المجلة العراقية للعلوم الإحصائية (27) 2018
ص ص [121-136]

تقدير الطلب على الطاقة الكهربائية للقطاع السكني في محافظة نينوى للسنوات 2004-2016 باستخدام المكونات غير المشاهدة

محمود حمدون عبد الله*
mahmoodhamdoon58@gmail.com

الملخص:

اهتم هذا البحث بدراسة الطاقة الكهربائية في محافظة نينوى بواقع (96) شهراً وللمدة من 2004 ولغاية 2012، أظهر التحليل الاحصائي للبيانات المدروسة بانها تحوي على التأثيرات الموسمية والاتجاه العام وكذلك العشوائية، تم استخدام نموذج المكونات غير العشوائية (UCM) (Unobserved Components Model) في تحليل السلسلة المدروسة والتنبؤ لمدة مستقبلية، إذ تم التنبؤ للمدة من 2012 ولغاية 2016.

وبالاعتماد على احصاءات حسن التوفيق لأخطاء التنبؤ، فقد تبين حسن مطابقة النموذج للبيانات المستخدمة في البحث.

الكلمات المفتاحية: نموذج المكونات غير المشاهدة، نمذجة الاتجاه، نمذجة الدورية:

Expected demand for Electricity Residential sector in Nineveh governorate for the period (2004-2016) using Unobserved Components Model

Abstract:

This paper investigates studied the reality of the total monthly demand of Nineveh Province electricity for the period of (96) months between (2004-2012). The statistical analyses of the studied data showed that there is seasonal effective, general trend and random pattern .The Unobserved Components Model (UCM) was used in the series analysis and forecasting for four years' prediction till 2016 was adopted.

Depending on the statistics Goodness of fit using forecasting errors, fortunately it turn out to be a good fitting for the data model used in the research.

*مدرس مساعد / قسم أنظمة الحاسبات / المعهد التقني الموصل / الجامعة التقنية الشمالية

تاريخ استلام البحث 2018/6/4 تاريخ القبول 2018/7/15

هدف البحث:

إنَّ التنبؤ بالطلب على الطاقة الكهربائية يقدم لمتخذي القرار مؤشرات عن حجم الطلب وعن حجم الزيادات السنوية المتوقعة ، فضلاً عن الزيادات الموسمية مما يجعل المسؤولين أَمام صورة متكاملة لمواجهة زيادة الطلب على الطاقة الكهربائية ، وما يتطلب ذلك من وضع خطط لزيادة انتاج الطاقة الكهربائية وحل أزمة الكهرباء التي تعاني منها المحافظة.

المقدمة:

يعد القطاع الكهربائي المحرك الحيوي للنهوض بالاقتصاد فضلاً عن تطوير نوعية الحياة وتحقيق الاستقرار الاجتماعي، لقد أصبح الكهرباء بحق عصب الحياة ، وإن عدم توفر الكهرباء بشكل منتظم يصيب الاقتصاد والمجتمع العراقي بضرر كبير. ومن المعروف أَنَّ هناك تحديات كبيرة واجهت قطاع الكهرباء في العراق ، وأَنَّ وضع الخطط العلمية التي تستند على دراسات علمية دقيقة ستسهم في استدامة الإمداد بالطاقة لدعم خطط التنمية الاقتصادية وتطوير جودة الحياة المجتمعية.

كما أَنَّ التنبؤ بالطلب على الطاقة الكهربائية من المسائل المهمة والضرورية في الوقت الراهن، وذلك للتطور السريع في صناعة الأَجهزة الكهربائية وتطورها. إن التنبؤ بالطلب على الكهرباء بالاعتماد على نموذج السلسلة الزمنية للمكونات غير المشاهدة يعد من الاساليب الحديثة في مجال السلاسل الزمنية. إن السمة الرئيسة لهذه الفئة من النماذج هو تحليل السلسلة الزمنية إلى الاتجاه العام والتأثيرات الموسمية (الدورية) ، فضلاً عن المكونات العشوائية، إذ يتم صياغة كل مكون كعملية عشوائية متغيرة مع مرور الوقت، ويمكن ان يؤدي تحليل السلسلة الزمنية إلى العمليات العشوائية غير المشاهدة الى فهم أفضل لخصائص السلسلة ، فضلاً عن الطريقة التي تتغير بها هذه الخصائص مع مرور الوقت. إذ يمثل مكون الاتجاه العام التطورات على المدى الطويل للسلسلة الزمنية التي تحت الدراسة، أَما الأنماط المتكررة باستمرار خلال مدة زمنية معينة يمكن تحديدها بوساطة مكون التأثيرات الموسمية.

نموذج المكونات غير المشاهدة ((Unobserved Components Model (UCM)

عادة ما يتم إجراء التنبؤ بسلسلة زمنية باستخدام نماذج (ARIMA)، الا أن العيب الرئيس لهذه التقنية هو أن السلسلة الزمنية يجب أن تكون مستقرة (stationary)، وهذا نادرٌ ما يتحقق في الجانب التطبيقي. تعد نماذج المكونات غير المشاهدة بديلاً لـ ARIMA في التغلب على هذه المشكلة، إذ لا يتطلب شرط الاستقرارية، فضلاً عن ذلك، فإنه يحلل السلسلة الزمنية إلى مكوناتها مثل الاتجاهات والدورات وآثار الانحدار.

