارات الجذر الوحدوي PP و ADF الملخصة في الجدول (3) الى سكون السلسلة الزمنية LOGCMEN في المستوى، حيث أن القيم المحسوبة بالقيمة المطلقة بالنسبة للسلسلة LOGCMEN أكبر تماما من القيم الحرجة ل Mackinnon على مستوى النموذجين سواء بوجود ثابت أو ثابت واتجاه عام وذلك في كل من اختبائي ADF و PP، وما يعزز هذه النتيجة هو قيم الاحتمال الحرج الأقل من 5%، وهذا يقود إلى أن السلسلة مستقرة من حيث مركبة الاتجاه العام مع احتمال وجود جذر وحدوي موسمي كما يظهر في دالة الارتباط الذاتي من الشكل (3) وللتحقق من ذلك نجري اختبار HEGY للكشف عن الموسمية.

• اختبار الجذر الوحدوي الموسمي HEGY Test :

نلاحظ في الجدول (4) والذي يمثل اختبار الجذر الوحدوي الموسمي HEGY Test أن السلسلة LOGCMEN تحتوي على جذر وحدوي موسمي باعتبار القيمة الإحصائية المحسوبة الموافقة لجميع الترددات الموسمية المقدر بـ 1.63 أقل من القيم الحرجة 7.38, 7.36, 7.37 عند مستوى الدلالة 5%، وعليه السلسلة LOGCMEN غير مستقرة من حيث المركبة الموسمية، ولتحقيق الاستقرار في السلسلة تم ادخال الفروقات من الدرجة 12 لإزالة الموسمية حيث تعطي نتائج الاختبار في الجدول (5) الذي يظهر انعدام المركبة الموسمية حيث أن القيمة الإحصائية المحسوبة المقدر بـ 12.41 فهي أكبر من القيم الحرجة 7.38, 7.36, 7.37 عند مستوى الدلالة 5%، ومن هذا المنطلق يمكن القول أن السلسلة المصححة DLOGCMEN خالية من الاتجاه العام والموسمية والشكل التالي يظهر مدى انخفاض التذبذبات الموسمية.

الشكل (4): المنحنى البياني للسلسلة الخالية من المركبة الموسمية



المصدر: مخرجات برنامج (eviews,v.12)

• اختبار الاستقلالية BDS

طور Scheinkman & Dechert, Brock سنة 1987 اختبار غير معلمي يعتمد على الارتباط، حيث يختبر فرضية العدم التي تفترض أن السلسلة مستقرة ومتماثلة التوزيع ضد فرضية بديلة (وجود ارتباط خطي أو غير خطي)، كما يتيح اختبار الاستقلالية غير الخطية لسلسلة لأنه لا يتأثر بالارتباط الخطي للبيانات (رزق الله و براهمي ، 2020 ، صفحة 374).

الجدول(6): نتائج اختبار BDS للسلسلة (DLOGCMEN)

Dimension	BDS Statistic	Std. Error	z-Statistic	Prob.
2	0.093030	0.013652	6.814517	0.0000
3	0.174009	0.022052	7.890881	0.0000
4	0.228025	0.026703	8.539390	0.0000
5	0.257674	0.028310	9.101932	0.0000
6	0.271171	0.027777	9.762292	0.0000

Raw epsilon	0.196906			
Pairs within epsilon	2552.000	V-Statistic	0.708889	
Triples within epsilon	119870.0	V-Statistic	0.554954	

Dimension	C(m,n)	c(m,n)	C(1,n-(m-1))	c(1,n-(m-1))	c(1,n-(m-1))^k
2	1005.000	0.587376	1203.000	0.703098	0.494346
3	853.0000	0.516031	1156.000	0.699335	0.342023
4	736.0000	0.461153	1109.000	0.694862	0.233128
5	637.0000	0.413636	1062.000	0.689610	0.155962
6	555.0000	0.373737	1016.000	0.684175	0.102566

المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على برنامج (eviews,v.12)

وبناءً على نتائج اختبار BDS للسلسلة DLOGCMEN الموضحة في الجدول(6) يمكن ملاحظة أن القيمة الإحصائية المحسوبة من أجل كل بعد $m \geq 2$ أكبر تماما من القيمة الحرجة للتوزيع الطبيعي 1.96 عند مستوى معنوية 5% وعليه يمكن رفض فرضية السير العشوائي أي توجد بنية ارتباط خطية او غير خطية بين المشاهدات على المدى القصير كما أن حركة استهلاك الكهرباء تظهر كنتيجة لصدمة خارجية عابرة.

1-3- اقتراح نموذج للتنبؤ بسلسلة الاستهلاك العائلي للكهرباء DLOGCMEN

مرحلة التعرف على النموذج:

وهي المرحلة التي يتم من خلالها تحديد رتبة النماذج MA و SAR,AR و SMA التي يمكن أن تخضع لها السلسلة الزمنية المستقرة، بالاعتماد على دالتي الارتباط الذاتي البسيط والجزئي للسلسلة المستقرة DLOGCMEN . ووفقا لهذا تكون الصيغة الرياضية للنماذج الأربعة المقترحة للسلسلة المستقرة DLOGCMEN من الشكل:

مرحلة التقدير: نقوم باختبار النموذج الأمثل من بين النماذج المرشحة، وهذا استنادا للنموذج الذي يعطي أقل توفيق بين المعيارين

Bayesian information criterion (BIC) و Akaike information criterion (AIC) .

