



## استخدام نماذج السلاسل الزمنية الموسمية في التنبؤ بكمية الطلب على الطاقة الكهربائية في مدينة اربيل لسنة (2010-2019)

ID No.3423

(PP 26 - 38)

<https://doi.org/10.21271/zjhs.24.5.3>

مروان طارق حسن

رفز محمد صالح طاهر

كلية الإدارة والاقتصاد- جامعة صلاح الدين/اربيل

معهد التقني الإداري- جامعة التقنية/اربيل

marwan.hasan@su.edu.krd

ravaz.salih@epu.edu.iq

الاستلام : 2019/12/26

القبول : 2020/08/30

النشر : 2020/12/10

### ملخص

في هذا الدراسة قام الباحثان بأخذ ظاهرة كميات الطلب على الطاقة الكهربائية والمتمثلة بسلسلة الزمنية لمعدلات الشهرية للظاهرة لمدينة (اربيل- العراق) للفترة (2010 - 2019) من (مديرية العامه لكهرباء مدينة اربيل - قسم السيطرة) وقد تكونت السلسلة من (111) قيمة ، حيث لاحظ الباحثان عند تحليل السلسلة وجود اتجاه عام متزايد للظاهرة ويدل ذلك على وجود طلب متزايد على الطاقة الكهربائية من قبل سكان المدينة مع وجود قليل من التغيرات والنتوات للقيم السلسلة وهذا دلالة على وجود حالة عدم الاستقرار حول المتوسط و التباين على التوالي، وقد لوحظ ايضا وجود مركبة موسمية بتعبير اخر وجود تغييرات تكرر نفسها كل فترة منتظمة ( 12 شهرا ) للظاهرة بمعنى اخر ان الحاجة او الطلب تزداد حداثها للفترة المذكورة، ولغرض تحويل السلسلة الى حالة الاستقرار حول المتوسط تم اخذ الفرق الاول لإزالة السلسلة من تأثير الاتجاه العام اما لتحويل السلسلة لتكون مستقرة حول التباين تم اخذ التحويل اللوغاريتم الطبيعي للسلسلة الزمنية بعد اخذ الفرق الاول ، اما لإزالة المركبة او التغيرات الموسمية تم أخذ الفرق الموسمي الاول للفترة الموسمية (طول الموسم) مقدارها 12 شهرا. ولغرض التنبؤ المستقبلي للظاهرة تم تطبيق منهجية بوكس-جينكنز الموسمية (Box-Jenkins) على السلسلة المستقرة ولهذا الغرض قام الباحثان باختيار رتب الموسمية والغير الموسمية للنماذج المنهجية المذكورة (p,q,P,Q=0,1,2,3,4) للوصول الى افضل الانموذج موسمي مضاعف ملائم مع البيانات من بين النماذج المعنوية لغرض التنبؤ بالمستقبل حيث تم استخدام المعايير الثلاثة لغرض تشخيص النماذج المعنوية وهي كما يأتي: (متوسط مربع الخطا (Mean Square Error(MSE)) ، معيار (Akaike information criterion (AIC) ، معيار (Akaike information criterion AICc) المعدل المستخدمة في البحث وقد استنتجنا ان النموذج الموسمي المضاعف SARIMA (0,1,1)(1,1,2)<sup>12</sup> تمثل السلسلة الزمنية احسن تمثيل لانه كان يمتلك اقل قيم للمعايير المذكورة اعلاه مع ملائمة لإجتيازه اختبار ملائمة النماذج اي بمعنى ان اخطاء النموذج المشخص كانت عشوائية ، وبعد اختبار ملائمة النموذج المقترح قمنا بالتنبؤ بكميات الطلب على الطاقة الكهربائية لمدة 12 شهرا (2020-2019) بهدف الاستفادة منها في عملية التخطيط للمستقبل.

**الكلمات المفتاحية :** السلاسل الزمنية الموسمية ، الاستقرار ، منهجية بوكس-جينكنز ، الطلب على الطاقة الكهربائية

### مقدمة:

اهتم الباحثون في المجالات التطبيقية ولاسيما الذين لهم العلاقة بالدراسات والبحوث التنبؤية ووضعوا العديد من الطرق والوسائل الاحصائية لغرض السيطرة على الظواهر المختلفة ، ومن هذه الظواهر ظاهرة الطلب على الطاقة الكهربائية ولاشك ان للطاقة الكهربائية بصورة عامة اهمية بالغة في حياتنا اليومية ولغرض الوصف والسيطرة على هذه الظاهرة حيث بالامكان استخدام ادوات ووسائل كمية والمتمثلة بالوسائل والادوات الاحصائية ومنها موضوع تحليل السلاسل الزمنية من خلال استخدام منهجية بوكس-جينكنز (Box & Jenkins(B-J)) والتي تتمثل بالنماذج الاحصائية والتي تستخدم لتكوين القيم التنبؤية للمستقبل باستخدام نماذج دقيقة وملائمة مع بيانات الظاهرة المدروسة، حيث ان هذه التنبؤات تساعد المديرين والمخططين في مجال توزيع الطاقة الكهربائية في السيطرة وتوفير الكمية المناسبة منها والتي تحتاجها المنطقة حيث ان تزويد اي منطقة بالطاقة الكهربائية يجب ان يعتمد على كمية التي تحتاجها ولا تتحقق ذلك الا عن طريق التنبؤ بالكميات التي تحتاجها المنطقة اي بمعنى اخر ان يكون لدى الجهات المعنية المعلومات المسبقة بالكميات المطلوبة من الطاقة الكهربائية. ومن هذا المنطلق جاء هدف البحث في ايجاد وتحديد افضل الانموذج دقيق وكفؤ وملائم مع بيانات السلسلة الزمنية لكميات الطلب على

الطاقة الكهربائية لمدينة اربيل حيث يرى الباحثان ان هذه التنبؤات والتي تستخدم الاسلوب العلمي والدقيق تساعد في تزويد الجهات المعنية بالمعلومات اللازمة لاتخاذ القرارات بشأن المستقبل ، اما مشكلة البحث فتمثل في كيفية استخدام نماذج السلاسل الزمنية وبالتحديد منهجية بوكس-جينكنز (Box & Jenkins(B-J)) في تحديد اكفاً وادق الانموذج وبالتالي استخدام هذا الانموذج في تكوين قيم وفترات الثقة للتنبؤ بالمستقبل.

### 1: الجانب النظري:

ان لعملية التنبؤ اهمية كبيرة فقد اهتم الباحثون في شتى المجالات ووضعوا العديد من الطرق والنماذج التنبؤية وكانت من ابرزها نماذج بوكس-جينكنز (Box & Jenkins(B-J)) حيث اثبتت هذه النماذج كفاءتها ودقتها في مجالات تطبيقها ، لهذا السبب في هذا الجزء من البحث سوف تتناول دراسة النماذج السلاسل الزمنية الموسمية ومراحل بنائها بانواع منهجية (B-J).