تسمى نماذج المكونات غير المشاهدة أَيضاً بالنماذج الهيكلية (Structural Models). إذ تتحلل السلسلة الزمنية بموجب هذه النماذج إلى مكونات، مثل الاتجاه والموسمية والدورية، فضلاً عن آثار انحدار السلسلة التنبؤية. ويفترض ان تحتوي مكونات النموذج على السمات البارزة للسلسلة الزمنية بما يمكن الاستفادة منها في توضيح سلوكها والتنبؤ بها. ويطلق في بعض الاحيان على مكونات (UCM) للسلسلة الزمنية بالحقائق المجردة (stylized facts)،(Harvey,1993). ان أُسلوب (UCM) هو أَيضاً مشابه جداً لمجموعة أخرى من النماذج، التي تدعى بالنماذج الديناميكية (Brintha,2015). ويمكن استخدام أُسلوب (UCM) لتوفيق الاتجاه المعقد والموسمية والانماط الدورية التي تمثل السلسلة المدروسة والمتمثل بالنموذج الاتي:

$$y_t = \mu_t + \gamma_t + \Psi_t + \sum_{j=1}^{m} \beta_j x_{jt} + \varepsilon_t$$

إذ ان $\varepsilon_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_\varepsilon^2)$

الحدود μ_t، γ_t، و Ψ_t تمثل مكونات الاتجاه العام والتأثيرات الموسمية والانماط الدورية على الترتيب، ويمكن ان يحتوي النموذج على مواسم ودورات متعددة، فضلاً عن ذلك، فإن المواسم يمكن ان تكون ذات انواع مختلفة. ويتضمن حد الانحدار $\sum_{j=1}^{m} \beta_j x_{jt}$، مساهمة متغيرات الانحدار بمعلمات انحدار ثابتة، كما يمكن للنموذج ان يحتوي على متغيرات انحدار لها علاقة غير خطية مع السلسلة الزمنية. ان حد التشويش الابيض ε_t والذي يسمى أَيضاً بالمكون العشوائي، يجب ان يكون تشويشاً ابيض ذا توزيع طبيعي بوسط مقداره الصفر وبتباين σ_ε^2.

ان المكونات μ_t، γ_t، و Ψ_t تختلف هيكليا وفقا للسلاسل الزمنية. فعلى سبيل المثال، الاتجاه μ_t يقوم بنمذجة ميل الانحدار للسلسلة الزمنية باستبعاد أية آثار أخرى كالموسمية والانماط الدورية، وآثار المتغيرات الخارجية، في حين أن التأثيرات الموسمية تعد بمنزلة تصحيح للاتجاه العام للسلسلة بسبب التغيرات الموسمية.ويفترض أن تكون هذه الانماط مستقلة بعضها عن البعض ومستقلة أَيضاً عن النمط العشوائي. وعليه، يمكن اعتبار جميع نماذج الانماط بمنزلة تعميم تصادفي.

<u>نمذجة الاتجاه:</u>

يمكن تعريف الاتجاه في السلسلة الزمنية بأَنه محور وهمي تتذبذب حوله السلسلة الزمنية. وهناك طريقتان لنمذجة مكون الاتجاه μ_t .النموذج الأول الذي يسمى نموذج السير العشوائي (random walk)، (Harvey,2009)، والذي يمكن صياغته كالاتي:

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \delta_t, \qquad \delta_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_\delta^2)$$

مع ملاحظة إذا كانت $\sigma_\delta^2 = 0$، فإن النموذج μ_t سوف يساوي ثابتاً، بمعنى أن:

$$\mu_t = constant$$

أي أن الاتجاه يبقى ثابتاً تقريباً طوال مدةالسلسلة دون أي انحراف صعوداً أو نزولاً.

أماالنموذج الثاني، فيتم نمذجة الاتجاه على أنه اتجاه الزمن الخطي (linear time trend)، ويمكن وصفه بالصيغة الاتية:

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \delta_t, \qquad \delta_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_\delta^2)$$
$$\beta_t = \beta_{t-1} + \tau_t, \qquad \tau_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_\tau^2)$$

إذ ان β_t تمثل الميل لاتجاه الزمن الخطي ، إنَّ حدي التشويش δ_t، τ_t يفترض أن يكونا مستقلين وهناك بعض الحالات الخاصة من الجدير ذكرها والمتعلقة بهذا النموذج والتي يتم الحصول عليها عن طريق مساواة أحدى تباينات التشويش أو كلتيهما بالصفر، اي $\sigma_\delta^2 = 0$ او $\sigma_\tau^2 = 0$. في حالة $\sigma_\delta^2 = 0$ ، فإن الاتجاه سيكون خطياً، اي ان الميل ثابت . وفي حالة $\sigma_\tau^2 = 0$ ، فسيكون الاتجاه ممهداً . وإذا تم مساواة التباينين كليهما بالصفر، فإن النموذج الناتج هو الاتجاه الزمني الخطي الحتمي، اي:

$$\mu_t = \mu_0 + \beta_{0t}$$

<u>نمذجة الدورية:</u>

إن الدورة الحتمية Ψ_t بالتكرار λ عادة ما تقاس بزاوية نصف قطرية (radians)، إذ إن $(0 < \lambda < \pi)$، وان مدةالدورة هي $2\pi/\lambda$. يمكن وصف الدورة على أنها تركيبة من دالة الجيب و الجيب تمام، وتعتمد على معلمتين هما α، β (Harvey ,1993)، ويمكن كتابتها بالصيغة الاتية:

$$\Psi_t = \alpha \cos(\lambda t) + \beta \sin(\lambda t)$$
$$\Psi_t^* = -\alpha \sin(\lambda t) + \beta \cos(\lambda t)$$

وإن سعة (amplitude) الدورة هي $(\alpha^2 + \beta^2)^{1/2}$، وطور (phase) الدورة هو $tan^{-1}(\beta/\alpha)$, إذا كانت t مقاسة بمقياس الاستمرارية (continuous scale) (اية قيم كسرية) ، فإن Ψ_t هي دالة دورية (periodic function) بالمدة $\frac{2\pi}{\lambda}$ ، بسعة $\gamma = (\alpha^2 + \beta^2)^{\frac{1}{2}}$ ، وبالشكل $\phi = tan^{-1}(\beta/\alpha)$. وبشكل مكافئ ، فإن الدورة يمكن كتابتها بصيغة السعة والطور كالاتي:

$$\Psi_t = \gamma \cos(\lambda t - \phi)$$

علماً أن Ψ_t تعد دالة ليست دورية تماما عندما تكون القيم صحيحة، باستثناء ما إذا كانت $\lambda = (2\pi j)/k$ لبعض القيم الصحيحة j و k.