الجدول(7): قيم معايير المفاضلة بين النماذج المرشحة

Hannan-Quinn	Schwarz	Akaike	المعايير / النموذج
-1.383710	-1.319954	-1.424671	SARMA(1,0,0) (0,1,0) ¹²
-1.216518	-1.152761	-1.257478	SARMA(0,0,1) (0,1,0) ¹²
-1.285379	-1.179119	-1.353647	SARMA(0,0,3) (0,1,0) ¹²
-1.392306	-1.286045	-1.46.574	SARMA(1,0,5) (0,1,0) ¹²

المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على برنامج (eviews,v.12)

يلخص الجدول(7) نتائج المفاضلة بين النماذج المختارة حيث يقع الاختيار على النموذج SARMA(1,0,5)(0,1,0)¹²، لأن معياري Akaike و Schwarz يشيران إلى أفضلية هذا النموذج باعتبار أن المعيارين يأخذان أصغر قيمة عند المفاضلة وكذلك جودة احصائية ديرين - واتسون.

• النموذج الأمثل:

يمثل الجدول(8) نتائج النموذج SARMA(1,0,5) (0,1,0)¹² للسلسلة DLOGCMEN .

الجدول(8): تقدير النموذج SARMA(1,0,5) (0,1,0)¹²

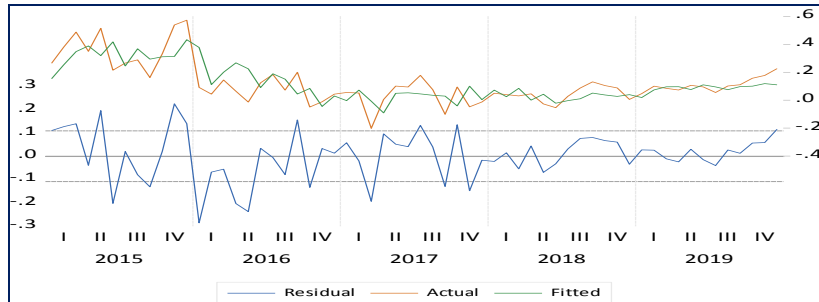
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.981464	0.021075	46.57094	0.0000
MA(1)	-0.451255	0.116361	-3.878054	0.0003
MA(2)	-0.432238	0.142099	-3.041810	0.0036
MA(5)	0.320050	0.119092	2.687409	0.0095
SIGMASQ	0.010898	0.002012	5.415961	0.0000
R-squared	0.522743	Mean dependent var	0.124029	
Adjusted R-squared	0.488033	S.D. dependent var	0.152389	
S.E. of regression	0.109037	Akaike info criterion	-1.460574	
Sum squared resid	0.653900	Schwarz criterion	-1.286045	
Log likelihood	48.81721	Hannan-Quinn criter.	-1.392306	
Durbin-Watson stat	1.966870			
Inverted AR Roots	.98			
Inverted MA Roots	.84-.32i -.81	.84+.32i	-21-.67i	-21+.67i

المصدر: مخرجات برنامج (eviews,v.12)

• مقارنة بين السلسلتين الأصلية والمقدرة لاستهلاك الكهرباء:

نلاحظ من خلال الشكل (5) شبه تطابق بين المنحنيين: منحنى السلسلة الأصلية Actual ومنحنى السلسلة المقدرة Fitted، هذا من شأنه أن يعطينا فكرة عن مدى أهمية تعبير النموذج SARMA(1,0,5)(0,1,0)¹² المقدر.

الشكل (5): المقارنة بين السلسلة الاصلية والمقدرة

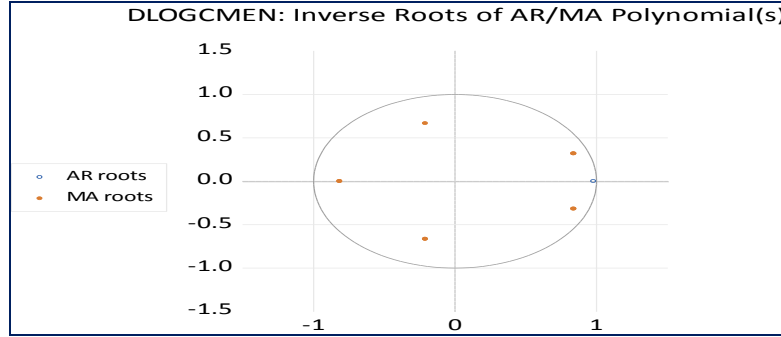


المصدر: مخرجات برنامج (eviews,v.12)

• جذور كثير الحدود المميز:

كما يمكن التأكد من استقراره النمذج المقدر من خلال مقلوب جذور كثير الحدود المميز للنموذج SARMA(1,0,5)¹² حيث يلاحظ من الشكل (6) أن جذور النموذج تقع كلها داخل الدائرة الأحادية وعليه النموذج المقدر مستقر. إذن يمكننا أن نستنتج أن نموذج المختار مناسب بالفعل للتنبؤ بالطلب العائلي على الكهرباء في ولاية ورقلة.

الشكل (6): نتائج جذور كثير المميز للنموذج SARMA(1,0,5) (0,1,0)¹²



المصدر: مخرجات برنامج (eviews,v.12)

- مرحلة تشخيص بواقي تقدير النموذج المختار:

يتم اختبار النموذج المختار إحصائياً من خلال اختبار استقرار واستقلالية بواقي التقدير وكذا اختبار التوزيع الطبيعي لسلسلة بواقي التقدير.

• اختبار استقلالية بواقي التقدير:

والذي يتم من خلال التمثيل البياني لدالتي الارتباط الذاتي والجزئي لسلسلة بواقي التقدير الموضح في الشكل (7).