#### 1.1: السلسلة الزمنية الموسمية : Seasonal Time Series

يقصد بها مجموعة من القيم المشاهدات المرتبطة مع بعضها البعض والتي تولدت بشكل متعاقب مع استمرار الزمن وتحتوي على ظاهرة الموسمية اي ان هنالك نمط تعيد نفسه كل فترة زمنية ثابتة (Fixed intervals) خلال عدد من السنوات المتتالية (Brock Well & Davis,1991) وتدعى هذه الفترة بالفترة الموسمية ويرمز لها بالرمز (s) وقد تكون سنة او فصلا او شهرا او تعيد نفسها كل عدد من الاوقات المتقاربة اي ان:

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

ويكون من الصعب تحديد فترة الموسمية اذا كان البيانات السلسلة الزمنية مدمجة مع تأثير الاتجاه العام حيث يجب معالجة مشكلة الاتجاه العام بعدها يمكن تحديد فترة الموسمية عندما تكون البيانات مستقرة ويمكن استخدام الفروق لتحويل البيانات الى حالة الاستقرار لازالة نمط الاتجاه العام في بيانات السلسلة الزمنية الغير المستقرة ، ويتم تحديد الموسمية عن طريق فحص قيم الارتباطات الذاتية للفترة الموسمية (Makridakis & McGee,1983) فاذا وجدة ان قيم الارتباطات الذاتية لها فروقات معنوية عند فترات زمنية ثابتة ( طول الموسم) فان السلسلة الزمنية المستقرة تكون موسمية (Anderson,1976). وتوجد بعض المعايير الاحصائية التي تستخدم في وصف نوعية السلسلة الزمنية وتسهيل نمذجتها وتتمثل بما يأتي:

#### 1.2: دالة الارتباط الذاتي: Autocorrelation Function (ACF)

يعرف معامل الارتباط الذاتي بانه مقياس يقيس درجة العلاقة بين قيم السلسلة الزمنية مع نفسها عند فترات ازاحة موسمية مختلفة ، ويمكن تقدير معامل الارتباط الذاتي في حالة السلاسل الزمنية الموسمية عند الازاحة (S) حسب الصيغة التالية (Wei,1990):

$$\hat{\rho}_s = \frac{Cov(Z_t, Z_{t+s})}{\sqrt{Var(Z_t)Var(Z_{t+s})}} \quad (1), S, t = 1, 2, \dots, n$$

حيث ان  $Z_t$  تمثل قيم مشاهدات السلسلة الزمنية ،  $\bar{Z}$  يمثل الوسط الحسابي للسلسلة الزمنية وان (S) تمثل عدد ازاحات (فجوات) الموسمية. ان توزيع الاحصائي لمعاملات قيم الارتباط الذاتي يتوزع توزيع طبيعي بوسط حسابي صفر وتباين  $(1/n)$  حيث ان (n) يمثل الحجم العينة وتكتب كالاتي:

$$\rho_s \sim NID(0, 1/n) \quad \forall S = 1, 2, \dots$$

ان دالة الارتباط الذاتي (ACF) تستخدم في تحليل السلاسل الزمنية الموسمية حيث تعطي معلومات حول سلوك الظاهرة وعن مكوناتها. وتساعد في تحديد الاستقرار السلسلة وهل يوجد موسمية في البيانات السلسلة الزمنية. وهناك عدد من الاختبارات لتحديد استقرار السلسلة الزمنية ومن هذه الاختبارات استخدم اختبار (Portmanteau) في البحث حيث اعتمدت هذه الصيغة على معاملات المقدرة لدالة الارتباط الذاتي كما في الصيغة ادناه (Box and Pierce,1970):

$$Q = n \sum_{k=1}^m \hat{\rho}_k^2 \sim \chi^2(m) \quad (2)$$

حيث يعتبر البيانات السلسلة الزمنية مستقرة عندما يكون احصاءة الاختبار (Q) اقل من القيمة الجدولية للاختبار

(  $\chi^2(m, \alpha)$  ) عند درجات الحرية (m) حيث ان (m) يمثل اكر ازاحة موسمية .

### 1.3: دالة الارتباط الذاتي الجزئي: Partial Autocorrelation Function (PACF)

يعرف معامل الارتباط الذاتي الجزئي بأنه مقياس لقياس درجة العلاقة بين قيم الظاهرة  $Z_t$  و  $Z_{t+S}$  بثبوت بقية الفترات الواقعة بينهما  $Z_{t+1}, \dots, Z_{t+S-1}$ . حيث ان هذه الدالة (PACF) لا يقل اهميتها عن دالة الارتباط الذاتي (ACF) فهي ايضا مقياس مهم في تحليل السلسلة الزمنية في تشخيص الانموذج وتحديد درجته بشكل اولي ومن ثم فحص ملائمة الانموذج من خلال اختبار عشوائية الاخطاء (البواقي) (Wei,1990).

### 1.4: نماذج السلاسل الزمنية الموسمية: Seasonal Time Series Models

#### 1.1.4: الانموذج الانحدار الذاتي الموسمي: Seasonal Autoregressive Model (SAR)

أن الصيغة الرياضية للنموذج الانحدار الذاتي الموسمي من الدرجة (P) تكون كما يأتي (الجادر وزين العابدين، 1985):

$$Z_t = \phi_S Z_{t-S} + \phi_{2S} Z_{t-2S} + \dots + \phi_{PS} Z_{t-PS} + a_t \quad (3)$$

حيث ان:

$Z_{t-iS}$ : قيم مشاهدات السلسلة الزمنية الموسمية،  $i = 0, 1, 2, \dots, P$ ،

$S$ : طول الفترة الموسمية.

$\phi_{iS}$ : قيم معالم السلسلة الزمنية الموسمية،  $i = 1, 2, \dots, P$ ،

$P$ : درجة الانموذج الموسمي.

$a_t$ : الخطأ (الضجة) (White Noise)، حيث ان  $a_t \sim \text{NID}(0, \sigma_a^2)$

#### 2.1.4: الانموذج الاوساط المتحركة الموسمي: Seasonal Moving Average Model (SMA)

ان الصيغة العامة للانموذج الاوساط المتحركة الموسمية من الدرجة (Q) تكتب بالشكل التالي (بري، 2002):

$$Z_t = a_t - \theta_S a_{t-S} - \theta_{2S} a_{t-2S} - \dots - \theta_{QS} a_{t-QS} \quad (4)$$

حيث ان  $\theta_{iS}$  تمثل معالم الاوساط المتحركة الموسمي حيث  $(i = 1, 2, \dots, Q)$  وان  $Q$  تمثل درجة الانموذج الموسمي.

