استخدام نماذج السلاسل الزمنية الموسمية للتنبؤ باستهلاك الطاقة الكهربائية في مدينة الفلوجة

Using Seasonal Time Series Models to Forecast Electrical Power Consumption in Fallujah City

أ.د. ناظم عبدالله عبد المحمدي م.م. سعدية عبدالكريم طعمه
جامعة الانبار /كلية الادارة والاقتصاد (الفلوجة)

المستخلص

تم في هذا البحث استخدام نماذج السلاسل الزمنية الموسمية لدراسة وتحليل البيانات الشهرية عن استهلاك الطاقة الكهربائية في مدينة الفلوجة للفترة (2005–2010) لما تمتاز به هذه النماذج من دقة ومرونة عاليتين في تحليل السلاسل الزمنية .

وأظهرت نتائج التطبيق ان النموذج الملائم والكفوء لتمثيل بيانات السلسلة الزمنية هو النموذج الموسمي المضاعف من الدرجة : $\mathbf{SARIMA\ (1 , 1 , 1) \times (0 , 1 , 1)_{12}}$

ووفقاً لنتائج تقدير هذا النموذج تم التنبؤ بكميات الاستهلاك الشهري للفترة من كانون الثاني 2011 ولغاية كانون الأول 2012 ، حيث أظهرت هذه القيم تناسقاً مع مثيلاتها في السلسلة الزمنية الأصلية .

Abstract

This research deal with using seasonal time series models to study and analysis the monthly data on consumption of electricity in Fallujha city for the period (2005-2010) , whereas this models are distinct with high accuracy and flexible in analysis time series .

The results of application show that the proper and efficiency model for representing time series data are the multiplicative seasonal model of order :

$\mathbf{SARIMA(1 , 1 , 1)\times(0 , 1 , 1)_{12}}$

According to estimation results of this model done forecasting to monthly consumption of electrics capacity for two years ahead from the period Jan. 2011 to Dec. 2012 , these values show a harmonic direction with the same original time series.

المقدمة

لقد أصبح الاتجاه العام في البحوث والدراسات الاقتصادية والاجتماعية والإدارية هـو اسـتخدام طـرق القياس الكمية ووسائل الإقناع الإحصائية وذلك لتحديد الخصائص وإبراز الاتجاهات العامة للظواهر الاقتصادية والاجتماعية والإدارية وتحليل العلاقات المتشابكة والمتبادلة بين الظواهر على أساس موضوعي غير متحيـز . وعلم الإحصاء يعطي العديد من الطرق والأساليب اللازمة للقيام بالدراسات والبحوث على أساس مـن القيـاس لحركة العديد من المتغيرات المحددة للظواهر موضوع الدراسة . وتعتبر السلاسل الزمنية من بين أهم الأساليب

الإحصائية الحديثة التي يمكن من خلالها معرفة طبيعة التغيرات التي تطرأ على قيم الظاهرة مع الزمن وتحديد الأسباب والنتائج وتفسير العلاقات المشاهدة بينها والتنبؤ بما سيحدث من تغير على قيم الظاهرة فـــي المـــستقبل على ضوء ما حدث لها في الماضي .

لذلك جاءت أهمية هذا البحث في استخدام نماذج السلاسل الزمنية الموسمية (بعض نماذج بوكس-جنكــز الموسمية) للتنبؤ باستهلاك الطاقة الكهربائية ، مما يسهل تقدير الاستهلاك ، ويوفر لدى المخطط مؤشرات دقيقة تجعله قادراً على وضع الخطط المستقبلية المناسبة في هذا القطاع .

هدف البحث :-

تحديد النموذج الأفضل والاكفأ لدراسة السلاسل الزمنية الموسمية واستخدامه للتنبؤ باستهلاك الطاقة الكهربائية في مدينة الفلوجة للفترة من كانون الثاني 2011 ولغاية كانون الأول 2012 .

فرضية البحث :- ينطلق البحث من فرضيتين أساسيتين مفادها :

1- ان استهلاك الطاقة الكهربائية الشهري في مدينة الفلوجة للفترة (2005-2010) شهد عــدم اســتقرار وكان ينمو بوتائر متزايدة نسبياً .

2- يعتبر التنبؤ باستهلاك الطاقة الكهربائية لمدينة الفلوجة مدخلاً أساسياً لاعداد مجمل التقديرات للطاقــة المستهلكة على مستوى محافظة الانبار .

منهجية البحث والأدوات المستعملة :-

هذا البحث مزيج بين المنهج الوصفي التحليلي في الجانب النظري ، ومنهج دراسة الحالة في الجانــب التطبيقي . ولذلك فقد تم تقسيم البحث الى جانبين هما الجانب النظري والذي تم فيه التطرق بشكل مبــسط الــى الأسس النظرية الخاصة بنماذج السلاسل الزمنية الموسمية من حيث الشكل العام ومراحل بناء النموذج وطــرق التقدير والتنبؤ . أما الجانب التطبيقي فقد تم فيه اجراء دراسة تطبيقية (دراسة حالة) على بيانات واقعية عــن استهلاك الطاقة الكهربائية في مدينة الفلوجة للوصول الى نموذج رياضي للتنبؤ باستهلاك الطاقــة الكهربائيــة لفترات لاحقه، وتضمن الجزء الأخير على أهم الاستنتاجات والتوصيات والملاحق والمــصادر ، أمــا الأدوات المستخدمة فهي البرنامج الإحصائي SPSS Ver.17 وبرنامج الـــ Minitab .

1- الجانب النظري :-

للتنبؤ الدقيق أهمية بالغة ولذلك فقد أهتم الباحثون وذوو العلاقــة بالدراســات والبحــوث التنبؤيــة ووضعوا العديد من الطرق والنماذج التنبؤية كان من أبرزها نماذج ((Box & Jenkins (B-J) التي أثبتــت كفائتها ودقتها في مجالات تطبيقها ، لذلك في هذا الجزء من البحث سنتناول دراسة نماذج الــسلاسل الزمنيــة الموسمية ومراحل بنائها متبعين أسلوب (B-J) :

1-1- السلسلة الزمنية الموسمية : Seasonal Time Series

يقصد بها مجموعة من القيم المشاهدة المرتبطة مع بعضها تولدت بشكل متعاقب مع اســتمرار الــزمن وتحتوي على ظاهرة الموسمية والتي تشير الى النمط المتماثل لحركة السلسلة الزمنية في الأشهر المتقابلة خلال السنوات المتتالية (Brock Well & Davis , 1991 :53) ، أي ان السلسلة تعيد نفسها بعد فترات زمنية ثابتة

(Fixed intervals) وتدعى هذه الفترة بالفترة الموسمية ونرمز لها بالرمز (s) وقد تكون (s) سنة أو فصلاً أو شهراً ، أي ان

$$f(t+s) = f(t)$$

ويصعب تمييز الموسمية اذا كانت مدمجة مع الاتجاه العام وهذه المشكلة يمكن تفاديها عن طريق تحديد الموسمية عندما تكون البيانات مستقرة ، أي ان وجود الاتجاه العام في البيانات يعني انها غير مستقرة وبالتالي يمكن تحويلها الى بيانات مستقرة باستخدام الفروق .

بعد ان نحصل على بيانات مستقرة يتم تحديد الموسمية عن طريق فحص الارتباطات الذاتية للفترات الزمنية (Makridakis & McGee , 1983 : 263) ، فاذا وجد ان تلك الارتباطات لها فروق معنوية عند فترات زمنية ثابتة (تمثل طول الموسم) فان السلسلة الزمنية المستقرة تكون موسمية (Anderson , 1976 :31) . وتتوفر بعض المعايير الإحصائية التي تستخدم في وصف نوعية السلسلة الزمنية وتسهيل نمذجتها ، تتمثل بمايلي:

1-2 : الارتباط الذاتي : Autocorrelation (AC)

يعرف معامل الارتباط الذاتي بانه مقياس لدرجة العلاقة بين قيم المتغير نفسه عند فترات إزاحة موسمية مختلفة ، ويقدر معامل الارتباط الذاتي في حالة السلاسل الزمنية الموسمية عند الإزاحة (S) حسب الصيغة الاتية (Wei , 1990 : 21) :

$$\hat{\rho}_S = \frac{Cov(Z_t , Z_{t+S})}{\sqrt{Var(Z_t)\,Var(Z_{t+S})}} = \frac{\sum_{t=1}^{n-S}(Z_t - \bar{Z})(Z_{t+S} - \bar{Z})}{\sum_{t=1}^{n}(Z_t - \bar{Z})^2} \qquad \text{..............................(1-1)}$$

حيث ان : Z_t : قيم مشاهدات السلسلة الزمنية .

وفي حالة السلاسل الزمنية الموسمية يلاحظ ان معاملات الارتباط الذاتي $\rho_1 , \rho_2 , \rho_3 , ... , \rho_{S-1} , \rho_S , \rho_{S+1} , ...$ تكون قيمها قريبة او مساوية للصفر ، وأنه فقط عند الإزاحات $k=0 , s , 2s , ...$ توجد قيم معنوية لمعاملات الارتباط الذاتي.

ان دالة الارتباط الذاتي (ACF) تستخدم في تحليل السلاسل الزمنية الموسمية لانها تعطي معلومات حول سلوك السلسلة وعن مكوناتها الأساسية ، كما تساعد على تحديد استقرارية السلسلة وهل انها موسمية أم لا . كما تستخدم دالة الارتباط الذاتي للبواقي Residual Autocorrelation Function (RACF) لفحص ملائمة النموذج عن طريق اختبار عشوائية أخطاء التنبؤ . وبصفة عامة فان دالة الارتباط الذاتي(ACF) للسلسلة المستقرة تتنازل (تتناقص) بسرعة وتكون قريبة من الصفر كلما زادت درجات الابطاء .