الشكل (7): يمثل دالتي الارتباط الذاتي لسلسلة بواقي ومربعات بواقي التقدير

Date: 09/20/21 Time: 00:13 Sample (adjusted): 2015M01 2019M12 Q-statistic probabilities adjusted for 4 ARMA terms						
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.003	-0.003	0.0005	
		2	0.037	0.037	0.0886	
		3	0.070	0.070	0.4056	
		4	-0.034	-0.035	0.4838	
		5	-0.218	-0.226	3.7106	0.054
		6	-0.035	-0.043	3.7962	0.150
		7	0.122	0.155	4.8364	0.184
		8	-0.078	-0.040	5.2667	0.261
		9	0.139	0.119	6.6696	0.245
		10	0.113	0.054	7.6190	0.267
		11	-0.032	-0.051	7.6953	0.360
		12	-0.266	-0.270	13.189	0.106
		13	0.097	0.090	13.915	0.125
		14	-0.047	0.048	14.093	0.169
		15	-0.222	-0.162	18.175	0.078
		16	0.033	-0.049	18.268	0.108
		17	-0.088	-0.193	18.945	0.125
		18	0.016	0.066	18.967	0.166
		19	0.085	0.172	19.621	0.187
		20	0.109	0.007	20.558	0.196
		21	-0.034	-0.006	20.667	0.242
		22	-0.009	-0.051	20.674	0.296
		23	-0.010	-0.086	20.684	0.354
		24	-0.054	0.024	20.983	0.398
		25	-0.064	0.068	21.423	0.433
		26	0.073	0.107	22.012	0.459
		27	0.023	-0.109	22.073	0.516
		28	-0.019	-0.113	22.114	0.572

المصدر: مخرجات برنامج (eviews,v.12)

يلاحظ من الشكل أعلاه أن سلسلة بواقي النموذج المقدر مستقرة، باعتبار أن جميع معاملات الارتباط تقع داخل مجال

الثقة $\left[\frac{-1.96}{\sqrt{T}}, \frac{+1.96}{\sqrt{T}} \right]$ من أجل فجوة زمنية تساوي 28 أي تساوي معنويا الصفر، وبالتالي عدم وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء.

• إختبار استقراريه بواقى التقدير:

نلاحظ من خلال التمثيل البياني لدالة الارتباط الذاتي والجزئي لسلسلة مربعات البواقى الممثلة في الشكل (8) أن جل أو معظم معاملات الارتباط الذاتي تقع داخل مجال الثقة، وحيث أن قيمة PROB الموافقة لإحصائية Q-STAT من أجل الفجوة الزمنية K=28 فهي أكبر من مستوى الدلالة 5% وهذا يعني أن سلسلة البواقى تتميز بتباين شرطي ثابت.

الشكل(8): يمثل دالتي الارتباط الذاتي لسلسلة بواقى ومربعات بواقى التقدير

Date: 09/20/21 Time: 00:22		Sample (adjusted): 2015M01 2019M12		Included observations: 60 after adjustments		
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.180	0.180	2.0393	0.153
		2	0.100	0.070	2.6828	0.261
		3	0.094	0.068	3.2646	0.353
		4	0.329	0.309	10.471	0.033
		5	0.212	0.121	13.522	0.019
		6	0.202	0.134	16.326	0.012
		7	0.089	0.008	16.887	0.018
		8	0.198	0.083	19.696	0.012
		9	-0.066	-0.240	20.011	0.018
		10	0.177	0.100	22.349	0.013
		11	0.230	0.156	26.382	0.006
		12	0.020	-0.167	26.414	0.009
		13	-0.097	-0.077	27.156	0.012
		14	0.169	0.178	29.462	0.009
		15	0.028	-0.151	29.528	0.014
		16	0.093	0.039	30.267	0.017
		17	-0.015	0.088	30.286	0.024
		18	0.078	-0.055	30.818	0.030
		19	-0.053	-0.118	31.075	0.040
		20	-0.034	0.055	31.183	0.053
		21	-0.001	-0.062	31.183	0.071
		22	0.100	-0.055	32.164	0.075
		23	-0.088	0.105	32.934	0.082
		24	-0.063	-0.081	33.344	0.097
		25	-0.084	-0.162	34.094	0.106
		26	-0.090	-0.022	34.971	0.112
		27	-0.100	-0.028	36.102	0.113
		28	-0.022	-0.082	36.159	0.139

المصدر: مخرجات برنامج (eviews,v.12)

• اختبار أثر ARCH

للتحقق من ثبات تباين الأخطاء تم استخدام اختبار (ARCH)

الجدول(9): يمثل دالتي الارتباط الذاتي لسلسلة بواقى ومربعات بواقى التقدير

Heteroskedasticity Test: ARCH				
F-statistic	1.906172	Prob. F(1,57)	0.1728	
Obs*R-squared	1.909208	Prob. Chi-Square(1)	0.1671	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 09/20/21 Time: 00:34				
Sample (adjusted): 2015M02 2019M12				
Included observations: 59 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.008923	0.002572	3.468910	0.0010
RESID^2(-1)	0.179916	0.130313	1.380642	0.1728
R-squared	0.032359	Mean dependent var	0.010876	
Adjusted R-squared	0.015383	S.D. dependent var	0.016632	
S.E. of regression	0.016503	Akaike info criterion	-5.337203	
Sum squared resid	0.015524	Schwarz criterion	-5.266778	
Log likelihood	159.4475	Hannan-Quinn criter.	-5.309712	
F-statistic	1.906172	Durbin-Watson stat	2.023359	
Prob(F-statistic)	0.172779			

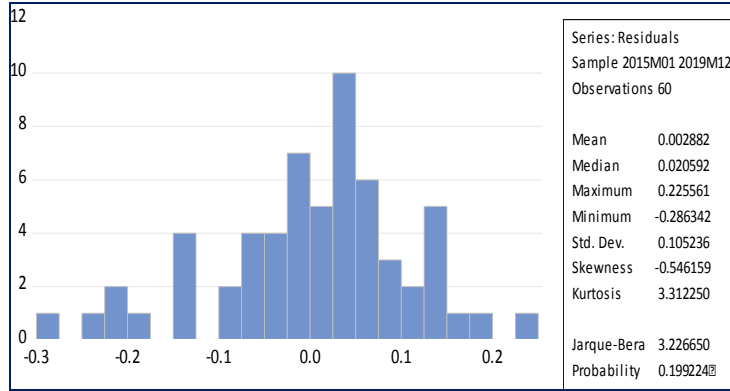
المصدر: مخرجات برنامج (eviews,v.12)

يلاحظ من خلال الجدول رقم (9) أن التباين الشرطي للأخطاء ثابت ويتجلى ذلك من خلال القيم الاحتمالية الموافقة لإحصائية F و Obs*R-squared فهي أكبر من مستوى المعنوية 5% .