ويمكن كتابة الانموذج الانحدار الذاتي والوساط المحركة والمذكورة في المعادلتين (3,4) على التوالي بدلالة عامل الازاحة (الارتداد الخلفي (B)) وكما مبين ادناه:

$$a_t = \phi_P(B^S)Z_t \quad (5)$$

$$Z_t = \theta_Q(B^S)a_t \quad (6)$$

#### 2.1.5: الانموذج المختلط (الانحدار الذاتي-الوساط المتحركة) الموسمي:

#### Seasonal Mixed (Autoregressive-Moving Average) Model (SARMA)

ان الصيغة العامة للانموذج المختلط الموسمي من الدرجة (P,Q) باستخدام عامل الارتداد الخلفي (B) تكتب حسب

الصيغة التالية (الخضيرى، 1996):

$$\begin{aligned} \phi_P(B^S)Z_t &= \theta_Q(B^S)a_t \\ (1 - \phi_S B^S - \phi_{2S} B^{2S} - \dots - \phi_{PS} B^{PS})Z_t \\ &= (1 - \theta_S B^S - \theta_{2S} B^{2S} - \dots - \theta_{QS} B^{QS})a_t \end{aligned} \quad (7)$$

وايضا يمكن كتابة الانموذج المختلط بالشكل التالي:

$$Z_t = \phi_S Z_{t-S} + \phi_{2S} Z_{t-2S} + \dots + \phi_{PS} Z_{t-PS} + a_t - \theta_S a_{t-S} - \theta_{2S} a_{t-2S} - \dots - \theta_{QS} a_{t-QS} \quad (8)$$

ان النماذج اعلاه تنطبق على السلاسل الزمنية المستقرة، اما اذا كانت السلسلة الزمنية غير مستقرة ففي هذه الحالة يتم ايجاد الانموذج بعد اخذ الفروق الموسمية المطلوبة لتكوين سلسلة زمنية مستقرة، حيث ان عامل الفرق الموسمي من درجة D هو:

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



عندما يكون السلسلة الزمنية الموسمية غير مستقرة يجب تحويلها الى سلسلة مستقرة حينئذ يكون الانموذج الموسمي الارتدادي (SARIMA) Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average model كما في الصيغة التالية (Box and Jenkins, 1976):

$$\begin{aligned} \phi_p(B^S) \nabla_s^D Z_t &= \theta_q(B^S) a_t \\ (1 - \phi_s B^S - \phi_{2s} B^{2S} - \dots - \phi_{ps} B^{pS})(1 - B^S)^D Z_t &= (1 - \theta_s B^S - \theta_{2s} B^{2S} - \dots - \theta_{qs} B^{qS}) a_t \end{aligned} \quad (9)$$

### 2.1.6: الانموذج الموسمي المضاعف: Multiplicative Seasonal Model (SARIMA)

أن الصيغة العامة للنموذج الموسمي المضاعف من الدرجة  $(p, d, q)_S (P, D, Q)_S$  تكتب حسب الصيغة التالية (الخضيري، 1996)

$$\phi_p(B) \phi_P(B^S) \nabla^d \nabla_s^D Z_t = \theta_q(B) \theta_Q(B^S) a_t \quad (10)$$

حيث ان :

- $p$  : درجة الانموذج الانحدار الذاتي غير الموسمي.
- $d$  : درجة الفرق غير الموسمي.
- $q$  : درجة الانموذج الاوساط المتحركة غير الموسمي.
- $\phi_p(B)$  : معامل الانحدار الذاتي غير الموسمي.

$$\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$$

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

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

$$\theta_q(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q$$

$P$  : درجة الانموذج الانحدار الذاتي الموسمي.

$D$  : درجة الفرق الموسمي.

$Q$  : درجة الانموذج الاوساط المتحركة الموسمي.

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

$$\phi_P(B^S) = 1 - \phi_s B^S - \phi_{2s} B^{2S} - \dots - \phi_{ps} B^{pS}$$

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

$\theta_Q(B^S)$  : معامل الاوساط المتحركة الموسمي.

$$\theta_Q(B^S) = 1 - \theta_s B^S - \theta_{2s} B^{2S} - \dots - \theta_{qs} B^{qS}$$

### 1.5: اختبار استقرارية السلسلة الزمنية، Testing Stationary of Time Series

ان تحليل السلاسل الزمنية للظواهر المختلفة تفترض ان تكون السلسلة قيد الدراسة مستقرة اي ساكنة خالية من اي تذبذبات ولكن في كثير من الاحيان عند اخذنا للسلسلة الزمنية عن الظواهر الطبيعية مثلا الدرجات الحرارة، الرطوبة النسبية، كمية الامطار المتساقطة وما الى ذلك نجد ان السلسلة الزمنية تكون غير مستقرة، ويمكن ان نستدل ما اذا كانت السلسلة الزمنية مستقرة او غير مستقرة من خلال رسم السلسلة الزمنية عبر الزمن او من خلال رسم قيم معاملات الارتباطات الذاتية (ACF). ان عدم استقرارية السلسلة تعود للاسباب التالية (عطية، 2000):

- ✓ وجود اتجاه عام في السلسلة الزمنية ( ان تحتوي السلسلة على نمط متزايد او متناقص عبر الزمن ويعود ذلك الى عدم ثبات متوسط السلسلة عبر الزمن اي عدم استقراريتها حول المتوسط)
- ✓ وجود تذبذبات او تقلبات موسمية ( هناك نمط معين او ثابت تعيد نفسها كل فترة زمنية ثابتة وتسمى طول الموسم (S).
- ✓ وجود تذبذبات مختلفة غير ثابتة في السلسلة الزمنية ويكون سبب هذه الاختلافات هو تباينات السلسلة الزمنية غير ثابتة عبر الزمن اي وجود حالة عدم استقرارية للسلسلة حول التباين.

لتجريد او لازالة السلسلة الزمنية من حالة عدم الاستقرارية وتحويلها الى سلسلة مستقرة نقوم باتباع الطرق والاساليب التالية (الغانم، 2003): في حالة وجود اتجاه عام في السلسلة يتم اخذ الفروقات من الدرجات المعينة حسب فترات ازاحة معينة فمثلا عند اخذ الفروق من الدرجة الاولى تكون:

$$W_t = Z_t - Z_{t-1} = (1 - B)Z_t$$

وعند اخذ الفروق من الدرجة الثانية تكون:

$$W_t = \nabla^2 Z_t = \nabla Z_t - \nabla Z_{t-1} = (1 - B)^2 Z_t$$

حيث ان (B) تمثل معامل الارتداد الخلفي اي ان  $\nabla = (1 - B)$ . حيث يقوم الباحث باخذ الفروق من درجة (d) حتى يحصل على سلسلة زمنية مستقرة وان الفروق من درجة (d) تكون:

$$W_t = \nabla^d Z_t = (1 - B)^d Z_t$$

ولازالة التأثيرات الموسمية من السلسلة الزمنية يتم اخذ الفروق الموسمي وذلك من خلال طرح القيم من بعضها البعض حسب طول فترة الموسمية (فترة الازاحة او الابطاء) فعلى سبيل المثال عند اخذ الفرق الموسمي الاول وكان طول الموسم ربع سنوي اي ان الموسمية تعيد نفسها كل اربعة اشهر فتكون (عطية، 2000):

$$y_t = Z_t - Z_{t-4}$$

اما اذا كان طول الفترة الموسمية اثنا عشرة شهرا واخذنا الفروق الموسمي من الدرجة الاولى فتكون :