1-3 :- الارتباط الذاتي الجزئي :- Partial Autocorrelation (PAC)

يعرف معامل الارتباط الذاتي الجزئي بانه مقياس لدرجة العلاقة بين المشاهدتين Z_t و Z_{t+S} بثبوت بقية المشاهدات الأخرى $Z_{t+S-1} , ... , Z_{t+1}$. ان دالة الارتباط الذاتي الجزئي (PACF) لا تقل أهمية عن دالة

الارتباط الذاتي (ACF) فهي ايضاً أداة مهمة في تحليل السلاسل الزمنية وتستخدم ايضاً في تشخيص النمــوذج وتحديد درجته وفي فحص ملائمة النموذج من خلال اختبار عشوائية اخطاء التنبؤ (البــواقي) (Wei , 1990 : 23) .

1-4 :- نماذج السلاسل الزمنية الموسمية : Seasonal Time Series Models

1-4-1: نموذج الانحدار الذاتي الموسمي:

Seasonal Autoregressive Model (SAR)

الصيغة الرياضية لنموذج الانحدار الذاتي الموسمي من الدرجة (p) تأخذ الــشكل الأتــي (الجــادر وزيــن العابدين ، 1985: 281-309):

$$\mathbf{Z_t = \Phi_S Z_{t-S} + \Phi_{2S}\, Z_{t-2S} + \Lambda\,\Lambda + \Phi_{PS}\, Z_{t-PS} + a_t} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(1-2)$$

حيث أن :

$\mathbf{Z_{t-is}}$: قيم مشاهدات السلسلة الزمنية الموسمية ، i=0 , 1 , 2, ……, p

S : طول الفترة الموسمية .

$\mathbf{\Phi_{is}}$: معالم الانحدار الذاتي الموسمي ، i= 1 , 2, ……, p

p : درجة النموذج الموسمي .

$\mathbf{a_t}$: الخطأ العشوائي ، حيث ان $\mathbf{a_t \sim NID(0, \sigma_a^2)}$

ولكي تتحقق الاستقرارية يشترط ان تكون جذور المعادلة

$$\mathbf{\Phi_S(B^S) = 1 - \Phi_S\, B^S = 0}$$

خارج دائرة الوحدة unit circle (دائرة نصف قطرها يساوي واحد) ، أي انه لكي يكون النمــوذج مــستقراً يشترط ان تكون (Wei , 1990 : 161) :

$$\mathbf{-1 < \Phi_S < 1}$$

حيث ان B هو عامل الارتداد الخلفي Back shift operator ويعرف بالشكل :

$$\mathbf{B^S\, Z_t = Z_{t-S}} \qquad \forall \mathbf{s = 1, 2, K\,K}$$

وان الصيغة العامة لدالة الارتباط الذاتي (ACF) لنموذج الانحدار الذاتي الموسمي من الدرجة الأولى SAR(1) تأخذ الشكل الاتي :

$$\rho_K = \begin{cases} \mathbf{1} & \mathbf{k = 0} \\ \mathbf{\Phi_S} & \mathbf{k = s} \\ \mathbf{0} & \mathbf{k = 1, 2, K\,K, s-1} \end{cases}$$

أي ان دالة الارتباط الذاتي للنموذج الموسمي AR(p) تتناقص أسياً ، في حين ان دالة الارتباط الذاتي الجزئــي تنقطع بعد الفترة الفاصلة p (Makridakis & McGee , 1983 :264) .

1-4-2 :- نموذج الأوساط المتحركة الموسمي :-

Seasonal Moving Average Model (SMA)

باستخدام عامل الإزاحة (الارتداد) الخلفي (B) في الصيغة الاتية :

$$Z_t = \Theta_S (B^S) a_t$$
$$= (1 - \Theta_S B^S - \Theta_{2S} B^{2S} - \Lambda \Lambda - \Theta_{QS} B^{QS}) a_t$$

فان الصيغة العامة لنموذج الأوساط المتحركة الموسمي من الدرجة (Q) ستأخذ الشكل الاتي (الجـــادر وزيـــن العابدين ، 1985 : 281-309) :

$$Z_t = a_t - \Theta_S a_{t-S} - \Theta_{2S} a_{t-2S} - \Lambda \Lambda - \Theta_{QS} a_{t-QS} \qquad ....(1-3)$$

حيث ان :

Θ_{iS} : معالم نموذج الأوساط المتحركة الموسمي .

$i = 1, 2, \Lambda \Lambda, Q$ وان $-1 < \Theta < 1$

Q : درجة النموذج الموسمي .

ان دالة الارتباط الذاتي للنموذج (SMA) تنقطع بعد الفترة Qs (تؤول الى الصفر بعد الدرجة Q) . في حين ان دالة الارتباط الذاتي الجزئي (PACF) تتناقص أسياً.

1-4-3 :- النموذج المختلط (الانحدار الذاتي – الأوساط المتحركة) الموسمي :

Seasonal Mixed (Autoregressive – Moving Average) Model (SARMA)

باستخدام عامل الارتداد الخلفي (B) في الصيغة الاتية :

$$\Phi_S (B^S) Z_t = \Theta_S (B^S) a_t$$
$$(1 - \Phi_S B^S - \Phi_{2S} B^{2S} - \Lambda \Lambda - \Phi_{PS} B^{PS}) Z_t = (1 - \Theta_S B^S - \Theta_{2S} B^{2S} - \Lambda \Lambda - \Theta_{QS} B^{QS}) a_t$$

فان الصيغة العامة للنموذج المختلط الموسمي من الدرجة(P,Q) ستأخذ الشكل الأتي(الخضيري،1996: 13):

$$Zt = \Phi_S Z_{t-S} + \Phi_{2S} Z_{t-2S} + \Lambda \Lambda + \Phi_{pS} Z_{t-pS} + a_t - \Theta_S a_{t-S}$$
$$- \Theta_{2S} a_{t-2S} - \Lambda \Lambda - \Theta_{QS} a_{t-QS} \qquad ....(1-4)$$

والذي يرمز له بالرمز ARMA(P , Q)s

ان النماذج الموسمية أعلاه تنطبق على السلاسل الزمنية المستقرة ، اما اذا كانت السلسلة (Z_t) غير مستقرة فانه يمكن ايجاد النموذج بعد ايجاد الفروق الموسمية المطلوبة لانتاج سلسلة مستقرة . حيث ان عامل الفرق الموسمي من الدرجة D هو

$$\nabla_S^D = (1 - B^S)^D$$

وهكذا يتكون لدينا النموذج المختلط الموسمي غير المستقر

(Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average Model) والذي يكتب بالشكل الاتي (Box and Jenkins , 1976 :154) :

$$\Phi_P (B^S) \nabla_S^D Z_t = \Theta_Q (B^S) a_t \qquad ....(1-5)$$

حيث ان (P , D , Q) تحدد درجة النموذج والذي يكتب اختصاراً ARIMA(P , D , Q)s

1-4-4 :- النموذج الموسمي المضاعف :-

Multiplicative Seasonal Model (SARIMA)

الصيغة العامة للنموذج الموسمي المضاعف من الدرجة $(P , D , Q)_S *(p , d , q)$ هي (الخضيري ، 1996 : 15 ; Anderson , 1976 : 54) :

$$\phi_p (B)\, \Phi_P (B^S)\, \nabla^d\, \nabla_S^D\, Z_t = \theta_q (B)\, \Theta_Q (B^S)\, a_t \qquad \text{.............................}(1-6)$$

حيث ان :

p : درجة نموذج الانحدار الذاتي غير الموسمي .

d : درجة الفرق غير الموسمي .

q : درجة نموذج الأوساط المتحركة غير الموسمي .

$\phi_p (B)$: معامل الانحدار الذاتي غير الموسمي .

∇^d : معامل الفروق غير الموسمي عند الزمن d حيث ان $\nabla = 1 - B$ ويستخدم لتحويل السلسلة الزمنية من حالة عدم الاستقرارية الى حالة الاستقرارية .

$\theta_q (B)$: معامل الأوساط المتحركة غير الموسمي .

P : درجة نموذج الانحدار الذاتي الموسمي .

D : درجة الفرق الموسمي .

Q : درجة نموذج الأوساط المتحركة الموسمي .

$\Phi_P (B^S)$: معامل الانحدار الذاتي الموسمي .

∇_S^D : معامل الفروق الموسمي عند الزمن D حيث ان $\nabla_S = 1 - B^S$ ويستخدم لتحويل السلسلة الزمنية الموسمية من حالة عدم الاستقرارية الى حالة الاستقرارية .

$\Theta_Q (B^S)$: معامل الأوساط المتحركة الموسمي .