يمكن كتابة النمط الدوري على أنه مجموع دورات ذات تكرارات وسعات مختلفة باستبعاد اية تأثيرات اخرى. ويفضل عادة تعميم النمط الدوري البسيط إلى دورة تصادفية تحتوي على مدة ثابتة ، ولكن باختلاف السعة والطور، كما يمكن بناء الدورة بشكل متكرر، والذي يؤدي إلى النموذج التصادفي، الذي يمكن كتابته بالصيغة الاتية:

$$\begin{bmatrix}\Psi_t \\ \Psi_t^+\end{bmatrix} = \begin{bmatrix}\cos\lambda & \sin\lambda \\ -\sin\lambda & \cos\lambda\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\Psi_{t-1} \\ \Psi_{t-1}^+\end{bmatrix}$$

بدأ بـ $\Psi_0 = \alpha$ و $\Psi_0^+ = \beta$. مع ملاحظة أن Ψ_t و Ψ_t^+ تحقق العلاقة الاتية:

$$\Psi_t^2 + \Psi_t^{+2} = \alpha^2 + \beta^2$$

ويمكن الحصول على التعميم التصادفي للدورة Ψ_t عن طريق إضافة ازعاج عشوائي إلى هذا التكرار وعن طريق إدخال عامل التضاؤل او التخميد (damping factor) ρ، لإضفاء مرونة نمذجة إضافية .ويمكن وصف هذا النموذج على النحو الاتي :

$$\begin{bmatrix}\Psi_t \\ \Psi_t^+\end{bmatrix} = \rho\begin{bmatrix}\cos\lambda & \sin\lambda \\ -\sin\lambda & \cos\lambda\end{bmatrix}\begin{bmatrix}\Psi_{t-1} \\ \Psi_{t-1}^+\end{bmatrix} + \begin{bmatrix}v_t \\ v_t^+\end{bmatrix}$$

إذ إن $0 \le \rho \le 1$

إن كلاً من الازعاجات v_t و v_t^+ هي تشويش أبيض مستقلة تتوزع وفق التوزيع الطبيعي$N(0, \sigma_v^2)$. وإن الدورة التصادفية الناتجة هي دورة تصادفية خامدة لها سعة ونمط يتغيران مع الوقت وتعتمد خصائص الاستقرارية للمتتابعة العشوائية Ψ_t على عامل التخميد ρ. إذا كانت $\rho < 1$، فإن لـ Ψ_t توزيعاً مستقراً بوسط حسابي مقداره الصفر وتباين $\sigma_v^2/(1-\rho^2)$. وإذا كانت λ او π مساوية للصفر، فإن النموذج يختزل إلى عملية الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى(Brintha,2015). وإذا كانت $\rho = 1$، فهذه دالة على Ψ_t غير مستقرة (Pelagatti,2015).

<u>نمذجة الموسمية:</u>

تشكل التقلبات الموسمية مصدراً شائعاً للتغيرات في بيانات السلاسل الزمنية .وتنشأ هذه التقلبات بسبب التغيرات العادية في المواسم ، أو بعض الأحداث الدورية الأخرى .تعد التأثيرات الموسمية تعديلات على الاتجاه العام للسلسلة بسبب التغيرات الموسمية، وتصل بمجموعها إلى الصفر حينما يتم جمعها خلال دورة الموسم الكامل .ولذلك فإن المكون الموسمي γ_t تتم نمذجته كنمط دوري تصادفي لمدة عدد صحيح s بحيث يكون المجموع $\sum_{i=0}^{s-1}\gamma_{t-i}$ صفراً دائماً في المتوسط . وتسمى المدة s على انها طول الموسم.

في هذا المبحث سيتم التطرق إلى نموذجين مختلفين للمكون الموسمي. إذ إن النمطية في النموذج الاول يمكن نمذجتها باستخدام المتغيرات الوهمية، وتأخذ الصيغة (Planas,1997).

$$y_t = D_{1t}\gamma_1 + D_{2t}\gamma_2 + \cdots + D_{st}\gamma_s$$

إذ إن D_{jt} تاخذ القيمة 1 إذا كانت $t = j, j+s, j+2s, \ldots$، ويكون صفراً ماعدا ذلك. و إن γ يمثل حجم التقلبات الموسمية .

$$\sum_{i=0}^{s-1} \gamma_{t-i} = \mathrm{W}_t, \quad \mathrm{W}_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_{\mathrm{W}}^2)$$

ويسمى النموذج الثاني بالصيغة المثلثية (trigonometric form) للمكون الموسمي. إذ ينمذج γ_t على انه مجموع دورات من التكرارات المختلفة، وصيغته كالاتي:

$$\gamma_t = \sum_{j=0}^{[s/2]} \gamma_{j,t}$$

إذ إن $[s/2]$ تساوي $s/2$. إذا كانت s عدداً زوجياً وكانت $(s-1)/2$ عدداً فردياً. والدورات $\gamma_{j,t}$ لها تكرارات $\lambda_j = 2\pi j/s$ و يمكن صياغتها بالشكل الاتي:

$$\begin{bmatrix} \gamma_{j,t} \\ \gamma_{j,t}^{+} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \cos\lambda_j & \sin\lambda_j \\ -\sin\lambda_j & \cos\lambda_j \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \gamma_{j,t-1} \\ \gamma_{j,t-1}^{+} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathrm{W}_{j,t} \\ \mathrm{W}_{j,t}^{+} \end{bmatrix}$$

إذ إن الازعاجات $\mathrm{W}_{j,t}$ و $\mathrm{W}_{j,t}^{+}$ تفترض على انها مستقلة ، وتتوزع وفق التوزيع الطبيعي

$$\mathrm{W}_{j,t}^{+} \sim N(0, \sigma_{\mathrm{W}}^2)$$

إذا كانت s عدداً زوجياً ، فان ليس هناك حاجة للمعادلة $\gamma_{s/2,j}^{+}$ ، وان صيغة المعادلة $\gamma_{s/2,j}$ تكون كما يأتي:

$$\gamma_{s/2,j} = \gamma_{s/2,j-1} + \mathrm{W}_{s/2,j}$$

وتسمى الدورات $\gamma_{j,t}$ بالتوافقيات .إذا كان مكون الموسمية حتمياً، فان التحلل من الآثار الموسمية في هذه التوافقيات هو مماثل لتحلل فورييه (Fourier) وفي هذه الحالة فإن مجموع مربعات العوامل الموسمية يساوي مجموع مربعات لسعة هذه التوافقيات وفي العديد من الحالات العملية، فإن مساهمة التوافقيات عالية التكرار لا تكاد تذكر ، وبالتالي فإنه يمكن تجاهلها، ويعطى الاهتمام إلى وصف مبسط للموسمية .وفي حالة المواسم التصادفية، إذا كان تباين الازعاج $\sigma_{\mathrm{W}}^2 = 0$، فإن كُلاً من صيغتي المكونات الموسمية الوهمية والمثلثية تختزل إلى تأثيرات موسمية ثابتة .وهذا يعني أن المكون الموسمي يختزل إلى الدالة الحتمية التي تحددها القيم الأولى $s-1$.