$$y_t = Z_t - Z_{t-12}$$

حيث ان  $y_t$  تمثل السلسلة الزمنية التي تمت ازالة التأثيرات الموسمية منها و  $Z_t$  تمثل السلسلة الزمنية الاصلية. نفرض ان لدينا سلسلة زمنية ولتكن  $y_t$  وفي حالة عدم ثبات التباين ناخذ الجذر التربيعي (على سبيل المثال) للسلسلة الزمنية فتكون لدينا سلسلة زمنية اخرى فنسميها  $Z_t$  وفي حالة وجود اتجاه عام اي عدم ثبات متوسط السلسلة المحولة يتم اخذ الفروق من الدرجة الاولى (مثلا) حتى نحصل على سلسلة زمنية مستقرة فنكون سلسلة زمنية اخرى فنسميها  $W_t = Z_t - Z_{t-1}$  ولازالة التأثير الموسمي يتم اخذ الفرق الموسمي الاول وذلك حسب طول الموسم مثلا اربعة اشهر فنكون سلسلة اخرى ولتكن  $F_t = W_t - W_{t-4}$  وهكذا....

**1.6؛ مراحل بناء الانموذج الموسمي:** بعد التحقق من استقرارية السلسلة الزمنية للظاهرة المدروسة، يتم الاعتماد على منهجية (بوكس-جينكنز) واستخدام هذه المنهجية في تحديد احد نماذجها في التنبؤ المستقبلي وان هذه المنهجية تعتمد على اربعة

مراحل بهدف تحديد الانموذج الملائم التي تمثل الظاهرة المدروسة. وهي كما يأتي (Box and Jenkins, 1976):

**1.6.1؛ مرحلة التشخيص:** يتم تشخيص الانموذج المناسب والتي تمثل الظاهرة المدروسة او تحديده من خلال مطابقة رسم دالتي الارتباط الذاتي (ACF) والارتباط الذاتي الجزئي (PACF) مع السلوك النظري لهاتين الدالتين حيث يتم الاعتماد حسب منحنى دالتي الارتباط الذاتي والجزئي وكما مبين ادناه (الخضير، 1996):



الجدول (1) تمثل طبيعة الانموذج بأعتماد على السلوك النظري لمنحني الارتباط الذاتي

الانموذج	دالة الارتباط الذاتي (ACF)	دالة الارتباط الذاتي الجزئي (PACF)
SAR(P)	تناقص تدريجيا تسلك سلوكا اسيا او سلوك دالة الجيب (يتلاشي تدريجيا)	قطع بعد الازاحة الموسمية P (Cuts-off)
SMA(Q)	قطع بعد الازاحة الموسمية P (Cuts-off)	تناقص تدريجيا تسلك سلوكا اسيا او سلوك دالة الجيب (يتلاشي تدريجيا)
SARMA(P,Q)	تناقص تدريجيا تسلك سلوكا اسيا او سلوك دالة الجيب (يتلاشي تدريجيا)	تناقص تدريجيا تسلك سلوكا اسيا او سلوك دالة الجيب (يتلاشي تدريجيا)

المصدر: الخضير، 1996

**1.6.2: مرحلة التقدير:** في هذه المرحلة يتم تقدير معالم الانموذج الموسمي الذي تم اختياره في المرحلة الأولى، حيث ان هنالك عدة من الطرائق لتقدير معالم الانموذج ومن اهمها طريقة مربعات الصغرى الاعتيادية ( Method of Ordinary Least Square) و طريقة الامكان الاعظم (Maximum Likelihood Method) (Box&Pierce,1970).

**1.6.3: مرحلة تحديد كفاءة النماذج:** بعد تقدير ناتي الى اختبار مدى معنوية معالم النماذج وهل هي ضرورية ببقائها في الانموذج او انها غير معنوية وعندها يجب حذف المعالم منا الانموذج لأنها لا تختلف معنويا عن الصفر (برى 2002). بعد اخباء النماذج المعنوية نقوم بالبحث عن افضل الانموذج كفاء من خلال استخدام عدد من المعايير لتحديد مدى كفاءة النماذج حيث تم استخدم في البحث معيارين وكما مبين ادناه (Box and Jenkins,1976):

### 1.6.3.1: متوسط مربعات الاخطاء MSE ، Mean Square Error

ويمكن حسابه باستخدام الصيغة التالية (Box & Jenkins,1976):

$$MSE = \frac{\sum_{t=1}^n a_t^2}{n - r} \quad (10)$$

حيث ان (r) تمثل عدد المعالم المقدره في الانموذج.

### 1.6.3.2: معيار (Akaike information criterion AIC)

ويمكن حسابه باستخدام الصيغة التالية (Akaike,1973):

$$AIC = n \ln(MSE) + n(\ln 2\Pi + 1) + 2[(p + q) + 1] \quad (11)$$

### 1.6.3.3: معيار (Akaike information criterion AICc) المعدل:

ويمكن حسابه باستخدام الصيغة التالية (Akaike,1973):

$$AIC_c = n \ln(MSE) + n(\ln 2\Pi + 1) + \frac{2[(p + q) + 1]n}{n - (p + q) - 2} \quad (12)$$

حيث ان:



( $r$ ) تمثل عدد المعلمات المقدرة في الانموذج.

$a_t$  : تمثل الخطأ أو (الضجة).

$n$  : تمثل عدد مشاهدات السلسلة الزمنية.

$\Pi$  : كمية ثابتة وتساوي (3.141592654).

$p$  : عدد المعلمات المقدرة في الانموذج الانحدار الذاتي.

$q$  : عدد المعلمات المقدرة في الانموذج المتوسط المتحرك.

#### 1.6.4 : فحص ملائمة الانموذج Diagnostic Checking of Model

بعد اختيار افضل الانموذج معنوي من بين النماذج المعنوية الاخرى باستخدام المعايير المستخدمة ، ياتي مرحلة فحص مدى ملائمة او صلاحية الانموذج لتمثيل بيانات السلسلة الزمنية ويتم ذلك عن طريق فحص البواقي (الخطاء) ويتم ذلك باستخدام اختبار (Portmanteau) لفحص مدى ملائمة الانموذج وذلك باعتماد على احصاء  $Q$  (احصائية Box & Pierce) لاختبار معنوية الارتباطات الذاتية للبواقي وحسب الصيغة التالية (Box and Pierce, 1970):

$$Q = n \sum_{k=1}^m \hat{\rho}_k^2 \sim \chi^2(m-r, \alpha) \quad (14)$$

حيث ان:

( $m$ ) يمثل اكبر ازحة ل  $k$  .

$\hat{\rho}_k$  : يمثل تقدير معاملات الارتباط الذاتي للبواقي .

فاذا كانت قيمة الاختبار  $Q$  اصغر من قيمة  $\chi^2$  الجدولية وعند درجات الحرية ( $m - r$ ) ومستوى المعنوية ( $\alpha$ ) تقبل فرضية العدم ونستنتج من ذلك ان الارتباطات الذاتية غير معنوية مما يدل على ان البواقي عشوائية وتوزع توزيعا طبيعيا مما يؤكد الى ان الانموذج جيد وملائم .