ومن النماذج الشائعة الاستخدام في التطبيقات العملية النموذج الموسمي المضاعف من الدرجة $(0 , 1 , 1)*(0 , 1 , 1)_{12}$ والصيغة العامة لهذا النموذج تأخذ الشكل الاتي (Box and Jenkins , 1976 :173) :

$$\nabla\nabla_{12} Z_t = (1 - \theta_1 B)(1 - \Theta_{12} B^{12})\, a_t \qquad \text{.....................................}(1-7)$$

$$(1 - B)(1 - B^{12})\, Z_t = (1 - \Theta_{12} B^{12} - \theta_1 B + \theta_1 \Theta_{12} B^{13})\, a_t$$

$$Z_t = Z_{t-1} + Z_{t-12} - Z_{t-13} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \Theta_{12} a_{t-12} + \theta_1 \Theta_{12} a_{t-13}$$

حيث ان $-1 < \theta_1 , \Theta_{12} < +1$

ويستخدم هذا النموذج للسلاسل الزمنية الموسمية التي لارتباطاتها الذاتية قيم غير الصفر بعد أخذ الفروق $\nabla\nabla_{12}$ وللفترات الزمنية (1 , 11 , 12 , 13) . وتجدر الإشارة الى ان سلسلة الفروق الناتجة بعد أخذ الفروق $\nabla\nabla_{12}$ يعبر عنها بالشكل $(y_t : t=1 , 2 , ..., N-C)$ حيث ان (C) هي عدد المشاهدات المطروحة من السلسلة وتساوي في هذه الحالة (13).

5-1 : اختبار استقرارية السلسلة الزمنية : Testing Stationarity of Time Series

تفترض معظم الدراسات التطبيقية الاقتصادية التي تستخدم بيانات سلسلة زمنية أن هذه السلسلة مستقرة أو ساكنة ، في حين ان أغلب السلاسل الزمنية الخاصة بالحياة الاقتصادية تتصف بعدم الاستقرار نتيجة عدم

استقرار الظروف المحيطة ، ويمكن من خلال رسم انتشار السلسلة الزمنية ودالة الارتباط الذاتي (ACF) ودالة الارتباط الذاتي الجزئي (PACF) الحكم على استقرارية او عدم استقرارية السلسلة . ويرجع عدم الاســتقرارية لأحد الأسباب التالية (عطية ، 2000 : 614):

* وجود اتجاه عام . * وجود تقلبات موسمية. * عدم استقرار التباين والوسط الحسابي

ويقصد بالاستقرارية من الناحية الإحصائية بأن يكون الوسط الحسابي والتباين للسلسلة الزمنية ثابتين .

ومن بين الأساليب المستخدمة في تثبيت استقرارية السلسلة الزمنية مايلي (الغنام ، 2003 : 3-25) :

1- في حالة عدم ثبات التباين :-

من أهم التحويلات المستخدمة في تثبيت تباين السلسلة ، الحصول على اللوغاريتم الطبيعي لبيانات السلسلة ، أو الحصول على الجذر التربيعي لها أو مقلوب البيانات .

2- في حالة الاتجاه العام :-

من الطرق المستخدمة للتخلص من الاتجاه العام نذكر مايلي :

أ- طريقة الانحدار الخطي في تقدير الاتجاه العام ثم عزله والتعامل مع البواقي كسلسلة زمنيــة مــستقرة وتسمى هذه العملية detrending .

ب- طريقة الفروق : تقتضي هذه الطريقة طرح قيم المشاهدات من بعضها البعض لفترات ابطاء معينــة ، فمثلاً الفروق من الدرجة الأولى تأخذ الشكل :

$$\mathbf{y_t = \nabla Z_t = Z_t - Z_{t-1}}$$

والفروق من الدرجة الثانية تأخذ الشكل الاتي :

$$\mathbf{y_t = \nabla^2 Z_t = \nabla Z_t - \nabla Z_{t-1}}$$
$$\mathbf{= Z_t - 2Z_{t-1} + Z_{t-2} = (1-B)^2\, Z_t}$$

وقد يلجأ الباحث الى تطبيق (d) من الفروق للتخلص من الاتجاه العام للحصول على سلسلة زمنية مستقرة .

3- إزالة التقلبات الموسمية (التخلص من الموسمية) :-

لتجريد السلسلة الزمنية من العنصر الموسمي تستخدم طريقة الفرق الموسمي Seasonal differencing وذلك بطرح القيم من بعضها البعض حسب فترات الإبطاء المتسقة مع نوع البيانات فمــثلاً(عطيــة ، 2000 : 631) :

الفروق ربع سنوية $\mathbf{y_t = Z_t - Z_{t-4}}$

الفروق الشهريـــة $\mathbf{y_t = Z_t - Z_{t-12}}$

وعلى افتراض ان لدينا بيانات شهرية $\mathbf{y_t}$ ولتثبيت التباين أخذنا الجذر التربيعي لها فحصلنا على Z_t ، ولإزالــة أثر الاتجاه العام حصلنا على السلسلة F_t حيث ان $\mathbf{F_t = Z_t - Z_{t-1}}$. ولإزالة التقلبات الموسمية نحصل علــى الفروق الأولى لمدة اثنتي عشر شهراً للسلسلة F_t فنحصل على $\mathbf{W_t = F_t - F_{t-12}}$.

1-6 :- مراحل بناء النموذج الموسمي :- Stages of Building Seasonal Model

منهجية Box & Jenkins تعتمد على دراسة نظامية للسلاسل الزمنية انطلاقاً من مواصفاتها ، من اجل تحديدها ضمن عائلة نماذج ARIMA وتحديد النموذج الملائم للظاهرة المدروسة ، وتمر بأربعة مراحل هي (Box and Jenkins , 1976 :243) :

1- التشخيص : Identification

بعد تحقيق الاستقرارية في السلسلة الزمنية الموسمية تبدأ عملية تحديد النموذج المناسب لتمثيل السلسلة ودرجته باستخدام دالتي الارتباط الذاتي (ACF) والارتباط الذاتي الجزئي (PACF) . وتعتمد هذه الطريقة على دقة الرسوم البيانية لـ (ACF) و (PACF) حيث يتم مطابقة معاملات الارتباط الذاتي والجزئي للسلسلة الزمنية الموسمية مع السلوك النظري لدالتي الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي الموضح في الجدول الاتي (الخضيري ، 1996 :18) .

الجدول رقم (1) : طبيعة النموذج وفقاً لمنحنى الارتباط الذاتي .

دالة الارتباط الذاتي الجزئي (PACF)	دالة الارتباط الذاتي (ACF)	النموذج
قطع بعد الإزاحة الموسمية PS (Cuts - off)	تتناقص تدريجياً سالكه سلوكاً أسياً او سلوك دالة الجيب (يتلاشى تدريجياً) (Decays Exponentially)	SAR(PS)
تتناقص تدريجياً سالكه سلوكاً أسياً او سلوك دالة الجيب (يتلاشى تدريجياً) (Decays Exponentially)	قطع بعد الإزاحة الموسمية QS (Cuts - off)	SMA(QS)
تتناقص تدريجياً سالكه سلوكاً أسياً او سلوك دالة الجيب (يتلاشى تدريجياً) (Decays Exponentially)	تتناقص تدريجياً سالكه سلوكاً أسياً او سلوك دالة الجيب (يتلاشى تدريجياً) (Decays Exponentially)	SARMA (PS , QS)

2- التقدير : Estimation

بعد تحديد النموذج الملائم يتم تقدير معالمه باستخدام احدى طرائق التقدير التامة او التقريبية والتي تختلف بحسب النموذج المستخدم وهي (Lawrence & Paul , 1978 : 629-642) :

أ- طريقة الإمكان الأعظم التامة (المضبوطة) .

Exact Maximum Likelihood Method (EML)

ب- طريقة المربعات الصغرى غير الخطية .

Non Linear Least Square Method (NLS)

3- فحص ملائمة النموذج : Diagnostic Checking of Model

بعد تقدير النموذج لابد من اختبار مدى ملائمة أو صلاحية النموذج لتمثيل بيانات السلسلة الزمنية الموسمية وتوجد لذلك عدة طرق منها (Wegman , 2000 : 443) :

أ- معاملات النموذج لابد ان تكون ذات معنوية إحصائية أي تختلف عن الصفر معنوياً ، ويستخدم لـذلك اختبار ستيودنت (t) فاذا كانت غير معنوية لابد من استبعاد أحد رتب AR أو MA .

ب- تحليل البواقي Residual analysis ويستخدم لذلك الاختبارات الاتية :

1- اختبار حدي الثقة :- Confidence Interval Checking

لاختبار كون الارتباط الذاتي للأخطاء عند الإزاحة الموسمية s ($r_S(a)$) يختلف معنوياً عن الـصفر أم لا، فان قيمته يجب ان تقع بين حدي الثقة ($\mu\, 1.96/\sqrt{n}$) باحتمال (0.95) . وحيث ان

$$Z_t = \frac{r_S(a) - o}{\frac{1}{\sqrt{n}}}$$

فان

$$\Pr\left\{-1.96\left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right) \le r_S(a) \le +1.96\left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right)\right\} = 0.95 \qquad \text{............}(1-8)$$

واذا تحقق ذلك فهذا يعني ان الأخطاء (البواقي) تتوزع عشوائياً وان النموذج جيد وملائـم (كفـوء) ويمكـن استخدامه في التنبؤ وان الارتباطات الذاتية للبواقي تكون مستقلة وتتوزع طبيعياً بوسط حسابي مقـداره صـفر وتباين قدره $\left(\frac{1}{n}\right)$ أي ان

$$r_S(a) \sim NID\left(0, \frac{1}{n}\right)$$

2- اختبار Portmanteau :-

من الاختبارات الأكثر شيوعاً لفحص ملائمة النموذج هي الإحصاء Q (إحصائية Pierce & Box) والتي تستخدم لاختبار المعنوية الإحصائية للارتباطات الذاتية للبواقي وفق الصيغة الاتية (Box & Price , 1970 : 1509-1525) :

$$Q = n\sum_{k=1}^{L} r_k^2(a) \quad \sim \chi^2_{((L-m),\alpha)} \qquad \text{............................}(1-9)$$

حيث ان

L : عدد الإزاحات الموسمية ؛ m : عدد المعالم المقدرة .