<u>نمذجة الانحدار الذاتي:</u>

إن أُسلوب التحليل باستخدام (UCM) لا تشمل المتغيرات الداخلية المرتدة زمنياً التي على الجانب الأيمن من علامة المساواة . ومع ذلك فهي مناسبة بشكل خاص لاستخلاص السمات المشتركة ، مثل الاتجاهات المشتركة ، والدورات أو الانماط الموسمية من السلسـلة الزمنية

(Koopman,2015) ويمكن أَن يعد الانحدار الذاتي من الرتبة الاولى على أَنه حالة خاصة من الدورة عندما يكون التكرار λ . إما ان يكون صفرا أو π .عند نمذجة هذه الحالة الخاصة بشكل منفصل فإنه يساعد على تفسير وتقدير المعلمة ، وتتم نمذجة مكون الانحدار الذاتي r_t كالاتي(Harvey,2006) :

$$r_t = \rho r_{t-1} + v_t, \qquad v_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_v^2)$$

إذ إن $-1 \leq \rho < 1$.

نمذجة تأثيرات الانحدار:

يمكن لمتغير التنبؤ أن يؤثر في متغير الاستجابة بطرائق متنوعة، هي:

1. عندما تكون العلاقة بين متغير التنبؤ ومتغير الاستجابة علاقة خطية، فإنَّ معلمات الانحدار لا تتغير مع مرور الوقت، هذا النوع من العلاقة يعد من أبسط انواع العلاقة بين متغير التنبؤ ومتغير الاستجابة.
2. عندما تكون العلاقة بين متغير التنبؤ ومتغير الاستجابة علاقة خطية، فإنَّ معلمات الانحدار تتغير مع مرور الوقت ، و في هذه الحالة فإنَّ معلمات الانحدار يفترض ان تتطور بسير عشوائي.
3. عندما تكون العلاقة بين متغير التنبؤ ومتغير الاستجابة علاقة غير خطية فإنَّ العلاقة يمكن ان تتغير مع مرور الوقت. وهذه العلاقة يمكن ان تقرب بوساطة شريحة متفاوتة زمنيا، ويمكن لمتغير الاستجابة أن يعتمد على القيمه السابقة (أي القيم المعتمدة مرتدة زمنيا).

نمذجة المعلمات:

يتكون متجه المعلمة في UCM من التباينات حدود الازعاج للمكونات غير المنظورة، ومعاملات التخميد والتكرارات في الدورات، ومعامل التخميد في الانحدار الذاتي، ومعاملات الانحدار في حدود الانحدار .هذه المعلمات يمكن تقديرها بوساطة تعظيم الإمكان. ومن الممكن أن يقيد الباحث قيم معلمات النموذج بقيم محددة .

يتم تقدير المعلمات (معلمات مكونات الاتجاه ومعلمات مكونات الموسمية) من خلال طريقة الامكان الاعظم، إذ يتم تعظيم الامكان باستخدام طريقة الامثلية العددية. كما يمكن تشخيص دقة النموذج ، وذلك بإجراء الاختبارات الاحصائية على أخطاء التنبؤ.

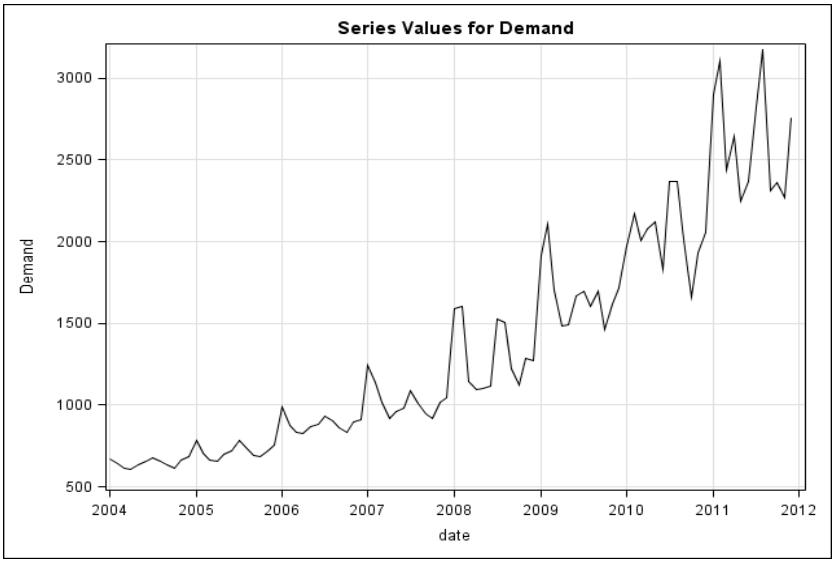
تختلف منهجية تحلل السلاسل الزمنية وفق أُسلوب تحلل المكونات إلى حد ما ، بالمقارنة مع تحليل بوكس–جينكنز. فعلى سبيل المثال في نهج التحلل لا نحتاج إلى استخدام الفروقات للسلاسل الزمنية للوصول إلى عمليات مستقرة (Koopman,2011)، كما يتم صياغة الخصائص غير المستقرة للسلسلة الزمنية من خلال اختيار المكونات بوساطة التحلل، في حين

يتطلب أُسلوب بوكس–جينكنز أَخذ الفرق لتحقيق استقراريه السلسلة الزمنية. على الرغم من أَنَّ نتائج الأُسلوبين يختلف اختلافاً ملحوظًا، إلا أَنَّ النموذجين ينتميان إلى عائلة كاوس الخطية وكلاهما يتم صياغتهما كعمليات انحدار ذاتي تكاملي مع متوسطات متحركة.
(Autoregressive Integrated Moving Average Processes).