## 2 : جانب التطبيقي :

### 2.1 : وصف البيانات :

من اجل تحقيق الهدف الذي جاء به البحث ، قام الباحثان باستخدام السلسلة الزمنية والتي تمثل بمقدار الطلب على الطاقة الكهربائية لمدينة اربيل والمقدرة باليكاواط والتي اخذت من (مديرية العامة لكهرباء مدينة اربيل - قسم السيطرة) ، حيث تكونت السلسلة الزمنية لكميات الطلب من (111) مشاهدة والتي تمثل المعدل الشهري للفترة المأخوذة من 2010 الى 2019 وان متوسط السلسلة الزمنية لكميات الطلب كانت (1003) وقيمتها الدنيا كانت (344) سجلت في شهر (Oct.) من سنة (2010) واقصى قيمتها كانت (2218) حيث سجلت في شهر (Jan.) من سنة (2018) وكما مبين في الجدول (1) . وتم الحصول على النتائج مستخدما برنامج الاحصائي الجاهز (STATGRAPHICS Centurion) وبرنامج (MS.EXEEL) ."

الجدول رقم (2) يبين معدل الاسبوعي بمقدار الطلب على الطاقة الكهربائية للفترة (2010-2019)

Months	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Jan.	668	660	845	979	1163	1274	1652	1976	2218	2211
Feb.	635	668	856	984	1057	1240	1524	1829	2216	2128
Mar.	572	502	648	876	850	951	1199	1442	1738	1373
Apr.	482	441	514	555	665	806	962	1072	1241	
May.	433	345	480	591	674	847	964	1045	1256	
Jun.	469	512	598	734	840	1042	1201	1319	1426	

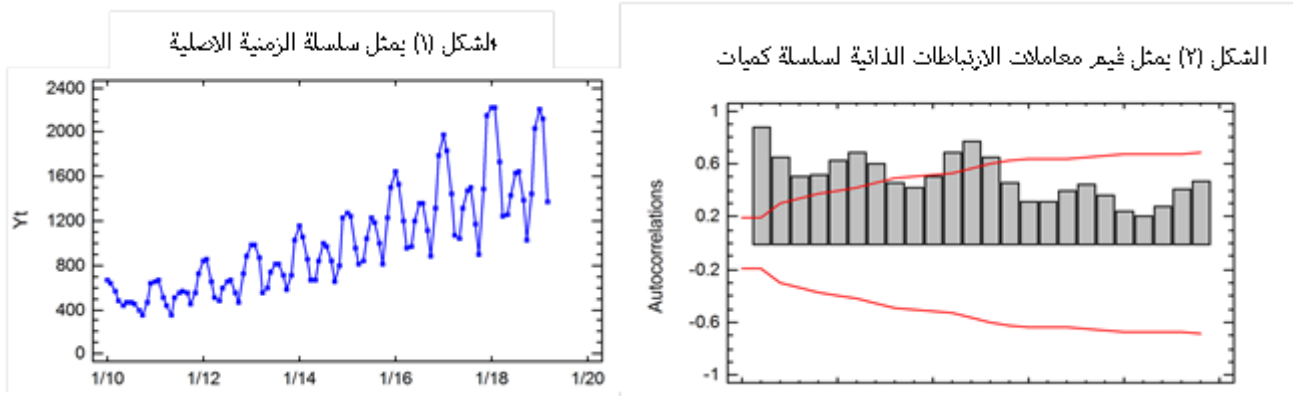


Jul.	467	550	654	814	995	1225	1353	1467	1634
Aug.	457	573	661	808	974	1186	1355	1497	1653
Sep.	397	545	549	717	842	1002	1119	1168	1392
Oct.	344	455	463	586	653	804	885	893	1025
Nov.	468	545	725	705	795	1235	1309	1483	1442
Dec.	638	718	881	1021	1224	1498	1795	2153	2034

## 2.2: تحليل السلسلة الزمنية:

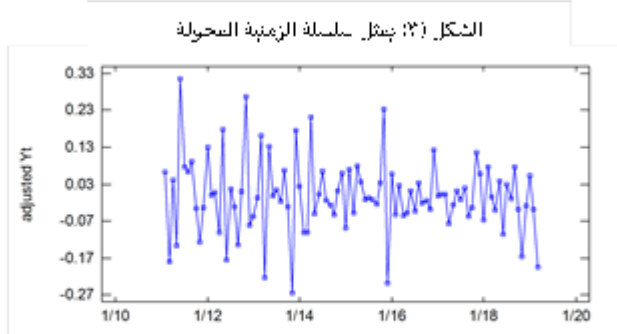
### 2.2.1: رسم السلسلة الزمنية:

يتم رسم السلسلة الزمنية للمعدلات الاسبوعية لكميات الطلب على الطاقة الكهربائية وايضا رسم معاملات قيم دالة الارتباط الذاتي من اجل التعرف على خصائص الاولية للسلسلة الزمنية وكما مبين ادناه:



### 2.2.2: اختبار استقرارية السلسلة الزمنية:

من خلال رسم السلسلة الزمنية كما مبين في الشكل (1) تبين بأن هنالك اتجاه عام (تزايد) وهذا يعني بان السلسلة غير مستقرة حول المتوسط عبر الزمن ، اضافة الى وجود تذبذبات ويعني بان تباين السلسلة غير مستقر. ولتأكد من عدم استقرارية السلسلة تم رسم معاملات دالة الارتباط الذاتية كما في الشكل (2) على التوالي ونستنتج من الرسم ان معاملات دالة الارتباط الذاتي لا تدخل ضمن حدود الثقة  $(\pm 0.1860 \pm \frac{1.96}{\sqrt{111}})$ ، ومن اجل حصول على الاستقرارية تم اخذ الفرق الاول للسلسلة الزمنية وذلك لأزاله عدم الاستقرارية حول المتوسط وكذلك اخذ تحويل اللوغاريتم الطبيعي لغرض ازالة عدم الاستقرارية حول التباين ، مع ملاحظة من الشكل (4) وجود التذبذبات تعيد نفسها كل (12) شهرا وهذا يدل على وجود مركبة موسمية وبالتالي وجود تأثيرات موسمية في بيانات السلسلة الزمنية. ولإزالة هذه التأثيرات اخذنا الفرق الموسمي الاول من الدرجة (12) وذلك بعد اخذ (الفرق الاول والتحويل اللوغاريتم الطبيعي) وبعد رسم معاملات دالة الارتباط الذاتي تبين بان السلسلة تحولت الى حالة الاستقرارية وان معاملات قيم الدالة الارتباطات الذاتية كلها غير معنوية ( مستقرة ) ماعدا عند ازاحة (1) و (12). كما في الاشكال (3و4) ويتضح ان قيم معاملات الارتباطات الذاتية تقع تقريبا بين حدي الثقة  $(\pm 0.1860)$ .