فاذا كانت قيمة Q أصغر من قيمة χ^2 الجدولية تقبل فرضية العدم H_o ويستنتج ان الارتباطات الذاتيـة غيـر معنوية مما يشير الى ان البواقي عشوائية وتتوزع بشكل مستقل مما يؤكد ان توفيق النموذج جيد وملائم . ولقـد تم تعديل وتطوير هذه الصيغة من قبل LJung and Box لتأخذ الصيغة الاتية[1] :

$$Q^* = n(n+2)\sum_{k=1}^{L}\frac{r_k^2(a)}{n-k} \qquad \text{...................................}(1-10)$$

وهذه الإحصائية تتبع ايضاً توزيع $\chi^2_{((L-m),\alpha)}$

---

[*] توجد صيغ أخرى للاختبار تعتمد على الارتباط الذاتي الجزئي للبواقي .

ومن الجدير بالذكر هنا انه في حالة قبول عدة نماذج احصائياً ، لابد من اختيار النموذج الأفضل من بين هـــذه النماذج وفقاً لمعايير المفاضلة الاتية (Akaike , 1974 : 716-723) :

أ- ان يكون تباين النموذج ذا قيمة ضعيفة .

ب- ان يكون مجموع مربعات البواقي ضئيلاً .

ج- ان يكون الفارق بين كثافة النموذج وبين الكثافة الحقيقية للمشاهدات ضئيلاً ، أو بعبارة أخـــرى تدنئـــة تباين النموذج مقارنة بزيادة عدد المعالم المقدرة ، وهذا المعيار هو Akaike وهو معـــرف رياضـــياً بالصيغة :

$$AIC = Log\,(\sigma^2) + \frac{2(p+q)}{n} \qquad \text{.................................}(1-11)$$

حيث ان : σ^2 : تباين النموذج .

(p+q) : عدد معالم النموذج المقدرة .

وبسبب اعطائه وزن اكبر للنماذج المستعملة لأكبر عدد من المشاهدات عدل وفق الصيغة (حشمان ، 1998 : 173) :

$$MAIC = \frac{AIC}{n} \qquad \text{..}(1-12)$$

وأضاف Schwartz التعديل الاتي :

$$BIC = Log(\sigma^2) + \left(\frac{p+q}{n}\right) Log(n) \qquad \text{.................................}(1-13)$$

4- التنبؤ : Forecasting

بعد تحديد النموذج الملائم من خلال مراحل التشخيص والتقدير وفحص ملائمة النموذج يتم استخدامه فـــي التنبؤ بالقيم المستقبلية الى (L= 1 , 2 , ...) فترة قادمة وذلك بأخذ التوقع الشرطي عند الـــزمن (t) لنحـــصل على التنبؤات $\hat{Z}_t(L) = Z_{t+L}$ بمتوسط مربعات خطأ التنبؤ أقل ما يمكن .

وباستخدام صيغة معادلة الفروق Differences Equation Form التي تحتوى على قيم حاليه وسابقة لـــــ Z_t وقيم حالية وسابقة للخطأ العشوائي (a_t) يمكن حساب التنبؤات للنموذج المختلط الموسمي وفق الصيغة الاتية (Box and Jenkins , 1976 :289) .

$$Z_{t+L} = \hat{Z}_t(L) = \hat{\Phi}_S Z_{t+L-S} + \hat{\Phi}_{2S} Z_{t+L-2S} + \Lambda\ \Lambda + \hat{\Phi}_{pS} Z_{t+L-pS} + a_{t+L} - \hat{\Theta}_S a_{t+L-S} - \hat{\Theta}_{2S} a_{t+L-2S} - \Lambda\ \Lambda - \hat{\Theta}_{QS} a_{t+L-QS} \qquad \text{..}(1-14)$$

حيث ان :

$$a_{t+L} = E(a_{t+L}) \quad ; \quad Z_{t+L} = E(Z_{t+L})$$

2- الجانب التطبيقي : 2-1 :- وصف البيانات :-

ان البيانات التي استخدمت في هذا البحث تؤلف سلسلة زمنية شهرية بواقع (72) مشاهدة تمثل الاستهلاك الشهري الفعلي للطاقة الكهربائية في مدينة الفلوجة والمقدرة بالميكاواط /ساعة ولجميع أصـناف الاسـتهلاك (المنزلي ، التجاري ، الحكومي ، إنارة الشوارع والإعفاءات ، ......) والتي أخذت من سجلات دائـرة توزيـع كهرباء الفلوجة ، كما في الجدول رقم (2) ، والتي تمتد للفترة من كانون الثـاني (2005) الـى كـانون الأول (2010)، بمتوسط قدره (133.414) وقيمة دنيا (95.000) سجلت في سنة (2005) وقيمة قصوى (166.300) سجلت سنة (2010) وتتزايد بمعدل نمو شهري قدره (0.76%) . وتتشتت قيم هذه السلـسلة عـن متوسـطها بانحراف معياري قدره (23.714) وهو ما يعطينا فكرة حول درجة عدم تجانس بيانات السلسلة الزمنيـة . ان عدد المشاهدات كافي لافتراض ان السلسلة تتبع توزيعاً طبيعياً وبالتالي يمكن تشخيص النموذج على أحسن وجه

الجدول رقم (2) : الاستهلاك الشهري من الطاقة الكهربائية في مدينة الفلوجة للفترة (2005-2010) .

year / Month	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Jan.	97.950	99.910	144.000	160.000	160.500	161.785
Feb.	97.330	98.650	139.500	146.000	147.000	148.730
Mar.	95.000	122.300	138.000	142.000	144.000	142.610
Apr.	95.200	122.000	138.000	145.000	146.000	159.250
May	95.000	122.000	138.500	146.500	147.750	161.107
Jun.	96.000	124.000	139.000	146.000	147.000	165.752
Jul.	97.000	130.520	140.000	150.000	152.000	162.230
Aug.	97.300	130.500	144.500	155.000	156.000	165.540
Sep.	96.270	96.000	144.000	155.500	156.500	157.600
Oct.	96.000	96.000	145.000	158.000	159.000	142.800
Nov.	96.000	96.100	128.750	130.000	130.500	127.500
Dec.	97.000	98.450	140.600	145.000	147.000	166.300

المصدر : دائرة توزيع كهرباء الفلوجة .

2-2 :- تحليل السلسلة الزمنية :-

2-2-1 :- رسم السلسلة الزمنية :-

قبل البدء بتحليل السلسلة الزمنية تم رسم بيانات السلسلة الزمنية في الجدول رقم (2)، كما هو موضـح في الشكل رقم (1) في الملحق . للتعرف على خصائصها الأولية ويلاحظ من الشكل وجود اتجاه عام متزايد مع الزمن فضلاً عن وجود تذبذبات متمثلة في تقعرات ونتوءات، وهذه التذبذبات تتكرر بانتظام وبنفس الوتيرة كـل سنة مع اختلاف الوتيرة التي تزداد بها من سنة الى أخرى ، هذه التغيرات تؤشر لنا على وجود مركبـة اتجـاه عام ومركبة موسمية .

2-2-2 : اختبار استقرارية السلسلة الزمنية :-

لغرض الحصول على الاستقرارية في التباين عولجت البيانات بأخذ اللوغاريتم الطبيعي (Ln) مرة وبأخذ الجذر التربيعي مرة أخرى والاشكال رقم (2 ، 3) في الملحق تبين ذلك . ومن ملاحظة هذه الاشكال نجـد ان

الاستقرارية في التباين قد تحققت الى حد ما بأخذ اللوغاريتم الطبيعي للبيانات لذلك تم الاعتماد عليها عند تطبيق النماذج .

ومن خلال الشكلين رقم (1 و 2) نجد ان هناك اتجاها عاماً في البيانات ولتأكيد ذلك وبهـدف معرفـة طبيعة السلسلة تم استخراج معاملات الارتباط الذاتية والجزئية كما في الشكل رقم (4) والتي يظهـر فيهـا ان معاملات دالة الارتباط الذاتي حتى الفجوة (18) تختلف معنوياً عن الصفر ، وان معاملات الارتباط الـذاتي لا تدخل ضمن حدود الثقة $(-0.23 \le r_k \le +0.23)$ وباستخدام اختبار LJung & Box لاختبار المعنوية الكلية لمعاملات دالة الارتباط الذاتي وجد ان

$$\overset{*}{Q}.stat = LB\,Q = 387.11 > \chi^2_{(18\,,\,0.05)} = 28.87$$

لذلك ترفض فرضية العدم القائلة بان كل معاملات دالة الارتباط الذاتي متساوية وتساوي صفراً

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \Lambda\ \Lambda = \rho_k = 0$$

وعليه تقبل الفرضية البديلة مما يعني ان السلسلة الزمنية غير مستقرة .

3-2-2 : إزالة عدم استقرارية السلسلة :-

أ- إزالة الاتجاه العام :-

من أجل إزالة الاتجاه العام تم أخذ الفروق من الدرجة الأولى وحصلنا على السلسلة المعدلة حيث ان $\nabla Z_t = Z_t - Z_{t-1}$ (للسلسلة اللوغارتمية) ، والشكل رقم (5) يبين منحنى السلسلة الزمنية المعدلة بعد أخذ الفرق الأول لها . ومن ملاحظة الشكل نجد ان المنحني يوازي محور الفواصل مما يدل على غياب الاتجاه العام في السلسلة مع بقاء المركبة الموسمية أي ان السلسلة غير مستقرة وهذا ما تؤكده لنا إحصائية LJung & Box حيث ان

$$\overset{*}{Q}.stat = LB\,Q = 28.97 > \chi^2_{(17\,,\,0.05)} = 27.59$$

لذلك ترفض فرضية العدم التي تفترض انعدام كل معاملات الارتباط الذاتي وعليه فان السلسلة الزمنيـة غيـر مستقرة ايضاَ .