الجانب التطبيقي:

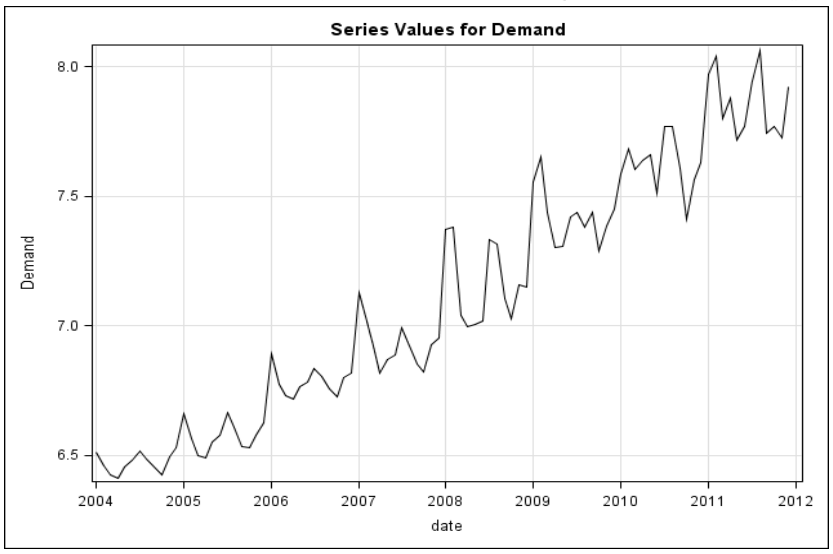
في هذا البحث تم اعتماد البيانات المقدمة من البرواري (البرواري،2009) والحيالي (الحيالي،2008) بواقع (48) مشاهدة للمدة من (كانون الثاني 2004 ولغاية كانون الاول 2007) التي تمثل الاستهلاك الشهري المنزلي للطاقة الكهربائية في محافظة نينوى ، فضلاً عن (48) مشاهدة للمدة من كانون الثاني 2008 ولغاية كانون الاول 2012) حصل عليها الباحث من دائرة كهرباء نينوى ، وبذلك يكون طول السلسلة قيد البحث (96) مشاهدة بواقع شهري وتم استخدام الحزمة الاحصائية (SAS 9.2) في تحليل السلسلة واستخلاص النتائج.

وتم رسم بيانات السلسلة الزمنية وكما هو موضح في الشكل (1)، إذ يلاحظ أَنَّ السلسلة غير مستقرة في الوسط ، فضلاً عن التباين، كما يلاحظ أَنَّ هناك ارتفاعاً مطرداً في الطلب على الكهرباء من سنة إلى اخرى ممثلاً بالاتجاه العام ، وكذلك هناك تغيرات موسمية خلال كل سنة من سنوات الدراسة (2012–2004)، كما تظهر تغيرات كبيرة حول الاتجاه العام. لغرض اظهار هذه السمات، سيتم استخدام التحويل اللوغاريتمي الموضح في الشكل (2).



الشكل (1) الاستهلاك السكني للطاقة الكهربائية للمدة 2004–2012 للبيانات الاصلية

والشكل (2) في ادناه يظهر بوضوح سمات الاتجاه العام وخصوصا الموسمية للبيانات.



الشكل (2) الاستهلاك السكني للطاقة الكهربائية للمدة 2004−2012 بعد اخذ اللوغاريتم الطبيعي للبيانات

في هذا البحث سيتم نمذجة السلسلة الزمنية باستخدام نموذج المكونات غير المشاهدة (Unobserved Component Model)، التي تسمى بالنموذج الهيكلي الاساسي. إذ بموجب هذا النموذج، وكما تم توضيحه في الجانب النظري، تتم نمذجة السلسلة الزمنية على انها مجموع لثلاثة مكونات تصادفية، وهي مكون الاتجاه μ_i، ومكون الموسمية γ_i ، فضلاً عن المكون العشوائي ε_i. وعليه فإن صيغة النموذج الهيكلي الاساسي هي:

$$y_t = \mu_t + \gamma_t + \varepsilon_t$$

ان كل مكون تصادفي يمكن نمذجته بصورة منفصلة عن المكونات الاخرى. فالمكون العشوائي، او ما يسمى بالمكون غير المنتظم (irregular component)، يمكن نمذجته كسلسلة من المتغيرات التي تتبع التوزيع الطبيعي القياسي. أَمامكون الاتجاه والموسمية فيمكن نمذجتهما كالاتي:

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \qquad \eta_t \sim i,i,d.N\left(0,\sigma_\eta^2\right)$$
$$\beta_t = \beta_{t-1} + \xi_t \qquad \xi_t \sim i,i,d.N\left(0,\sigma_\xi^2\right)$$

تحدد المعادلتان في اعلاه الاتجاه، إذ أَنَّ المستوى μ_t فضلاً عن الاتجاه β_t يعملان على تغيير الاتجاه مع مرور الوقت. ان التغير في الميل والمستوى يخضعان لتباينات حدود الازعاجات (disturbance terms) ξ_t و η_t. من المعادلتين أعلاه يلاحظ أَنَّه تنشا حالات خاصة عند التعامل مع تباينات الازعاجات هذه، فعلى سبيل المثال إذا كان التباين لـ (ξ_t) صفرا،

فإن الميل سيكون ثابتاً (يساوي β_0)، وإذا كان التباين لـ (η_t) صفراً أيضاً، فإن μ_t ستكون اتجاهاً حتمياً (deterministic trend) ، المعرف بالمعادلة الخطية $\mu_0 + \beta_0 t$.

إنَّ المعلمات لهذا النموذج هي التباينات لحدود الازعاجات في معادلات الـ μ_t و β_t و γ_t بالإضافة إلى التباين للمكون العشوائي ε_t. هذه المعلمات يتم تقديرها بوساطة تعظيم الامكان للبيانات، الجدول الاتي يبين التقديرات النهائية لمعلمات للنموذج.