• اختبار التوزيع الطبيعي لسلسلة البواقى:

للكشف عن مدى إتباع سلسلة البواقى للتوزيع الطبيعي نستخدم اختبار (Jarque-Bera) وذلك بالاستعانة ببرنامج Eviews، وذلك انطلاقاً من قيمة معامل اختباري Skewness و Kurtosis (شيخي، 2011، صفحة 220).

الشكل (9): المقارنة بين السلسلة الاصلية والمقدرة



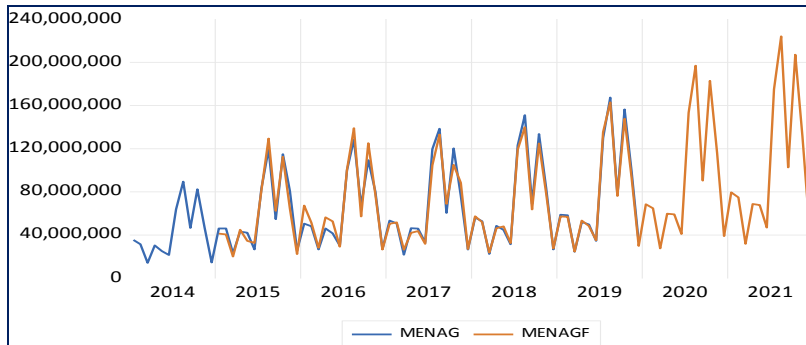
المصدر: مخرجات برنامج (eviews,v.12)

يلاحظ من خلال الشكل (9) أن فرضية التوزيع الطبيعي للبواقي محققة حيث القيمة الاحتمالية الموافقة لإحصائية Jarque-Bera والمساوية الى 0.199224 فهي أكبر من مستوى المعنوية 5% وعلية بواقي النموذج المقدر تتبع التوزيع الطبيعي. من خلال ما سبق يتضح أن النموذج المختار مقبول إحصائيا وبالتالي فإنه يمكن الاعتماد عليه للتنبؤ.

مرحلة التنبؤ بالنموذج المقدر $SARMA(1,0,5) (0,1,0)^{12}$

بعد اجتياز النموذج المقدر للاختبارات السابقة وإثبات صلاحيته للتنبؤ، يمكننا عندئذ التنبؤ به لسنتين التي تلي فترة الدراسة، وبالاستعانة بالبرنامج الإحصائي GRETEL تمكنا من التنبؤ بالاستهلاك العائلي للطاقة الكهربائية في ولاية ورقلة لسنتي 2020-2021. يمثل الجدول رقم (10) نتائج التنبؤ، ونلاحظ أن أقل قيمة ممكنة لاستهلاك الكهرباء لسنة 2020 كانت في شهر مارس حيث قدرت بـ 27630892,55 كيلوات/ساعة أما أعلى كمية فكانت في شهر أوت و قدرت بـ 224134079,5 كيلوات/ساعة سنة 2021.

الشكل (10): المقارنة بين السلسلة الاصلية والمقدرة



المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على مخرجات (GRETEL)

كما نلاحظ من خلال الشكل أعلاه أن القيم المتوقعة تتبع مسار السلسلة الأصلية مما يؤكد الدقة والجودة الإحصائية للنموذج المختار وأيضا قوة التنبؤ. وهذا يعني أن التنبؤ المتحصل عليه يمكن استخدامه في اتخاذ القرار. وبناء على ذلك نفسر هذا التنبؤ اقتصاديا على أنه يوحى إلى الزيادة في استهلاك الطاقة الكهربائية سنتي 2020-2021 الموجهة إلى القطاع العائلي في ولاية ورقلة.

4. تحليل ومناقشة النتائج:

ركزت هذه الدراسة على البيانات السابقة للاستهلاك الشهري العائلي للكهرباء باستخدام السلاسل الزمنية أحادية المتغير من خلال منهجية بوكس-جينكيز لبناء نموذج التنبؤ. ومن خلال تقدير نموذج للتنبؤ بالطلب على الكهرباء اعتمادا على منهجية بوكس - جينكيز توصلت الدراسة إلى النتائج التالية:

- ✓ بتحليل السلسلة الزمنية الشهرية التي تظهر تطور استهلاك الكهرباء في القطاع العائلي في ولاية ورقلة بينت الاختبارات الإحصائية لدالة الارتباط الذاتي البسيط والجزئي واختبارات الجذر الوحدوي لكل من ADF و PP أن السلسلة LOGCMEN مستقرة من حيث مركبة الاتجاه العام مع احتمال احتوائها على المركبة الفصلية (الموسمية)، استقرت السلسلة DLOGCMEN بعد أخذ الفروقات من الدرجة الثانية عشر لتصحيح المركبة الموسمية باستخدام اختبار HEGY .
 - ✓ السلسلة DLOGCMEN تتميز بارتباط قوي لأنه من أجل $m=2, \dots, 6$ فإن إحصائية BDS أكبر تماما من $Z=1.96$ عند مستوى معنوية 5%.
 - ✓ بعد استقرار السلسلة DLOGCMEN وعن طريق الاختبارات الإحصائية تم إختيار النموذج الأكثر ملاءمة للسلسلة وهو النموذج $SARMA(1,0,5) (0,1,0)^{12}$.
 - ✓ تظهر فعالية النموذج المختار إحصائيا من خلال معنوية المعلمات المقدر الكلية والجزئية للنموذج المقدر وذلك باستخدام معامل R^2 التحديد واختبار فيشر وستودنت بالإضافة إلى تحليل دالة الارتباط الذاتي للبقايا واختبار التوزيع الطبيعي للبقايا عند مستوى معنوية 5%.
 - ✓ قيمة معامل التحديد R^2 في النموذج المقدر لاستهلاك الكهرباء نسبتها غير مرتفعة وهي 48%؛
 - ✓ لا يوجد ارتباط ذاتي بين الأخطاء وهذا ما أثبتته إحصائية Durbin-Watson للنموذج المقدر لاستهلاك الكهرباء حيث قدرت بـ 1.96 أي تقع ضمن مجال الثقة؛
 - ✓ القيمة الاحتمالية لإحصائية فيشر أكبر تماما من مستوى المعنوية 5% أي أن اختلاف التباين للسلسلة DLOGCMEN ثابت؛
 - ✓ معاملات التوزيع الطبيعي لسلسلة البقايا للسلسلة محل الدراسة تتوزع طبيعيا وهذا راجع لكون إحصائية (Juarque-bera) أقل من القيمة المجدولة لتوزيع كاي تربيع عند درجة حرية 2.
 - ✓ كل من سلسلة البقايا وسلسلة مربعات البقايا مستقرة، أي هناك استقلالية تامة بين الأخطاء.
 - ✓ من خلال هذه النتائج وبالاعتماد على مخرجات البرنامج الإحصائي GRETEL تحصلنا على كمية الطلب الشهري للكهرباء في القطاع العائلي لولاية ورقلة لـ 24 شهرا من 2020/01/01 الى غاية 2021/12/31، حيث أكدت لنا قيم السلسلة المقدر أنها تتبع مسار السلسلة الأصلية، وبالتالي أثبتت الجودة الإحصائية للنموذج المختار وكذا قوة التنبؤ، وبالتالي فإن نتائج التنبؤ قدمت لنا صورة مستقبلية حول الاتجاه المتصاعد للطلب العائلي على الكهرباء في الولاية.
- وفيما يلي بعض الأسباب الرئيسية وراء احتمال إستمرار زيادة الطلب العائلي على الكهرباء في ورقلة خلال سنتي 2020 و2021:
- ❖ استمرار موجات الحر القياسية التي تشهدها الولاية من كل سنة شهري جويلية وأوت في فصل الصيف نظرا لطبيعة المناخ القاسية للمنطقة بالإضافة إلى ظاهرة تغير المناخ.
 - ❖ زيادة النمو السكاني والتوسع العمراني في الولاية الشيء الذي أدى إلى ارتفاع عدد المشتركين في القطاع العائلي.
 - ❖ الاستخدام الواسع للأجهزة والإضاءة غير الموفرة للطاقة، على سبيل المثال، مصابيح LED تستهلك ما يصل إلى 90% من الكهرباء أقل مقارنة بالمصابيح المتوهجة.
 - ❖ كما يمكن القول إن سكان الولاية يغيرون أنماط وعادات استهلاك الكهرباء، في ظل توفر مختلف المعدات المنزلية التي تسهل النشاطات اليومية وتوفر الراحة.

5. خاتمة:

يعتبر تطوير دراسات نمذجة الطلب على الكهرباء في منطقة ما والتنبؤ به مورداً مهماً للغاية في إدارة مواردها المختلفة لضمان توفير الطاقة اللازمة لتنميتها. قامت هذه الدراسة بتحليل السلسلة الزمنية للاستهلاك العائلي الشهري للكهرباء في ولاية ورقلة من 2014 إلى 2019. أظهرت البيانات بوضوح نمطاً موسميّاً منتظماً واتجاهاً متزايداً طيلة فترة الدراسة. بالنسبة لهذه السلسلة الزمنية استخدمت منهجية Box-Jenkins لتوقع الطلب على الكهرباء في الولاية لمدة 24 شهراً قادمة. قمنا بمقارنة أفضل النماذج المختارة باستخدام معياري Akaike و Schwarz والنموذج الأفضل الذي يمتلك أقل قيمة عند المفاضلة. يعتبر النموذج $SARMA(1,0,5) (0,1,0)^{12}$ هو النموذج الأنسب للتنبؤ بالطلب على الكهرباء على المدى القصير في ولاية ورقلة. ونظراً لتفوق هذا النموذج على النماذج الأخرى، تم استخدامه للتنبؤ باستهلاك الكهرباء الشهري لسنتي 2020 و2021. وكانت النتائج المتوقعة كالتالي: بلغ استهلاك الكهرباء المتوقع لشهر (أوت) 2021 حوالي 224134079,5 كيلوواط بارتفاع 33% عن شهر (أوت) 2019 (167386730 كيلوواط). وفيما يتعلق بهذا، توصي الدراسة بشكل أساسي بضرورة أن تكون الجهات المسؤولة مستعدة لتوفير هذه الكمية من الطاقة؛ من أجل القدرة على تلبية الطلب المتزايد على الكهرباء بشكل مناسب وتجنب انقطاع التيار الكهربائي وتدمير الساكنين من خدمات مديرية توزيع الكهرباء والغاز في الولاية خاصة في فصل الصيف.

قائمة المراجع:

- 1- Thabani NYONI, MODELING AND FORECASTING DEMAND FOR ELECTRICITY IN ZIMBABWE USING THE BOX-JENKINS ARIMA TECHNIQUE, Munich Personal RePEc Archive, N. 96903, 2019.
- 2-N. Phuangpornpitak and W. Prommee, A Study of Load Demand Forecasting Models in Electric Power System Operation and Planning, GMSARN International Journal, n.10, 2016.
- 3-Ismail Shah, Hasnain Iftikhar, Sajid Ali, Modeling and Forecasting Medium-Term Electricity Consumption Using Component Estimation Technique, Forecasting. 2, 2020.
- 4- Kai Li, Tao Zhang, Forecasting Electricity Consumption Using an Improved Grey Prediction Model, Information, n. 9, 2018.
- 5- Mohammed Bouznit, María del P. Pablo-Romero, Antonio Sánchez-Braza, Measures to Promote Renewable Energy for Electricity Generation in Algeria, Sustainability.12, 2020.
- 6- Mohammed Bouznit, María P. Pablo-Romero, Antonio Sánchez-Braza, Residential Electricity Consumption and Economic Growth in Algeria, Energies. 11, 2018.
- 7- Hocine BELAHYA, Abdelghani BOUBEKRI, Abdelouahed KRIKER, A Fast Evaluation Method for Energy Building Consumption Based on the Design of Experiments, 2nd International Conference on Green Energy Technology (ICGET), Earth and Environmental Science 83, 18-20 July 2017, SAPIENZA University of Rome, Italy.
- 8- Organisation météorologique mondiale, Déclaration de l'OMM sur l'état du climat mondial en 2018, OMM-N° 1233, 2019.
- 9-دين مختاري، زرواط فاطم الزهراء(2019)، التنبؤ بالطاقة الكهربائية المنتجة عن طريق الطاقة الشمسية في الجزائر باستخدام منهجية بوكس جينكيز، المجلة الجزائرية للعلوم والسياسات الاقتصادية، المجلد(10).
- 10- Sami A. S. AL- Farttoosi, Behzad Mansouri, Predicting Electricity Consumption in Misan Province of Iraq Using Univariate Time Series Analysis, Opcion Año 35, n. 89, 2019.
- 11-مزواغي، جيلالي(2020)، التنبؤ بالطلب السياحي الأجنبي بإستعمال منهجية بوكس-جينكيز، مجلة الاقتصاد الجديد، المجلد 11، العدد 2.
- 12-سهيلة عتروس، جمال خنشور(2017)، نمذجة السلسلة الزمنية لأسعار أسهم مصرف الراجحي باستخدام منهجية-Jenkins Box، مجلة العلوم الإنسانية، المجلد17، العدد 2.

- 13- نيو مجيد، بن الدين امحمد(2020)، التنبؤ بالمبيعات باستخدام منهجية بوكس-جينكينز (Jenkins-Box) في المؤسسات الخدمية-دراسة حالة الشركة الجزائرية للتأمينات - CAAT وكالة أدرار، مجلة مجاميع المعرفة، المجلد:06، عدد: 01.
- 14- بشيشي وليد، سليم مجلح، حمزة بعلي(2018)، استخدام نماذج ARIMA للتنبؤ بسعر صرف الدولار مقابل الدينار الجزائري، الجزائرية للتنمية الاقتصادية، المجلد 2، العدد 5.
- 15- هيشر أحمد تيجاني، بدروي يحي(2018)، تطبيق منهجية بوكس جينكينز لنمذجة مؤشر المبيعات، مجلة التنمية الاقتصادية، العدد(6).
- 16- مقراني أحلام(2014)، دور استخدام منهجية Jenkins-Box للتنبؤ في تخطيط المبيعات دراسة حالة مؤسسة SAFLAIT بقسنطينة، رسالة ماجستير، علوم تسيير، جامعة محمد خيضر-بسكرة-، الجزائر.
- 17- مروان درويش، استخدام منهجية بوكس - جينكينز للتنبؤ بالتدفقات النقدية في البنوك الفلسطينية: دراسة حالة بنك فلسطين، مجلة جامعة القدس المفتوحة للبحوث الإدارية والاقتصادية، العدد3، 2018.
- 18- بن عزة محمد، أوبختي نصيرة(2019)، التنبؤ بالطلب العائلي على الطاقة الكهربائية في الجزائر إلى غاية 2025 باستعمال منهجية بوكس جنكينز، مجلة الاستراتيجية والتنمية، المجلد(9)، العدد 3.
- 19- Ismail Shah, Hasnain Iftikhar, Sajid Ali, Modeling and Forecasting Medium-Term Electricity Consumption Using Component Estimation Technique, Forecasting, n. 2, 2020.
- 20- Hyojoo Son , Changwan Kim, Forecasting Short-term Electricity Demand in Residential Sector Based on Support Vector Regression and Fuzzy-rough Feature Selection with Particle Swarm Optimization, Procedia Engineering. 118, 2015.
- 21- ندوى خزعل رشاد، 2011، استخدام اختبار كرا نجر في تحليل السلاسل الزمنية المستقرة، المجلة العراقية للعلوم الإحصائية، العدد(19).
- 22- أحمد سلامي، محمد شيخي، اختبار العلاقة السببية والتكامل المشترك بين الادخار والاستثمار في الاقتصاد الجزائري خلال الفترة (1970.2011)، مجلة الباحث، العدد 13، 2013.
- 23- رزق الله نرجس، براهمي زرزور(2020)، إختبار كفاءة سوق مالي ناشئ عند المستوى الضعيف: دراسة بورصة عمان، مجلة الاقتصاد الجديد، المجلد11، العدد2.
- 24- شيخي محمد، 2011، طرق الاقتصاد القياسي محاضرات وتطبيقات، الجزائر.

ملاحق:

الجدول(1): الاستهلاك العائلي للكهرباء في ولاية ورقلة(بالكيلوواط/ساعة) للفترة 2014-2019

2015		2014	
فيفري	جانفي	فيفري	جانفي
46086319,9	46090117,9	31486191,5	35375117,1
أفريل	مارس	أفريل	مارس
43157802,7	23061758,5	30404593,4	14155061,1
جوان	ماي	جوان	ماي
26655367,7	42118746,3	21486473,6	25154043,6
أوت	جويلية	أوت	جويلية
63803480	83262650,1	89481840,3	63803480
أكتوبر	سبتمبر	أكتوبر	سبتمبر
114898549,6	54737939,9	82439157,2	46516182,3
ديسمبر	نوفمبر	ديسمبر	نوفمبر