ب- إزالة المركبة الموسمية :-

من ملاحظة قيم الارتباطات الذاتية للسلسلة الزمنية المعدلة بعد اخذ الفرق الأول لها والموضـحة فـي الشكل رقم (6) تبين ان هذه القيم معنوية في الفترات (12 ، 24) مما يدل على ان السلسلة الزمنية موسمية ، أي انها تعيد نفسها كل (12) شهر . لذلك ولغرض التخلص من الموسمية تم أخذ الفروق (الموسمية) من الدرجة اثني عشر فحصلنا على السلسلة المعدلة (C4) حيث ان

$$C4 = \nabla\nabla_{12}\, Z_t = Z_{t-1} - Z_{t-12}$$

والشكل البياني رقم (7) يبين منحنى السلسلة الزمنية المعدلة بعد اخذ الفروق الموسمية $(\nabla\nabla_{12} Z_t)$ ، وتم ايجاد قيم معاملات الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي وتم رسمها كما في الشكلين رقم (8 ، 9) على التوالي ، ويلاحظ من الشكل رقم (8) ان معاملات الارتباط الذاتي تدخل ضمن حدود الثقة $(-0.23 \le r_k \le +0.23)$ بعد الإزاحة الموسمية (12) وانها معنوية فقط في الفترة الثانية عشرة ، مما يدل على استقرارية السلسلة الزمنية .

2-3 : التشخيص :-

ويعني التعرف على النموذج من خلال تحديد رتبة النماذج AR وMA وذلك بالاعتماد على شكل دالـــة الارتباط الذاتي(Conelogramme) ، وعند مطابقة قيم معاملات الارتباط الذاتي والارتبـــاط الـــذاتي الجزئـــي للسلسلة الزمنية بعد أخذ الفروق الأولى والموسمية لها كما في الاشكال (8 و 9) مـــع الـــسلوك النظـــري لهـــا الموضح في الجدول رقم (1) يتضح ان دالة الارتباط الذاتي (ACF) والارتباط الذاتي الجزئي (PACF) للعينة تتناقص تدريجياً مع زيادة فترات الإزاحة (k) (تسلك سلوك دالة الجيب) ومن خلال هذا المؤشر نستنتج بـــان النموذج هو النموذج الموسمي المضاعف من الدرجة

SARIMA (1 , 1 , 1)×(0 , 1 , 1)$_{12}$

or

$$(1-\phi_1 B)(1-B)(1-B^{12})Z_t = (1-\theta_1 B)(1-\Theta_1 B^{12})a_t$$

2-4 : التقدير :

بعد معاينة النماذج الممكنة توصلنا الى النموذج الملائم التالي SARIMA (1 , 1 , 1)×(0 , 1 , 1)$_{12}$ وذلك بالاعتماد على معيار AKIAKE ومعنوية المعالم واختبار تجانس التباين . وبتطبيـــق طريقـــة المربعات الصغرى غير الخطية (NLS) على بيانات السلسلة الزمنية اللوغارتمية قيـــد الدراســـة وباســـتخدام البرنامج الإحصائي Minitab وSPSS Ver.17 تم الحصول على النتائج الاتية :

Final Estimates of Parameters

Type	Coeff.	StDev.	T
AR1	0.8140	0.0860	9.47
MA1	0.9718	0.0291	33.40
SMA12	0.7027	0.1608	4.37

Differencing : 1 regular , 1 seasonal of order 12

Number of observation : original series 72 , after differencing 59

Analysis of Variance :

	DF	Adj.sum of squares	Residuals Variance
Residuals	56	0.334307	0.0059697

Standard error = 0.077264

Log Likelihood = 61.706898

AIC = -2.122352

MAIC = -0.035972

BIC = -2.134004

ويلاحظ من النتائج أعلاه ان المعالم جوهرية من الناحية الإحصائية (تختلف معنوياً عن الصفر) .

2-5 : فحص ملائمة النموذج :

بعد تشخيص النموذج وتحديد درجته وتقديره لابد من التأكد من صحة ملائمة النموذج وكفائتة وتم ذلك من خلال مايلي :

أ- اختبار معاملات الارتباط الذاتي للبواقي :

تم استخراج معاملات الارتباط الذاتي والجزئي للبواقي (الأخطاء) للنموذج المقدر وتم رسمها كمـــا فـــي الشكل رقم (10) ويلاحظ منه ان جميع قيم معاملات الارتبـــاط الـــذاتي للبـــواقي تقـــع ضـــمن حـــدود الثقـــة $(-0.2552 \le r_k(\hat{a}) \le +0.2552)$ مما يعني ان سلسلة البواقي عشوائية وان النموذج المستخدم جيد وملائم .

ب- اختبار : Portmanteau

بما ان الأخطاء هي (White Noise) أي ان $a_t \sim NID(0, \sigma_a^2)$ وان معاملات الارتبـــاط الـــذاتي للبواقي $r_k(\hat{a})$ تتوزع طبيعياً بوسط حسابي يساوي صفر وتباين مقداره $(\frac{1}{N})$ فقد تم تطبيق احصاءة (LJung & Box)Q^* لفحص ملائمة النموذج وظهر بان

$$\overset{*}{Q}.stat = LB\,Q = 10.6 < \chi^2_{(9,0.05)} = 16.92$$

ويستنتج من ذلك ان سلسلة البواقي غير معنوية (عشوائية) ومن ثم فان توفيق النموذج جيد وملائم وكفوء .

ج- اختبار التوزيع الطبيعي لبواقي النموذج المقدر :

لحساب حدود الثقة التنبؤية والتأكد من فاعلية اختبارات (t) ستودنت على المعالم لابد مـــن التأكـــد مـــن التوزيع الطبيعي للأخطاء الموضح في الشكل رقم (11) ومن خلال اختبار فرضيات التناظر والتسطح الطبيعي لسلسلة البواقي يدل على ان سلسلة البواقي تحمل خصائص التوزيع الطبيعي .

كل هذه الاختبارات تؤدي الى قبول النموذج احصائياً وبالتالي يمكن استخدامه في التنبؤ .

6-2 : التنبؤ :-

باستخدام نموذج التنبؤ المتحصل عليه في الفقرة (2-4) أعلاه تم التنبؤ بكميات الاستهلاك الشهري مـــن الطاقة الكهربائية في مدينة الفلوجة لسنة 2011 و2012 وعرضت النتائج في الجدول رقم (3) بعد تحويل القيم اللوغاريتمية الى القيم الأصلية ، وتم رسم السلسلة الزمنية لهذه التنبؤات كما في الشكل رقم (12) ، ومنها يظهر لنا جلياً ان السلسلة للفترة المتنبأ بها تتبع نفس السلوك للسلسلة الأصلية .

الجدول رقم (3)

كميات الاستهلاك الشهري المتنبأ بها من الطاقة الكهربائية لمدينة الفلوجة لسنة 2011 و2012 .

year / Month	2011	2012
Jan.	186.757	190.844
Feb.	172.604	177.734
Mar.	170.088	176.241
Apr.	175.398	182.664
May	175.568	183.598
Jun.	176.191	184.869
Jul.	177.506	186.759
Aug.	180.534	190.366
Sep.	171.935	181.629
Oct.	167.487	177.191
Nov.	147.104	155.815
Dec.	168.351	178.493

3- الاستنتاجات والتوصيات :-

3-1 : الاستنتاجات : مما تقدم يمكن تلخيص النتائج التالية :

1- تكمن أهمية التنبؤ بالاستهلاك الشهري من الطاقة الكهربائية في دوره في توجيه الخطـط والبـرامج والسياسات داخل المؤسسة ، حيث ان التنبؤ الجيد يؤدي الى تحسين التخطيط والى سياسة رشيدة فيما يتعلق بكميات الانتاج .

2- عند غياب العلاقات السببية بين المتغيرات او عدم توفر المعلومات الكافية حول المتغيرات التوضيحية ، فان أسلوب السلاسل الزمنية يعتبر الأدق في عملية التنبؤ.

3- بينت الاختبارات الإحصائية ان السلسلة الزمنية غير مستقرة في التباين وان هناك اتجاه عام واضـح في السلسلة فضلاً عن احتوائها على المركبة الموسمية حيث انها تعيد نفسها كل (12) شهراً ، ومـن أجل توفير شروط الاستقرارية في السلسلة قمنا بتعديلها أولاً بتثبيت التبـاين وإزالـة الاتجـاه العـام باستخدام الفروق من الدرجة الأولى للوغاريتمات البيانات وثانياً بإزالة المركبة الموسمية بعـد أخـذ الفروق من الدرجة (12).

4- تم اختيار أفضل نموذج من بين النماذج الممكنة باستخدام معايير المفاضلة (أقل قيمة لتباين النموذج ، أقل قيمة لمجموع مربعات البواقي ، AIC ، BIC) ، وتم فحص ملائمة النموذج المقترح احـصائياً من خلال اختبارات : معنوية المعالم المقدرة ، تحليل دالة الارتباط الذاتي للبواقي ، والتوزيع الطبيعي للبواقي .

5- وجد ان النموذج الملائم والكفوء لتمثيل بيانات السلسلة الزمنية هو النمـوذج الموسـمي المـضاعف **$SARIMA\,(1,1,1)\times(0,1,1)_{12}$** .