الجدول (1) التقديرات النهائية لمعلمات للنموذج

Component	Parameter	Estimate	Approx Std Error	Approx t value	Pr > |t|
Irregular	Error Variance (σ_ε^2)	0.00297	0.0008910	3.34	0.0008
Level	Error Variance (σ_η^2)	0.00004946	0.0001414	0.35	0.7264
Slope	Error Variance (σ_ξ^2)	4.433532E-7	5.421E-7	0.82	0.4134
Season	Error Variance (σ_W^2)	0.00001960	0.00001016	1.93	0.0538

يلاحظ من الجدول (1) في أعلاه، أَنَّ مكونات المستوى والميل غير معنوية، وأَنَّ تباينات الازعاج للمكونات الاخرى معنوية، بمعنى أَنَّ المكونات الاخيرة تصادفية، وأَنَّ مكونات كل من الميل والمستوى تبدو على أَنها حتمية بسبب أَنَّ تباين الخطأ لهذين المكونين غير معنوي. للتحقق فيما إذا كان بالإمكان استبعاد عنصري الانحدار والمستوى من النموذج ، أي أَنَّ (إذا كان $\beta_0 = 0$، $\mu_0 = 0$) فإنه يمكن ذلك من خلال الجدول(2) للتحليل المعنوي للمكونات والموضح في الجدول الاتي:

الجدول (2) التحليل المعنوي للمكونات عند نهاية مدة التقدير

Component	DF	Chi-Square	Pr > ChiSq
Irregular	1	0.24	0.6243
Level	1	99219.1	<.0001
Slope	1	46.80	<.0001
Season	11	92.00	<.0001

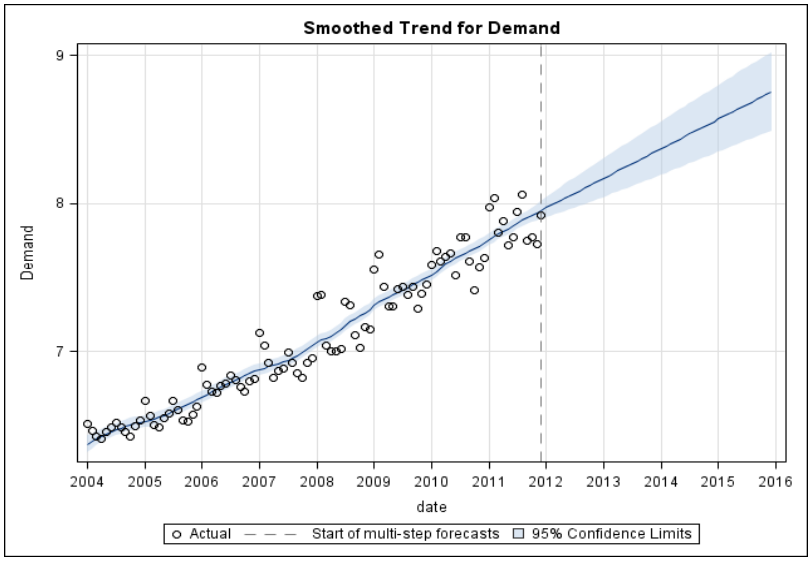
إنَّ الجدول (2) في اعلاه يوضح معنوية المكونات في النموذج عند نهاية مدة التقدير، فإذا كان أحد العناصر محدداً، فإن هذا التحليل يكافئ التحقق مما إذا كان تأثير الانحدار كبيراً، وإذا كان المكون تصادفياً، فإن هذا التحليل لا يتعلق إلا بالجزء من السلسلة بالقرب من نهاية مدةالتقدير، وعليه يتبين أَنَّ الميل معنوي بشكل كبير، ويجب الاحتفاظ به في النموذج. ويلاحظ

من الجدول في اعلاه، ان مساهمة العنصر غير النظامي تبدو ضئيلة بالنسبة لنهاية مدة التقدير، وبما أنه مكون عشوائي، فإنه لا يمكن استبعاده من النموذج. كما يمكن جعل مكون الانحدار حتمياً من خلال جعل قيمة التباين الخطأ ثابتة عند الصفر. والجدول (3) يبين احصاءات حسن التوفيق التي تم حسابها باستخدام اخطاء التنبؤ، وأَنَّ هذه الاحصاءات تبين حسن مطابقة النموذج للبيانات.

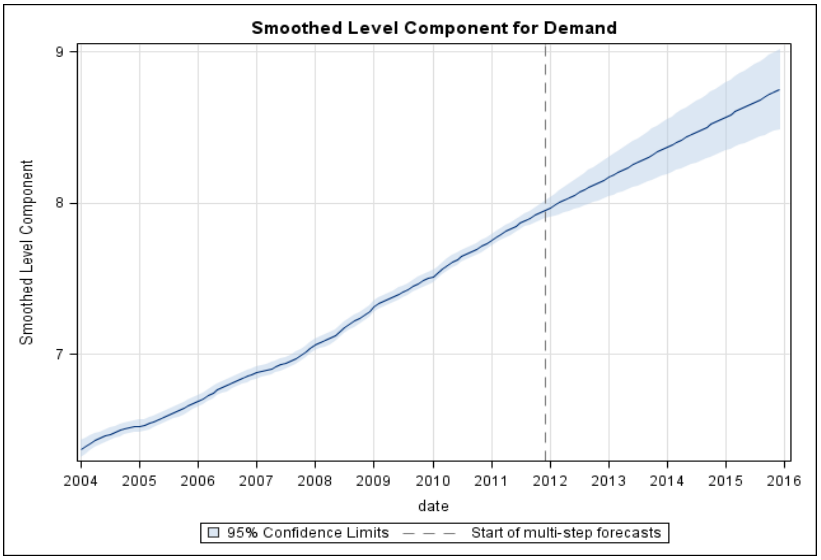
الجدول (3) احصاءات حسن التوفيق وفقا للبواقي

Statistical scale	Value
Mean Squared Error	0.00707
Root Mean Squared Error	0.08406
Mean Absolute Percentage Error	0.86281
Maximum Percent Error	3.23596
R-Square	0.96380
Adjusted R-Square	0.96289
Random Walk R-Square	0.64649
Amemiya's Adjusted R-Square	0.96108

تبين الاشكال الاتية في ادناه تنعيم المستوى للسلسلة الزمنية.