#### 2.4 تشخيص الانموذج الموسمي وتقدير معالمته:

بعد مرحلة التحقق من استقرارية السلسلة الزمنية قيد البحث تأتي الى مرحلة تشخيص الانموذج التي يتلائم مع بيانات المأخوذة ، ونظرا لصعوبة التشخيص بأعتماد على الجانب النظري اي صعوبة مطابقة النمط المذكور في جانب النظري مع نتائج التحليل بيانات السلسلة الزمنية ولهذا السبب تم اختيار عدد من النماذج الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك الموسمية والغير الموسمية (نماذج مختلطة) ذو رتب  $(p, q, P, Q = 0,1,2,3,4)$  وقبل التشخيص تم التأكد من معنوية النماذج التي تم اختيارها من قبل الباحثان وبعد التحليل توصلنا الى مجموعة من النماذج المعنوية وكما مبين في الجدول رقم (4). بعدها تأتي الى اختيار افضل الانموذج مشخص من بين النماذج المعنوية ويتم ذلك على اساس قيم المعايير التي تناولناها في جانب النظري بالاعتماد على المعادلات (10,11,12) على التوالي ، وبالتالي نختار افضل الانموذج التي تمتلك اقل قيمة للمعايير المستخدمة .

الجدول (3) يمثل تطبيق المعايير على النماذج المعنوية لسلسلة كمية الطلب				
Models	RMSE	MSE	AIC	AICc
SAIRMA(0,1,1)(0,1,0) <sup>12</sup>	90.4599	8182.9935	1319.0936	1319.2047
SAIRMA(0,1,1)(1,1,2) <sup>12</sup>	64.5639	4168.4972	1250.2239	1250.7953
SAIRMA(1,1,0)(1,1,2) <sup>12</sup>	65.1616	4246.0341	1252.2696	1252.8410
SAIRMA(0,1,0)(0,1,3) <sup>12</sup>	65.433	4281.4775	1251.1923	1251.5696
SAIRMA(1,1,1)(0,1,3) <sup>12</sup>	65.3295	4267.9436	1254.8409	1255.6485
SAIRMA(0,1,0)(2,1,2) <sup>12</sup>	68.0977	4637.2967	1262.053798	1262.6252

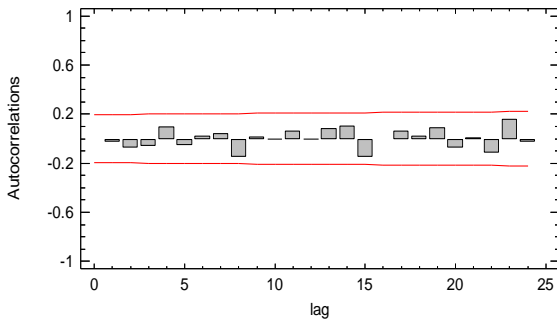
المصدر: تم الاعداد بالاعتماد على STATGRAPHICS Centurion

#### 2.5 فحص ملائمة الانموذج المشخص:

بهدف فحص ملائمة الانموذج المشخص لسلسلة الزمنية تم رسم قيم معاملات دالة الارتباط الذاتي للبواقي (باعتماد على برنامج STATGRAPHICS Centurion) للنموذج المشخص  $SARIMA(0,1,1)(1,1,2)^{12}$  كما مبين في الشكل رقم (5) حيث من خلال رسم قيم معاملات الارتباطات الذاتية للبواقي للنموذج المشخص لسلسلة كميات الطلب ان قيمها تقع بين حدي الثقة  $(\pm \frac{1.96}{\sqrt{111}} = \pm 0.1860)$  وهذا يدل على ان الانموذج المشخص ملائم ، لغرض تشخيص الانموذج الملائم قام الباحثان استنادا على اختبار (Box-Pierce test) لاختبار عشوائي البواقي للنموذج المعنوي كما في المعادلة رقم (14) (نقارن القيم المحسوبة والذي مقدارها (14.5494) للنموذج المشخص مع قيمتها الجدولية وباللغة (31.4104) عند درجات الحرية  $m=20$ ) حيث ان  $m$  تمثل اكر ازاخة و  $r$  تمثل عدد معاملات الانموذج المشخص وعند مستوى معنوية (0.05) حيث نلاحظ ان القيمة المحسوبة للاختبار كانت اقل من القيمة الجدولية وهذا يدل على عشوائية الاخطاء وبالتالي ملائمة النموذج للتنبؤ (المستقبلي).



الشكل (5) يمثل قيم معاملات الارتباطات الذاتية للباقي للنموذج SARIMA(0,1,1)(1,1,2)12 لسلسلة الزمنية المستقرة



الجدول (4) يمثل قيم التقديرية لمعاملات الانموذج الموسمي المضاعف SARIMA (0,1,1)(1,1,2)12

المعاملات	القيم المقدرة	P-value
$\theta_1$	0.409904	0.000044
$\phi_1$	-0.727956	0.000000
$\theta_1$	-0.162831	0.003584
$\theta_2$	0.848366	0.000000

المصدر: تم الاعداد بالاعتماد على STATGRAPHICS Centurion

ويمكن كتابة الانموذج الموسمي المضاعف الملائم لبيانات السلسلة الزمنية المستقرة SARIMA (0,1,1)(1,1,2)12 بالاعتماد على المعادلة رقم (10) وحسب القيم المعلمات المقدرة للنموذج المذكور كما في الجدول رقم (4) وكما يأتي:

$$\phi_1(B)\nabla \nabla_{12}Z_t = \theta_1(B)\theta_2(B^{12})a_t$$

ويمكن اعادة كتابة الصيغة اعلاه مع تعويض قيم المعلمات للنموذج كما مبين ادناه:

$$(15) (1 + 0.727956 B)(1 - B)(1 - B^{12})Z_t = (1 - 0.409904B)(1 + 0.162831B^{12} - 0.848366B^{24})a_t$$

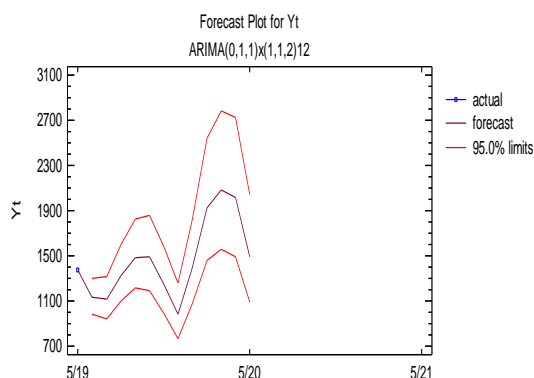
قمنا باستخدام الانموذج الموسمي المضاعف المذكور اعلاه في التنبؤ بكمية الطاقة الكهربائية لمدينة اربيل وتم استخدام البرنامج الاحصائي الجاهز (STATGRAPHICS Centurion) في تكوين قيم التنبؤية والفترات الثقة التابعة لها لـ (12) شهر لسنة (2020-2019) وان النتائج مبين في الجدول رقم (5). وتم رسم السلسلة الزمنية والقيم التنبؤية لفترات الثقة والموضح كما في الشكل رقم (6,7).