6- وفقاً لهذا النموذج تم التنبؤ بكميات الاستهلاك الشهري من الطاقة الكهربائية لمدينة الفلوجة لفترة (24) شهراً لسنة 2011 و2012 . حيث أظهرت هذه القيم تناسقاً مع مثيلاتها في السلسلة الأصلية ، وقدمت لنا صورة مستقبلية لواقع استهلاك الكهرباء في المدينة .

3-2 : التوصيات :-

من خلال النتائج التي تم التوصل اليها نوصي بمايلي:

1- الأخذ بنتائج هذا البحث والصيغة المعتمدة للتنبؤ من قبل الجهات ذات العلاقة لاعتماده الأسلوب العلمي الملائم في التنبؤ .

2- تعميم هذا البحث الى دراسات مناظرة على مستوى المحافظة والاقضية الأخـرى وعلـى مـستوى المحافظات الأخرى واجراء مقارنة بينها .

المصادر

1- الجادر ، بثينة عبد الجادر وزين العابدين ، رياض مرتضى ، (1985) ، " تطبيق أحد نماذج بوكس – جينكز للسلاسل الزمنية للتنبؤ بدرجات الحرارة في مدينة الموصل " ، مجلة تنمية الرافدين ، المجلد السابع ، العدد الخامس عشر ، ص(281-309) .

2- الخضيري ، محمد قدوري عبد ، (1996) ، " دراسة مقارنة لطرائق التقدير والتنبؤ لبعض نماذج بوكس – جينكز الموسمية " ، رسالة ماجستير إحصاء – كلية الإدارة والاقتصاد – جامعة بغداد .

3- الغنام ، احمد بن عبداالله ، (2003) ، " تحليل السلسلة الزمنية لمؤشر أسعار الأسهم في المملكة العربية السعودية باستخدام منهجية Box – Jenkins " ، مجلة جامعة الملك عبدالعزيز ، العدد الثاني ، ص(3-25) .

4- حشمان ، مولود ، (1998) ، " نماذج التنبؤ قصير المدى " ، الجزائر ، ديوان المطبوعات الجامعية.

5- عطية ، عبدالقادر محمد ، (2000) ، " طرق قياس العلاقات الاقتصادية " ، الاسكندرية ، دار الجامعات المصرية .

6- لزعر ، علي ، (2000) ، " الإحصاء وتوفيق المنحنيات " ، الجزائر ، ديوان المطبوعات الجامعية.

7- Akaike , H. (1974) , "A new look at the statistical model Identification " , IEEE Transactions on Automatic Control , Vol.19 , No.6 , PP. 716-723 .

8- Anderson , O.D. (1976) , " Time series analysis and forecasting " , Butter worths , London and Boston .

9- Box G. , E. , P. , and Jenkins G. , M. , T. (1976) , " Time Series Analysis Forecasting and Control " , San Francisco , Holden-Day , U.S.A.

10- Box , G. E. and Price , D. A. (1970) , " Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive – Integrated Moving Average Time Series Models " , JASA , Vol.55 , No.332 , PP.1509-1525 .

11- Brock Well , P.J. and Davis , R.A. (1991) , " Time Series Theory and Methods " , 2nd ed , Springer Verlag New York Inc , New York .

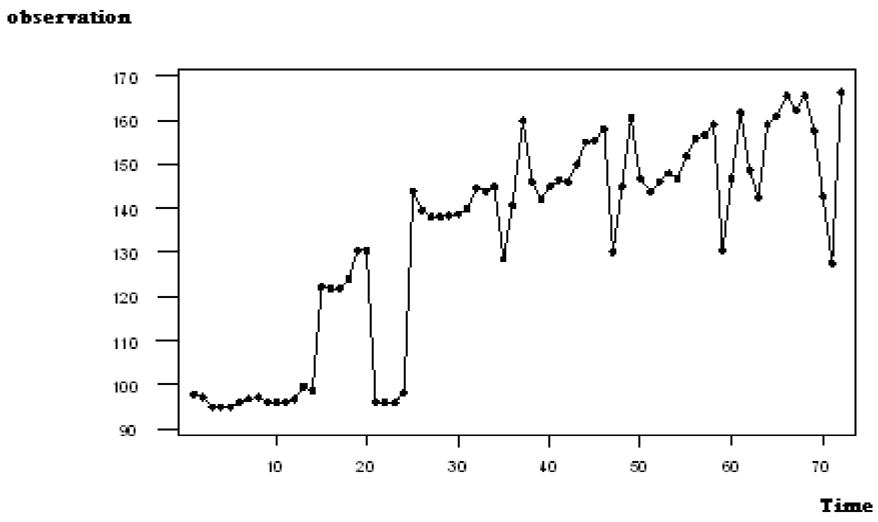
12- Lawrence , A.K. and Paul , I.N. (1978) , " on Conditional Least Square Estimation for Stochastic Processes " , Ann. of Stat. , Vol.6 , No.3 , PP.629-642 .

13- Makridakis , S. , Wheel Wright S. , C. , and McGee (1983) , " Forecasting Method and Application " , 2nd ed , John Wily and Sons. Inc. , U.S.A. .

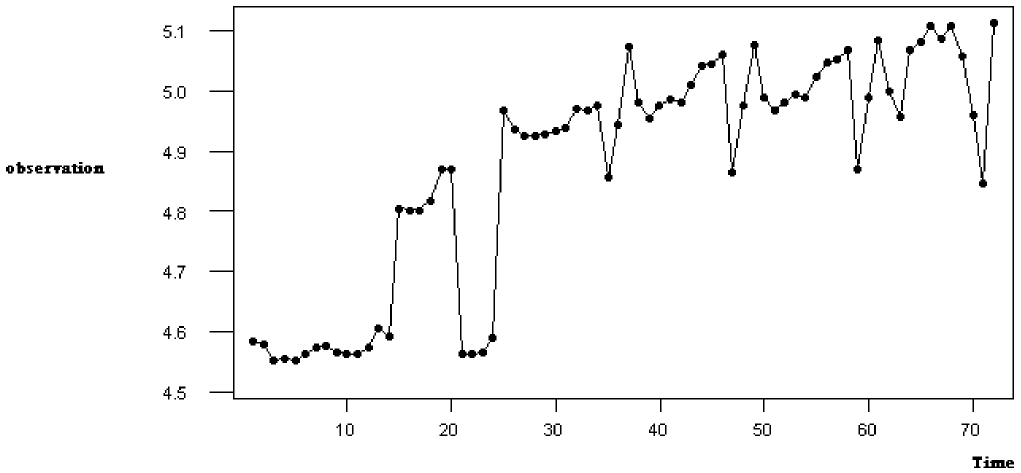
14- Wegman , E.J. (2000) , " Time Series Analysis – Theory , Data Analysis and Computation " , Addison-Wesley Publishing Company .

15- Wei , W.S. (1990) , " Time Series Analysis : Univariate and Multivariate Methods " , Addison – Wesley Publishing Company Inc. , U.S.A .

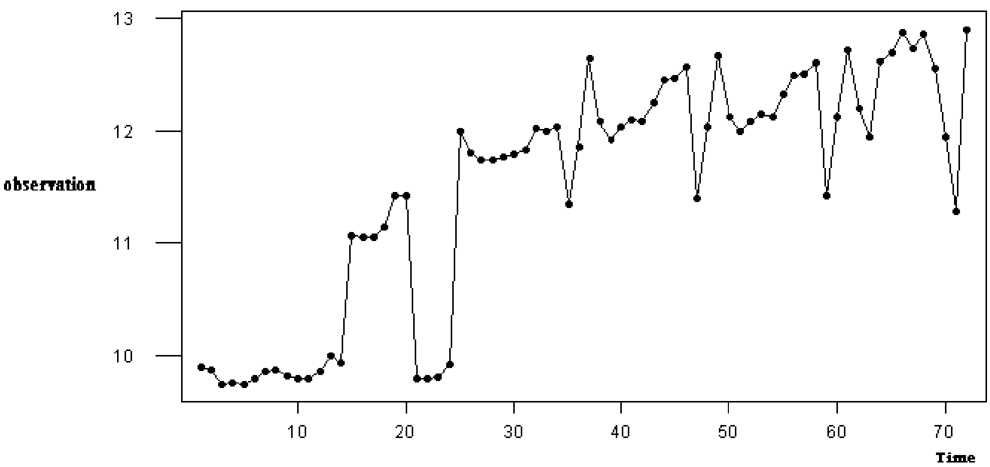
الملحق



الشكل رقم (1) : منحنى الاستهلاك الشهري من الطاقة الكهربائية للفترة 2005–2010

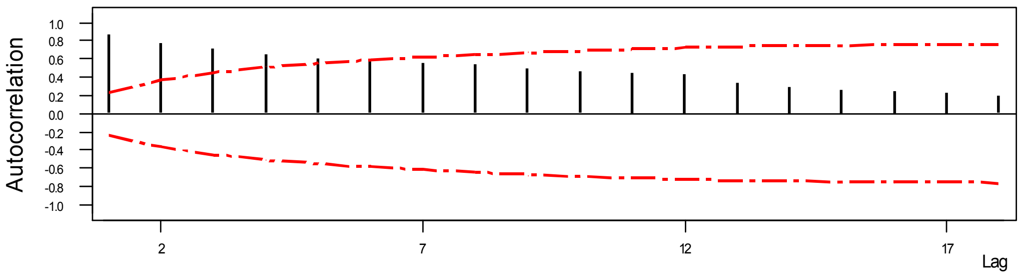


الشكل رقم (2) : تمثيل بيانات السلسلة الزمنية بعد أخذ اللوغاريتم الطبيعي لها .