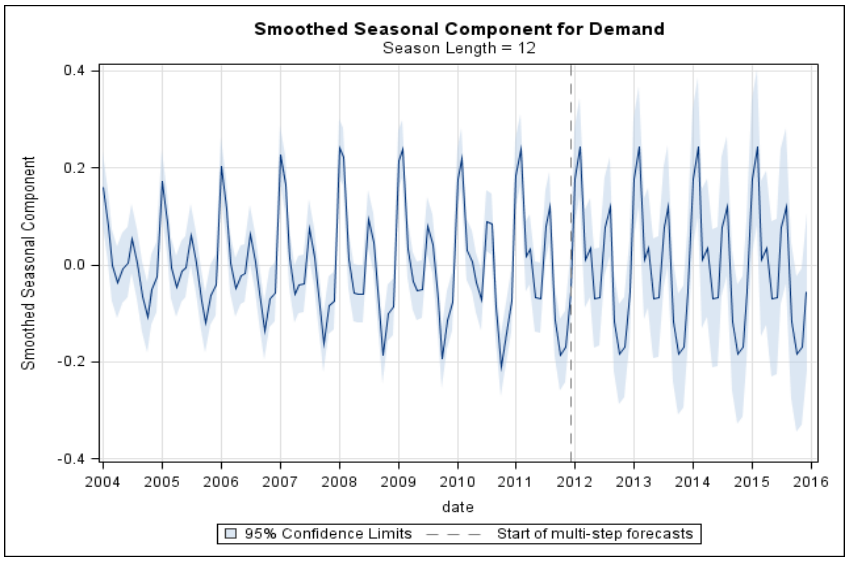


الشكل (3) الاتجاه الذي تم تنعيمه للطلب على الطاقة الكهربائية

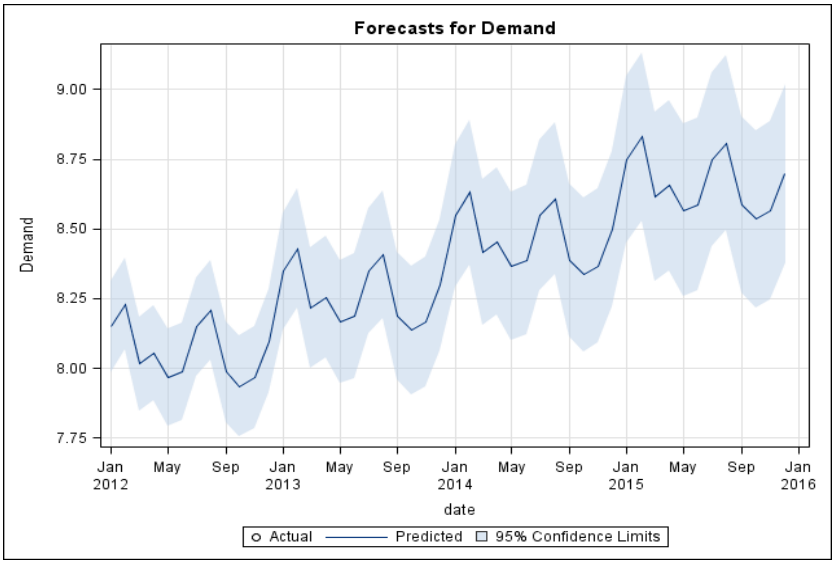


الشكل (4) مكونات المستوى الذي تم تنعيمه للطلب على الطاقة الكهربائية

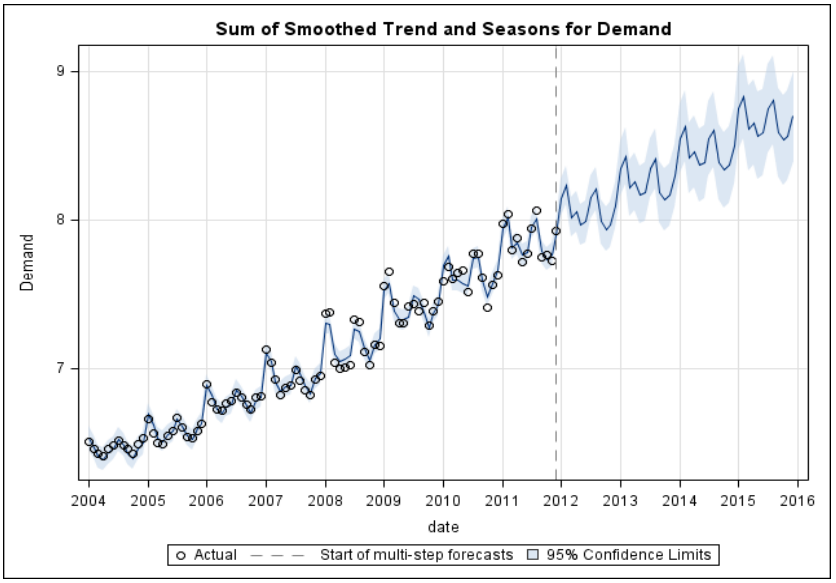
الشكل (5) الاتي يبين تنعيم المكون الموسمي والقيم المتنبأ بها.



الشكل (5) المكونات الموسمية التي تم تنعيمها للطلب على الطاقة ، فضلاً عن التنبؤ للمدة من 2012 لغاية 2016