الجدول (5) يمثل قيم التنبؤية وفترات الثقة لسلسلة الزمنية لكمية الطلب على الطاقة الكهربائية لمدينة اربيل لسنة (2020-2019) لـ 12 شهرا

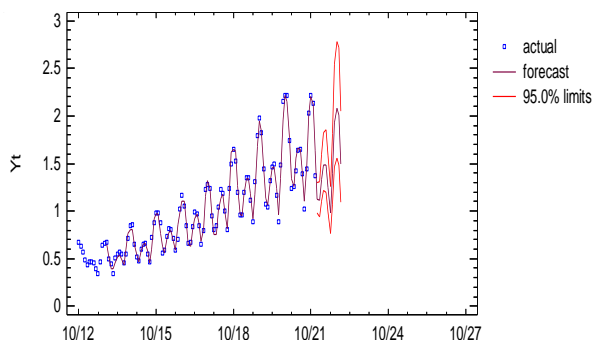
الاسبوع	قيم التنبؤية	فترة الثقة الدنيا	فترة الثقة العليا
19-Apr	1128.71	978.524	1301.94
19-May	1112.69	942.701	1313.33
19-Jun	1326.8	1101.64	1597.98
19-Jul	1487.06	1212.45	1823.88
19-Aug	1488.17	1193.25	1855.98
19-Sep	1251.53	988.05	1585.28
19-Oct	980.135	762.599	1259.72
19-Nov	1394.56	1070.21	1817.22
19-Dec	1927.87	1460.25	2545.24
20-Jan	2081.13	1556.76	2782.12
20-Feb	2013	1487.87	2723.48
20-Mar	1494.42	1091.92	2045.3

المصدر: تم الاعداد بالاعتماد على STATGRAPHICS Centurion

الشكل (7) تمثل سلسلة القيم وفترات الثقة المتنبأ بها لـ 12 شهرا



الشكل (6) يمثل سلسلة كميات الطلب على الطاقة الكهربائية مع القيم وفترات الثقة المتنبأ بها لـ 12 شهرا



### 3.1: الاستنتاجات:

اعتمادا على الجانب التطبيقي تم التوصل الى عدد من الاستنتاجات وكما مبين ادناه:

1. وجود اتجاه عام متزايد في بيانات السلسلة الزمنية مع وجود نمط موسمي تعيد نفسها كل 12 شهرا وهذا دل على عدم استقرار السلسلة الزمنية ، ولإزالة الاتجاه العام تم اخذ الفرق الاول وكذلك لإزالة التغيرات والتواءات القليلة تم اخذ اللوغاريتم الطبيعي ، اما لإزالة التأثير الموسمي تم اخذ الفرق الموسمي الاول من درجة 12 وبعد ازالة التأثيرين من السلسلة توصل الباحثان الى حالة الاستقرار في بيانات السلسلة المذكورة.
2. ان الاتجاه المتزايد تؤكد وجود طلب متزايد على الطاقة الكهربائية حسب السلسلة الزمنية التي تمثل البيانات الاسبوعية وكذلك تتكرر الحاجة كل 12 شهرا.
3. استنتج الباحثان ان هنالك (6) نموذجا معنويا من بين النماذج الموسمية المضاعفة والتي تم اخذها من قبل الباحثان، وبعد تطبيق معايير الثلاثة وذلك لغرض تشخيص الانموذج الكفوء استنتج الباحثان ان الانموذج  $SARIMA(0,1,1)(1,1,2)^{12}$  قد تم تحديده وتشخيصه لامتلاكه اقل قيم للمعايير الثلاثة (MSE, AIC, AICC) مقارنة مع النماذج الاخرى المعنوية.
4. تم اخذ الانموذج المشخص والملائم لغرض التنبؤ المستقبلي لكميات الطلب على الطاقة الكهربائية في مدينة اربيل وتم حساب القيم التنبؤية وفترات الثقة لمدة 12 شهرا لسنة (2020-2019) .

### 3.2: التوصيات:

على ضوء الاستنتاجات يوصي الباحثان بما يلي:

1. الاخذ بنتائج هذا البحث والصيغة التي تم الاعتماد عليها في عملية التنبؤ من قبل الجهات المعنية (وزارة كهرباء/اقليم كردستان العراق) لما لها من اهمية كبيرة في عملية التخطيط للمستقبل لاتباع الباحثان الاسلوب العلمي الدقيق والملائم في التنبؤ.
2. نوصي الباحثين باخذ البيانات عن الظاهرة المدروسة لمدن اخرى او على مستوى المحافظة والاقضية لغرض التنبؤ والاستفادة منها في التخطيط المستقبلي وكذلك لغرض المقارنة بينها.

### المصادر:

- الخضيري ،محمد قدوري عبد ، (1996) ، "دراسة مقارنة لطرائق التقدير والتنبؤ لبعض نماذج بوكس -جينكز الموسمية " ، رسالة ماجستير احصاء - كلية الادارة والاقتصاد- جامعة بغداد.
- الغانم ، احمد بن عبد الله،(2003)، " تحليل السلسلة الزمنية لمؤشر اسعار الاسهم في المملكة العربية السعودية باستخدام منهجية Box - Jenkins " ، مجلة جامعة الملك عبد العزيز، العدد الثاني، ص(3-25).
- بري ، عدنان ماجد،(2002)" طرق التنبؤ الإحصائي-جزء الأول " ،كلية العلوم ،جامعة ملك سعود ،مملكة العربية السعودية.



عطیه، عبد القادر محمد، (2000)، "طرق قیاس العلاقات الاقتصادية"، الاسكندرية ، دار الجامعات المصرية.

Akaike, H. (1973), "Information theory and extension of the maximum likelihood principle", In: B. N. petrov and F. Csaki, eds, 2nd International Symposium on Information Theory, Academia Kiado, Budapest, pp.267-281.

Anderson , O.D. (1976) , “ Time series analysis and forecasting” , Butter worths , London and Boston.

Brock Well , P.J. and Davis , R.A. (1991) , “ Time Series Theory and Methods” , 2nd ed , Spring Verlag New York Inc. , New York , U.S.A. .

Box, G.E.P. and Pierce, D.A., (1970) “Distribution of the Residual Autocorrelation in Autoregressive – integrated moving Average Time Series Models”, JASA, VOL.65, P. (1520-1526).

Box, G.E.P. and Jenkins, G.M.,(1976),”Time Series Analysis Forecasting and control”, Holden day, London Makridakis ,S. ,Wheel Wright S. ,C. , and McGee (1983) , “ Forecasting Method and Application” ,2nd ed , John Wily and Sons. Inc. , U.S.A. .

Wei, William W.S., (1990), "Time Series Analysis, Addison" Wesley Publishing Company.