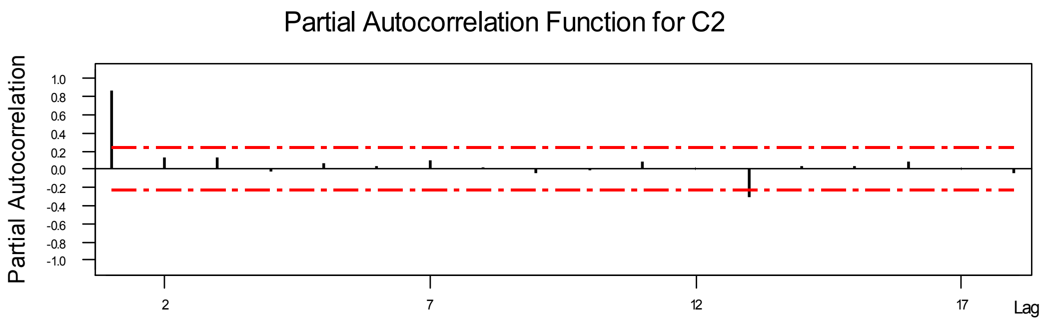


الشكل رقم (3) : تمثيل بيانات السلسلة الزمنية بعد أخذ الجذر التربيعي لها

Autocorrelation Function for C2

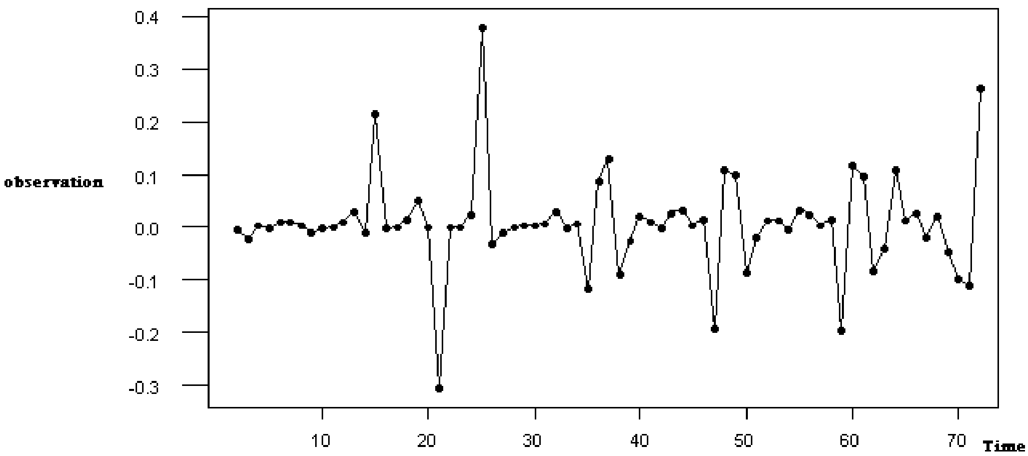


Lag	Corr	T	LBQ	Lag	Corr	T	LBQ	Lag	Corr	T	LBQ
1	0.86	7.28	55.27	8	0.53	1.65	276.54	15	0.26	0.69	372.87
2	0.77	4.14	100.13	9	0.50	1.48	297.29	16	0.24	0.63	378.21
3	0.72	3.18	139.62	10	0.46	1.33	315.49	17	0.22	0.59	383.07
4	0.65	2.55	172.60	11	0.45	1.28	333.24	18	0.20	0.53	387.11
5	0.60	2.18	201.68	12	0.43	1.19	349.70				
6	0.57	1.93	227.81	13	0.33	0.89	359.41				
7	0.55	1.79	252.85	14	0.28	0.76	366.68				

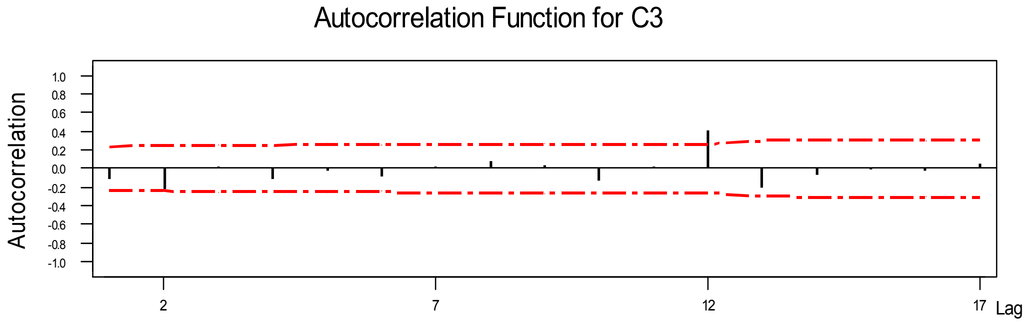


Lag	PAC	T	Lag	PAC	T	Lag	PAC	T
1	0.86	7.28	8	0.02	0.19	15	0.04	0.31
2	0.12	1.00	9	-0.05	-0.39	16	0.08	0.67
3	0.13	1.07	10	-0.02	-0.19	17	-0.00	-0.01
4	-0.03	-0.25	11	0.08	0.72	18	-0.04	-0.34
5	0.06	0.53	12	-0.00	-0.00			
6	0.03	0.26	13	-0.32	-2.71			
7	0.10	0.82	14	0.04	0.33			

الشكل رقم (4) : معاملات الارتباط الذاتي والجزئي للسلسلة الزمنية بعد أخذ اللوغاريتم الطبيعي لها .

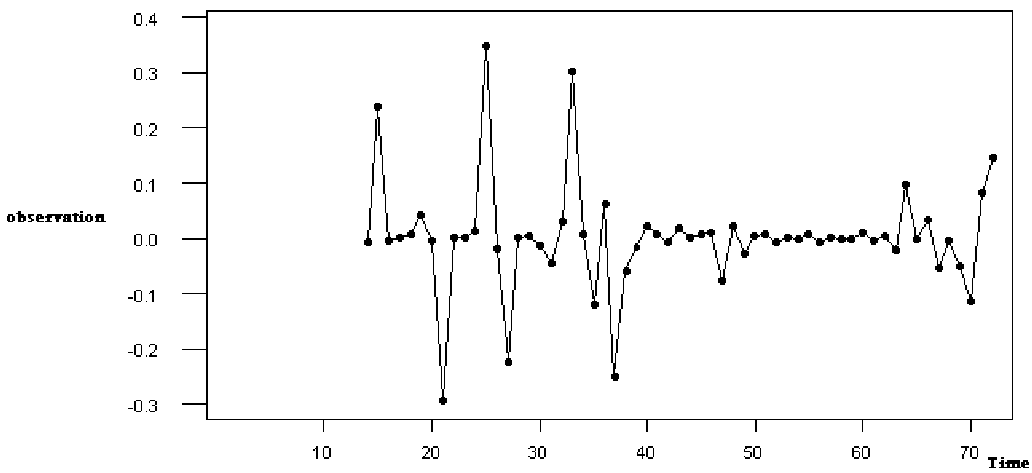


الشكل رقم (5) : منحنى السلسلة الزمنية اللوغارتمية بعد أخذ الفرق الاول لها .

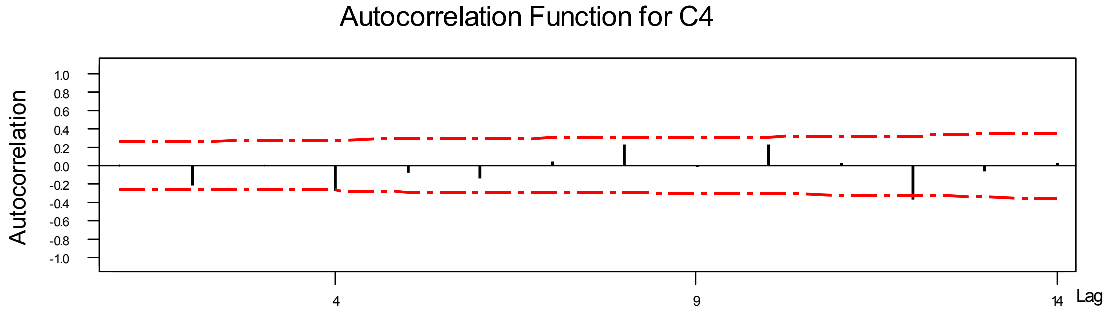


Lag	Corr	T	LBQ	Lag	Corr	T	LBQ	Lag	Corr	T	LBQ
1	-0.13	-1.06	1.16	8	0.07	0.58	7.68	15	-0.02	-0.11	28.60
2	-0.23	-1.90	5.11	9	0.02	0.19	7.73	16	-0.03	-0.23	28.72
3	0.02	0.12	5.13	10	-0.14	-1.06	9.33	17	0.05	0.33	28.97
4	-0.13	-1.00	6.37	11	0.01	0.09	9.35				
5	-0.03	-0.23	6.44	12	0.41	3.10	24.10				
6	-0.10	-0.76	7.19	13	-0.21	-1.41	28.06				
7	0.02	0.15	7.22	14	-0.08	-0.50	28.58				

الشكل رقم (6) : معاملات الارتباط الذاتي للسلسلة الزمنية المعدلة بعد أخذ الفرق الاول لها .