25764512,3	80858201,1	14520962,8	47144652
2017		2016	
فيفري	جانفي	فيفري	جانفي
50726379	53385457	48148666,1	50512798,5
أفريل	مارس	أفريل	مارس
46289522,18	21804226	46039374	26664928
جوان	ماي	جوان	ماي
33204387,34	45998928,32	30208713	41550128
أوت	جويلية	أوت	جويلية
138555305	119606513	128511909	100096432
أكتوبر	سبتمبر	أكتوبر	سبتمبر
120263760	60508548,66	109412447	66907800
ديسمبر	نوفمبر	ديسمبر	نوفمبر
26574730,15	76284621	26908415,5	79964675
2019		2018	
فيفري	جانفي	فيفري	جانفي
58364245	58830336	52786230	56128644
أفريل	مارس	أفريل	مارس
52116943	24495580	48448087	22489492
جوان	ماي	جوان	ماي
34627839	49824565	31475820,33	44795467
أوت	جويلية	أوت	جويلية
167386730	130036489	151141720	123020040
أكتوبر	سبتمبر	أكتوبر	سبتمبر
156360945	77114465	133566020	69036152
ديسمبر	نوفمبر	ديسمبر	نوفمبر
33531294	99518970,32	26733056	83325882

المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد على بيانات سونلغاز ورقلة

الجدول(2): إحصائيات وصفية للسلسلة LOGCMEN

Maximum	Minimum	Median	Mean
18.936	16.466	17.731	17.782
Ex. kurtosis	Skewness	C.V.	Std. Dev.
-0.77295	0.038249	0.034054	0.60554
Missing obs.	IQ range	95% Perc.	5% Perc.
0	0.95668	18.777	16.892

المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد مخرجات برنامج (GRETEL)

الجدول رقم(5): نتائج إختبار HEGY بعد ادخال الفروقات الموسمية

Seasonal Unit Root Test for LOGCMEN				
Method: Traditional HEGY				
Null hypothesis: Unit root at specified frequency				
Periodicity (Seasons): 12				
Non-Seasonal Deterministics: None				
Seasonal Deterministics: None				
Lag Selection: 11 (Automatic AIC, maxlags=12)				
Sample Size: 49				
		Significance Level		
	Test Stat	1%	5%	10%
Frequency 0	-1.522611	-2.53	-1.88	-1.59
n=40		-2.57	-1.92	-1.60
n=49*		-2.55	-1.90	-1.59
Frequency 2PI/12 and 22PI/12	0.676831	30.65	7.98	3.65
n=40		30.93	7.99	3.73
n=49*		30.78	7.98	3.69
Frequency 4PI/12 and 20PI/12	0.433400	30.65	7.98	3.66
n=40		30.93	7.99	3.73
n=49*		30.78	7.98	3.69
Frequency 6PI/12 and 18PI/12	0.582525	30.65	7.98	3.66
n=40		30.93	7.99	3.73
n=49*		30.78	7.98	3.69
Frequency 8PI/12 and 16PI/12	0.295971	30.65	7.98	3.66
n=40		30.93	7.99	3.73
n=49*		30.78	7.98	3.69
Frequency 10PI/12 and 14PI/12	4.690645	30.65	7.98	3.66
n=40		30.93	7.99	3.73
n=49*		30.78	7.98	3.69
Frequency PI	-0.991803	-2.53	-1.88	-1.59
n=40		-2.57	-1.92	-1.60
n=49*		-2.55	-1.90	-1.59
All seasonal frequencies	1.638300	28.09	7.38	3.43
n=40		28.13	7.38	3.49
n=49*		28.11	7.37	3.45
All frequencies	1.769182	25.99	6.89	3.23
n=40		26.05	6.87	3.26
n=49*		25.99	6.88	3.23
*Note: Obtained using linear interpolation.				
Dependent Variable: LOGCMEN-LOGCMEN(-12)				
Method: Least Squares				
Date: 09/19/21 Time: 00:23				
Sample (adjusted): 2019M12 2019M12				
Included observations: 49 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
OMEGA(0)	0.000131	8.58E-05	1.622611	0.1399
OMEGA(2PI/12)	-0.009342	0.005191	-1.308442	0.2032
OMEGA(4PI/12)	-0.003248	0.005188	-0.203307	0.8405
OMEGA(6PI/12)	-0.013431	0.005190	-0.837443	0.4100
OMEGA(8PI/12)	0.005190	0.015919	0.325901	0.7470
OMEGA(10PI/12)	-0.048915	0.059411	-0.827443	0.4100
OMEGA(12PI/12)	-0.039987	0.058225	-0.535267	0.5908
OMEGA(14PI/12)	-0.050552	0.056950	-0.888447	0.3713
OMEGA(16PI/12)	0.003489	0.005788	0.273584	0.5045
OMEGA(18PI/12)	-0.251192	0.074822	-3.357885	0.0014
OMEGA(20PI/12)	-0.149549	0.150885	-0.991803	0.3304
OMEGA(22PI/12)	0.056950	0.200006	0.283015	0.7794
DEP(-1)	0.053347	0.194738	0.273945	0.7863
DEP(-2)	0.089492	0.181898	0.493552	0.6217
DEP(-3)	0.089492	0.177313	0.508978	0.5940
DEP(-4)	0.054195	0.160009	0.338232	0.7365
DEP(-5)	0.054195	0.154114	0.351688	0.7248
DEP(-6)	0.167238	0.152638	1.095950	0.2833
DEP(-7)	0.175236	0.154316	1.136233	0.2566
DEP(-8)	0.007489	0.150371	0.049803	0.9607
DEP(-9)	0.125576	0.148467	0.846821	0.4014
DEP(-10)	0.125576	0.148467	0.846821	0.4014
DEP(-11)	-0.215902	0.128910	-1.674831	0.1060
R-squared	0.534876	Mean dependent var	0.074229	
Adjusted R-squared	0.325556	SD dependent var	0.107290	
SE of regression	0.088117	Acute info criterion	-1.716299	
Sum squared resid	0.201879	Schwarz criterion	-0.827253	
Log likelihood	65.02387	Hannan-Quinn criter.	-1.378355	
Durbin-Watson stat	2.302044			