**به کارهتانی مۆدیلی زنجیره کاتیه وهرزیه کان بۆ پیشبینی کردنی توانای داواکاری له سهر کارهبا له شاری ههولێر له سالی (2010-2019)**

مروان طارق حسن

رفز محمد صالح طاهر

کۆلیژی بهرپۆیه بردن و تابووری / زانکۆی سهلاحه ددین-ههولێر

پهیمانگای تهکنیکی کارگهیری / زانکۆی پۆلیته کنیک-ههولێر

**پوخته**

له م تووژینه وهدا تووژهران ههلسان به وهرگرتی دیاردهی بری خواست له سهر وزه ی کارهبا که به شتیه ی زنجیره ی کاتی به تیکرایی مانگانه بۆ دیارده که له شاری (ههولێر-عیراق) له ماوه ی (2010-2019) له (به رپۆیه رایه تی گشتی کارهبا ی شاری ههولێر-به شی کوئترۆل) ئەم زنجیره پیکهاتوه له (111) به ها، له کاتی شیکار کردنی زنجیره که تووژهران ئیبنیان کرد، که به رزبونه وه یه که ههیه له دیارده که دا له سهر خواستی گشتی، که ئەمهش ئەوه درده خات پتویستی له سهر وزه ی کارهبا به رزبۆته وه له لایه ن دانیشتوانی شاره که له گه ل ژماره یه کی که م له به رزی ونزی له به هاکانی زنجیره که دا، که ئەمهش ئاماژه یه له سهر بوونی ناچگه یی له تیکرا و لیکنه چوون یه که له دوای یه که، وه ههروه ها ئیبنی کرا به بوونی ئاویتته ی وه رزی به مانایه کی تر گۆرانیکی به رده وام ههیه له ماوه یه که ریکخراو هه موو (12) مانگ جارێک له دیارده که دا، به واتایه کی تر به رزبونه وه له پتویستی یان خواست زیاد ده ییت له ماوه ی ئاماژه پیکراودا، وه به مه به ستی گۆرینی زنجیره که بۆ باریکی جگه یی به ده وری تیکراکه دا، جیاوازی یه که م وه رگه یرا بۆ لادانی کارگه یی ئاراسته ی گشتی له زنجیره که وه بۆ گۆرینی جگه یی بوونی زنجیره که به گۆرته ی لیکنه چوون لۆگاریتمی سروشتی و جیاوازی یه که م بۆ زنجیره کاتیه که وه رگه یرا، بۆ لادانی ئاویتته یان گۆرانی وه رزی جیاوازی وه زی یه که م به درپژایی ماوه ی وه رزه که که (12) مانگه. به مه به ستی پیشبینی داهااتوو دیارده که شتواری بوکس-جینگز (Box-Jenkins) له سهر زنجیره جگه یی که جن به جیکرا، بۆ ئەو مه به سته تووژهران ههلسان به ده ستیشان کردنی پله ی وه رزی و ناوه رزی بۆ مۆدێله کانی شتواری ئاماژه پیکراو (p,q,P,Q=0,1,2,3,4) بۆ گه یشتن به باشترین مۆدیلی وه رزی دوو ته وه نده ی گونجاو له گه ل پیدراوه کان(داتا کان) له تیوان مۆدێله گرنگه کان به مه به ستی پیشبینی کردنی بۆ داهااتوو ئەم سه پتوه ره به کارهات به مه به ستی ده ستیشان کردنی مۆدێله گرنگه کان که ئەمانه ن: (تیکرای دوو جایی هه له (Mean Square Error (MSE)), پتوه ری (Akaike information criterion(AIC)), پتوه ری (Akaike information criterion(AICc)), تیکرای به کارهاتووون له تووژینه وه که دا بۆ مان ده رکه وت مۆدیلی وه رزی دوو ته وه نده ی SARIMA(0,1,1)(1,1,2)<sup>12</sup> باشترین زنجیره ی کاتی ده نویتیت له به ر ئەوه ی بچوکتیرین به های هه بوو له پتوه ره به کارهاتوووه کانی که له سه ره وه ئاماژه یان پیکراوه که گونجاو یشه له گه ل ئەو لادانه له مۆدێله کانی تاقیکردنه وه که دا ههیه به واتای ئەوه ی که هه له ده ستیشانکراوی مۆدیله که هه رمه کی بوو، وه له پاش ههلسنگاندنی مۆدیله گونجاوه پیشنیارکراوه که ههلسان به پیشبینی کردنی بری خواست له سهر ووزه ی کارهبا له ماوه 12 مانگی (2020-2019) به ئامانجی سوود وه رگرتن بۆ پرۆسه ی پلانی داهااتوو.

**کللی تووژینه وه :** زنجیره ی کاتیه وهرزیه کان، جگه یی، شتواری بوکس-جینگز، خواست له سهر ووزه ی کارهبا.

**Utilizing of seasonal time series forms in predicting the quantity of electric power demand in Erbil city between the year (2010-2019)**

Ravaz Muhammad Salih

Marwan Taiq hasan

Institute technical administration-Polytechnic university/Erbil

Administration and economics college-Salahaddin university/Erbil

**Abstract**

In this study, the researchers took the phenomenon of the quantities of demand for electrical energy represented by a time series of monthly rates of the phenomenon for the city of (Erbil - Iraq) for the period (2010 - 2019) from (General Directorate of Electricity of the city of Erbil - the control department) and the series consisted of (111) values, Where the researchers noted when analyzing the chain, there is an increasing general trend of the phenomenon, and this indicates an increased demand for electrical energy by city residents with a few concavities and protrusions of the string values, and this indicates a case of non-stationary counting around the average and the variance, respectively, and it was also observed the presence of Seasonal compound, in other words, there are changes that repeat themselves every regular period (12 months) of the phenomenon, in other words that the need or demand increases its intensity for the mentioned period, and for the purpose of converting the chain to a state of stability around the average, the first difference was taken to remove the chain from the influence of the general trend either to convert the chain to be stable On the variance, the natural logarithm transformation of the time series was taken after the first difference was taken. Either to remove the compound or seasonal changes, the first seasonal difference was taken for the seasonal period amounting to 12 months. For the purpose of future forecasting of the phenomenon, the Box-Jenkins methodology was applied to the stable chain. For this purpose, the researchers selected the seasonal and non-seasonal ranks of the mentioned methodological models (p, q, P, Q = 0,1,2,3,4). To reach the best seasonal model, double appropriate, with data from among the significant models for the purpose of predicting the future where the three criteria were used for the purpose of diagnosing the significant models, and they are as follows: (Mean Square Error (MSE)), Akaike information criterion AIC, The standard (Akaike information criterion AICc) used in the research, and we concluded that the SARIMA (0.1,1) (1,1,2) 12 time series represented the best representation because it had the lowest values for the above criteria with a fit to pass a test. The stationary of the models, meaning that the errors of the personalized model were random, and after testing the stationary of the proposed model, we predicted the quantities of demand for electrical energy for a period of 12 months (2019-2020) in order to benefit from them in the future planning process.

**Keywords:** seasonal time series, stability, Box-Jenkins methodology, demand for electrical energy.