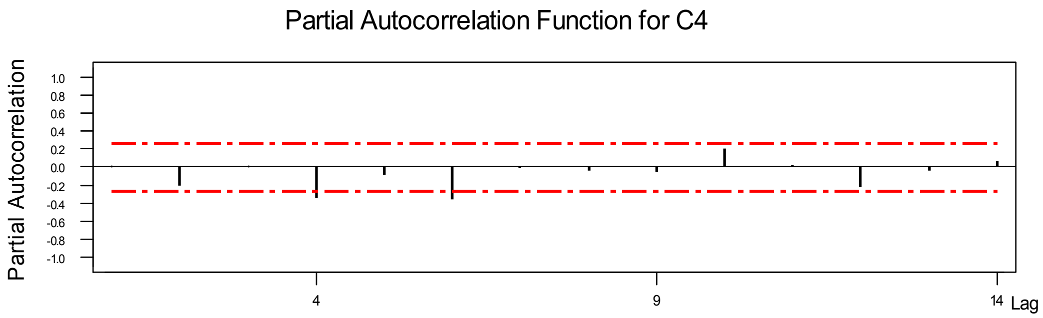


الشكل رقم (7) : منحنى السلسلة الزمنية المعدلة بعد أخذ الفروق الاولى والموسمية لها .



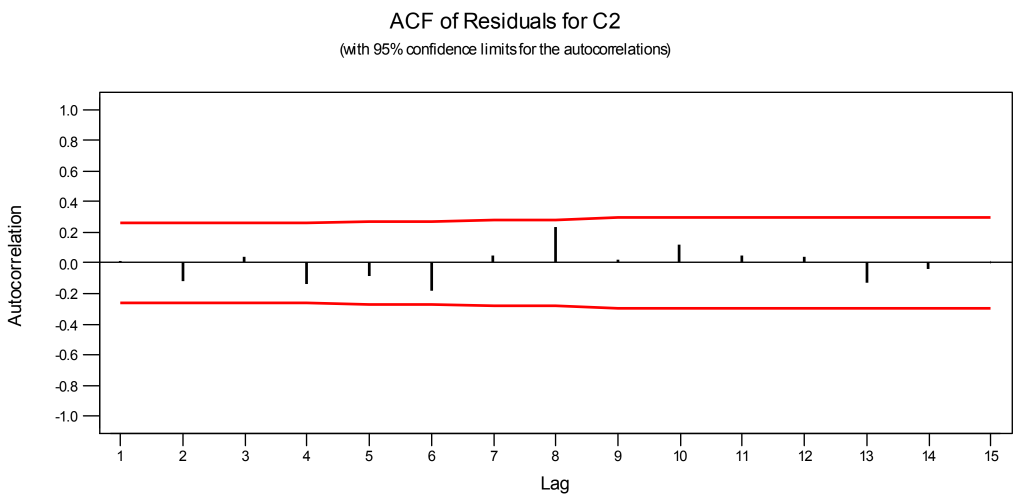
Lag	Corr	T	LBQ	Lag	Corr	T	LBQ
1	0.01	0.05	0.00	8	0.24	1.60	14.18
2	-0.22	-1.67	3.00	9	-0.01	-0.05	14.18
3	-0.00	-0.03	3.00	10	0.23	1.50	18.17
4	-0.28	-2.06	8.16	11	0.03	0.18	18.24
5	-0.08	-0.52	8.54	12	-0.37	-2.27	28.52
6	-0.15	-1.00	9.99	13	-0.06	-0.33	28.78
7	0.05	0.35	10.18	14	0.04	0.21	28.89

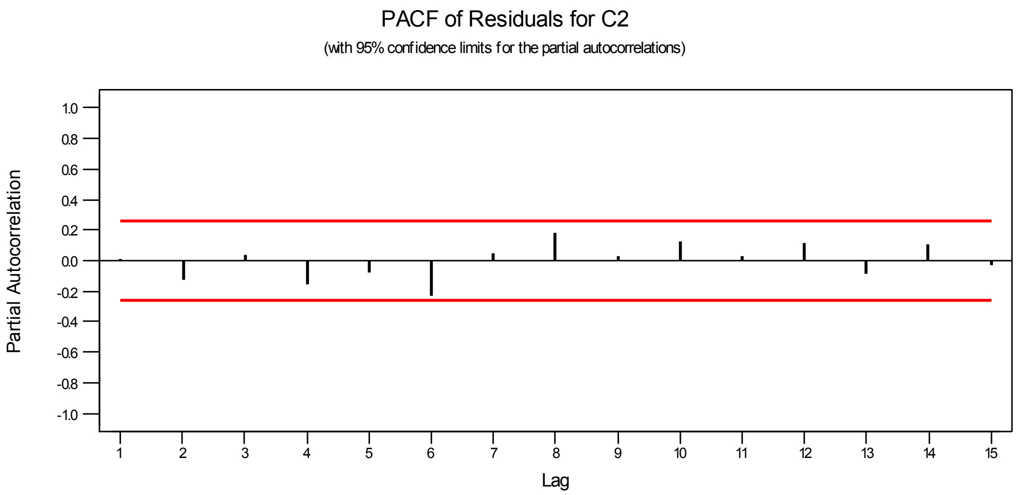
الشكل رقم (8) : معاملات الارتباط الذاتي للسلسلة الزمنية المعدلة بعد أخذ الفروق الاولى والموسمية لها .



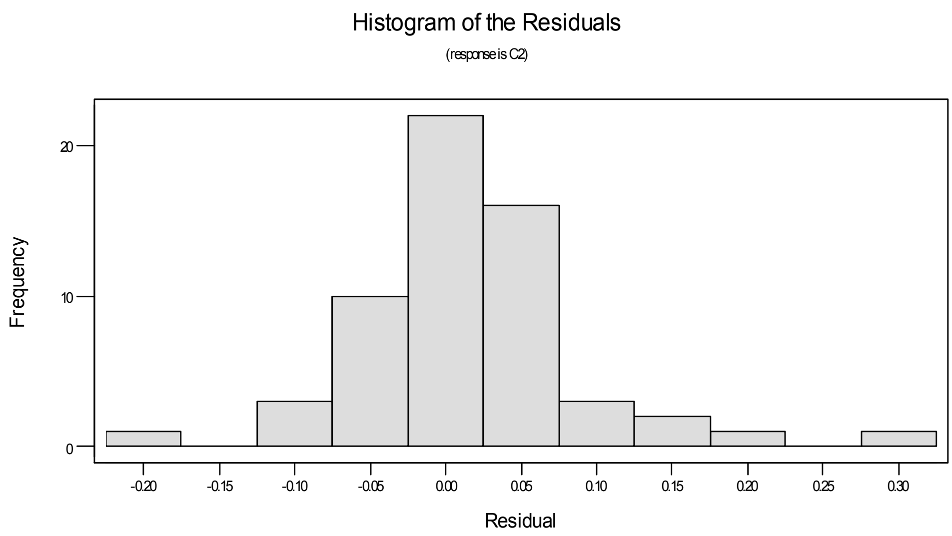
Lag	PAC	T	Lag	PAC	T
1	0.01	0.05	8	-0.04	-0.33
2	-0.22	-1.67	9	-0.07	-0.52
3	-0.00	-0.01	10	0.20	1.51
4	-0.34	-2.65	11	0.02	0.12
5	-0.09	-0.66	12	-0.23	-1.74
6	-0.37	-2.81	13	-0.05	-0.38
7	-0.02	-0.17	14	0.06	0.47

الشكل رقم (9) : معاملات الارتباط الذاتي الجزئي للسلسلة الزمنية المعدلة بعد أخذ الفروق الاولى والموسمية لها .

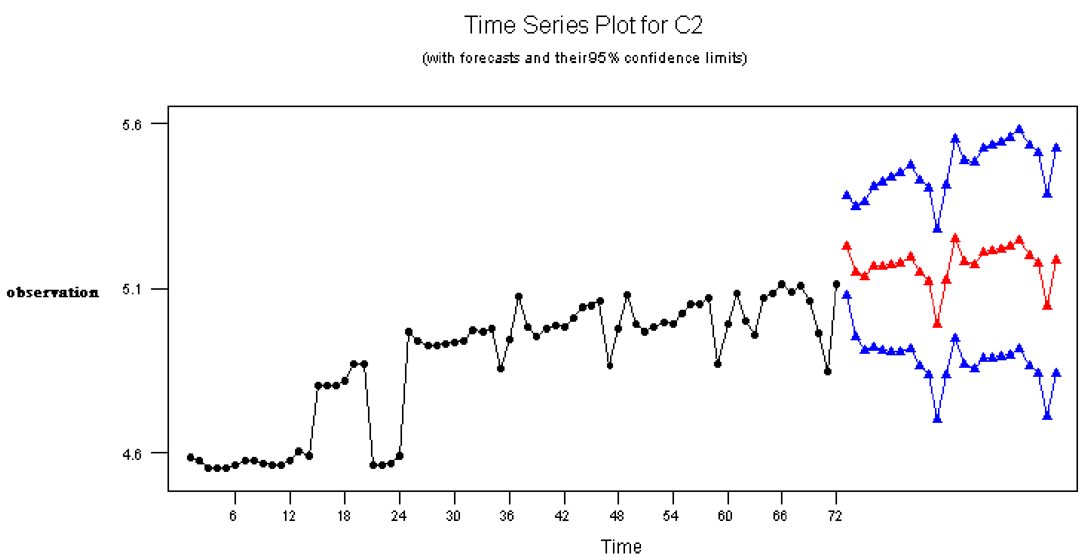




الشكل رقم (10) : معاملات الارتباط الذاتي والجزئي لبواقي النموذج المقدر .



الشكل رقم (11) : التوزيع الطبيعي لبواقي النموذج المقدر



الشكل رقم (12) : المنحنى البياني للقيم التنبؤية المستقبلية للسلسلة الزمنية