المصدر: مخرجات برنامج (eviews,v.12)

الجدول رقم(4): نتائج اختبار HEGY في المستوى

Seasonal Unit Root Test for DLOGCMEN				
Method: Traditional HEGY				
Null hypothesis: Unit root at specified frequency				
Periodicity (Seasons): 12				
Non-Seasonal Deterministics: None				
Seasonal Deterministics: None				
Lag Selection: 7 (Automatic AIC, maxlags=12)				
Sample Size: 41				
		Significance Level		
	Test Stat	1%	5%	10%
Frequency 0	-0.170384	-2.53	-1.88	-1.59
n=40		-2.57	-1.92	-1.60
n=41*		-2.53	-1.88	-1.59
Frequency 2PI/12 and 22PI/12	5.645191	30.65	7.98	3.65
n=40		30.93	7.99	3.73
n=41*		30.67	7.98	3.66
Frequency 4PI/12 and 20PI/12	2.928659	30.65	7.98	3.66
n=40		30.93	7.99	3.73
n=41*		30.67	7.98	3.66
Frequency 6PI/12 and 18PI/12	0.531129	30.65	7.98	3.66
n=40		30.93	7.99	3.73
n=41*		30.67	7.98	3.66
Frequency 8PI/12 and 16PI/12	2.817152	30.65	7.98	3.66
n=40		30.93	7.99	3.73
n=41*		30.67	7.98	3.66
Frequency 10PI/12 and 14PI/12	2.399925	30.65	7.98	3.66
n=40		30.93	7.99	3.73
n=41*		30.67	7.98	3.66
Frequency PI	-1.441117	-2.53	-1.88	-1.59
n=40		-2.57	-1.92	-1.60
n=41*		-2.53	-1.88	-1.59
All seasonal frequencies	12.41230	28.09	7.38	3.43
n=40		28.13	7.38	3.49
n=41*		28.09	7.38	3.43
All frequencies	11.70276	25.99	6.89	3.23
n=40		26.05	6.87	3.26
n=41*		25.99	6.88	3.23
*Note: Obtained using linear interpolation.				
Dependent Variable: DLOGCMEN-DLOGCMEN(-12)				
Method: Least Squares				
Date: 09/19/21 Time: 00:31				
Sample (adjusted): 2019M03 2019M12				
Included observations: 41 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
OMEGA(0)	0.002856	0.017349	0.170384	0.8653
OMEGA(2PI/12)	-0.204575	0.068522	-3.075326	0.0055
OMEGA(4PI/12)	-0.027002	0.068999	-0.391637	0.6981
OMEGA(6PI/12)	-0.061052	0.068188	-0.895359	0.3803
OMEGA(8PI/12)	-0.147024	0.044119	-3.332842	0.0012
OMEGA(10PI/12)	-0.403971	0.099558	-4.057634	0.0005
OMEGA(12PI/12)	-0.188775	0.134333	-1.781810	0.0837
OMEGA(14PI/12)	0.037515	0.092512	0.405518	0.6890
OMEGA(16PI/12)	-0.217008	0.093511	-2.309990	0.0235
OMEGA(18PI/12)	-0.035515	0.098099	-0.373244	0.7125
OMEGA(20PI/12)	-0.193307	0.133610	-1.441117	0.1536
OMEGA(22PI/12)	-0.243552	0.133552	-1.824392	0.0817
DEP(-1)	0.053347	0.194738	0.273945	0.7863
DEP(-2)	0.089492	0.181898	0.493552	0.6217
DEP(-3)	0.089492	0.177313	0.508978	0.5940
DEP(-4)	0.054195	0.160009	0.338232	0.7365
DEP(-5)	0.054195	0.154114	0.351688	0.7248
DEP(-6)	0.167238	0.152638	1.095950	0.2833
DEP(-7)	0.175236	0.154316	1.136233	0.2566
DEP(-8)	0.007489	0.150371	0.049803	0.9607
DEP(-9)	0.125576	0.148467	0.846821	0.4014
DEP(-10)	0.125576	0.148467	0.846821	0.4014
DEP(-11)	-0.215902	0.128910	-1.674831	0.1060
R-squared	0.908769	Mean dependent var	-0.029271	
Adjusted R-squared	0.834151	SD dependent var	0.179920	
SE of regression	0.073200	Acute info criterion	-2.085047	
Sum squared resid	0.118105	Schwarz criterion	-1.290953	
Log likelihood	61.74347	Hannan-Quinn criter.	-1.765882	
Durbin-Watson stat	1.953517			

المصدر: مخرجات برنامج (eviews,v.12)

الجدول(10): نتائج التنبؤ بالاستهلاك العائلي للكهرباء باستعمال نموذج SARMA(1,0,5) (0,1,0)¹²

التنبؤ بالاستهلاك العائلي	التنبؤ بالاستهلاك العائلي	التنبؤ بالاستهلاك العائلي	التنبؤ بالاستهلاك العائلي
kh/h	الأشهر/ السنة	kh/h	الأشهر/ السنة
79486201,62	2021 جانفي	68565565,09	2020 جانفي
74886560,51	2021 فيفري	64775046,35	2020 فيفري
31858347,71	2021 مارس	27630892,55	2020 مارس
68733481,74	2021 أبريل	59770333,47	2020 أبريل
67850071,63	2021 ماي	59155196,65	2020 ماي
46886390,03	2021 جوان	40981979,35	2020 جوان
175084102,1	2021 جويلية	153418033,7	2020 جويلية
224134079,5	2021 أوت	196879810,2	2020 أوت
102700546,9	2021 سبتمبر	90429400,57	2020 سبتمبر
207137420,9	2021 أكتوبر	182818424,1	2020 أكتوبر
131151276,8	2021 نوفمبر	116021607,1	2020 نوفمبر
43963794,46	2021 ديسمبر	38980574,88	2020 ديسمبر

المصدر: من إعداد الباحثان بالاعتماد مخرجات برنامج (Eviews12)