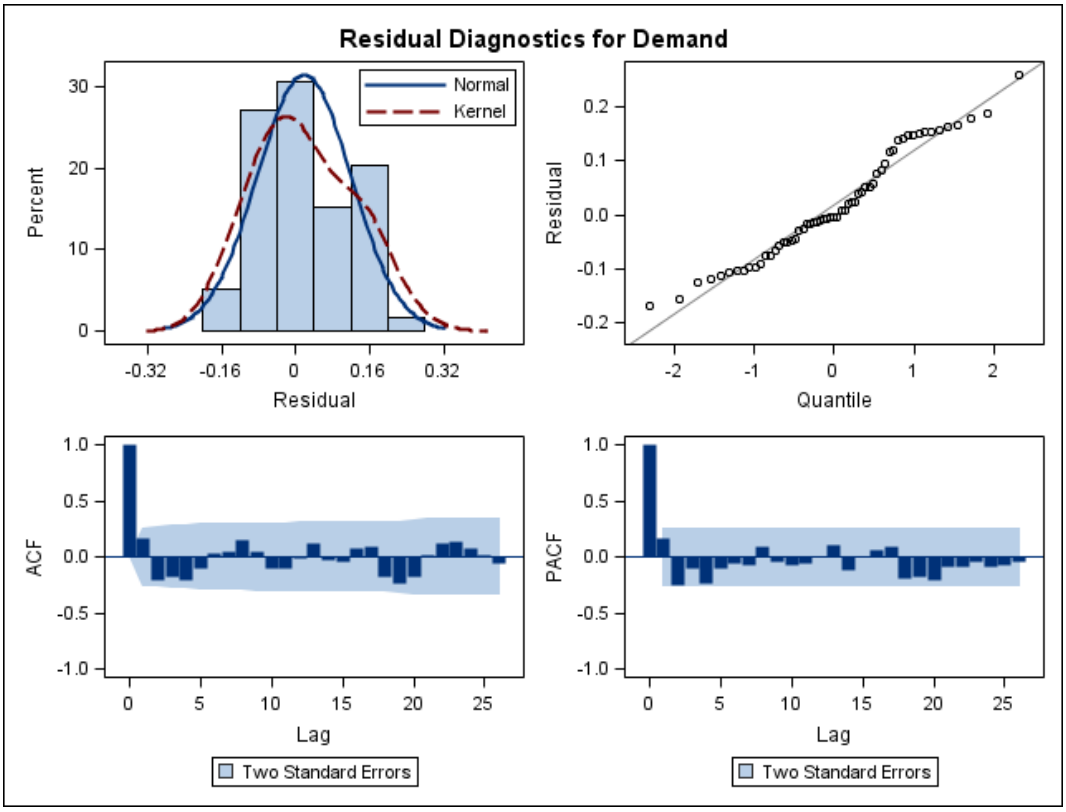
الشكل (6) يبين التنبؤ للطلب على الطاقة الكهربائية للمدة من 2012 لغاية 2016.



الشكل (7) يبين المكونات الموسمية والاتجاه الذي تم تنعيمه مدمجة مع بعضها للطلب على الطاقة الكهربائية ، فضلاً عن التنبؤ للطاقة الكهربائية للمدة من 2012 لغاية 2016.

في أَدناه الرسوم التشخيصية والمستندة إلى البواقي. وذلك من اجل اختبار النموذج للتحقق من مدى ملاءمته للسلسلة الزمنية ، فضلاً عن التحقق بفرضيات الحد العشوائي من حيث استقلاليتها وعدم ارتباطها ذاتيا، وكذلك انها تتوزع وفق التوزيع الطبيع ويلاحظ انه لا يوجد في المدرج التكراري وفي الرسم البياني لـ QQ ما يظهر ان البواقي لا تخضع للتوزيع الطبيعي. كما يلاحظ بأَنَّ بقية الرسوم والمتعلقة بالبواقي، من رسوم لدالة الارتباط الذاتي (ACF) ودالة الارتباط

الذاتي الجزئي (PACF) انه لا يوجد أي فرق معنوي، بمعنى أنه لا يوجد ارتباط ذاتي بين الاخطاء ، لذلك يمكن القول بأنَّ النموذج يمثل البيانات بشكل جيد، ثم امكانية استخدامه للتنبؤ.



الشكل (8) يبين تشخيص البواقي للطلب على الطاقة الكهربائية

الاستنتاجات:

1- اتضح أنَّ هناك زيادة مضطردة للطلب على الطاقة الكهربائية للمدة من 2004 ولغاية 2012.

2- إنَّ الأُسلوب الاحصائي المستخدم في تحليل البيانات قد بين حسن مطابقة النموذج للبيانات بشكل جيد.

3- أظهر التحليل الاحصائي أنَّ الطلب على الطاقة الكهربائية في زيادة مستمرة خلال مدةالتنبؤ ، مما يتطلب العمل على توفير الطاقة الكهربائية بما يتناسب مع زيادة الطلب عليها.

التوصيات:

استخدام أُسلوب المكونات غير المشاهدة في تحليل العرض والطلب على الطاقة الكهربائية من خلال انموذج آني ، وذلك لدراسة الفجوة بين العرض والطلب للطاقة الكهربائية.

المصادر:

1- البرواري، د. انمار امين حاجي، 2009، "تقدير فجوة الطلب على الطاقة الكهربائية للقطاع السكني في محافظة نينوى حتى عام 2010 "، المجلد 32، العدد 99، مجلة تنمية الرافدين، لسنة 2010 ص1-ص33.

2- الحيالي، يسرى جاسم حازم، 2008، "تقدير فجوة الطلب على الطاقة الكهربائية لمحافظة نينوى حتى عام 2010"، رسالة ماجستير غير منشورة – كلية الإدارة الاقتصاد – جامعة الموصل.

3- Brintha, N. K. K.، et al. 2015 ،"Use of unobserved components model for forecasting non-stationary time series: a case of annual national coconut production in Sri Lanka." *Tropical Agricultural Research* 25.4.

4- Harvey, Andrew C., and Andrew C. Harvey. 1993،Time series models Vol. 2. New York: Harvester Wheatsheaf.

5- Harvey, Andrew، 2006،"Forecasting with unobserved components time series models." Handbook of economic forecasting 1: pp. 327-412.

6- Harvey, Andrew, and Siem Jan Koopman.2009 "Unobserved components models in economics and finance." IEEE Control Systems 29.6.

7- Koopman, S., and Marius Ooms،2011، "Forecasting economic time series using unobserved components time series models.": pp. 129-162.

8- Koopman, Siem Jan, and Neil Shephard, eds. 2015 Unobserved components and time series econometrics. Oxford University Press.

9- Pelagatti ،Matteo M، 2015 ،"Time series modelling with unobserved components". CRC Press.

10- Planas ،Christophe ،1997، "Applied time series analysis: modelling, forecasting, unobserved components analysis and the Wiener-Kolmogorov filter". Office for Official Publications of the European Communities.