أختبار الفرضية الخطية لمبيعات الشركة العامة للصناعات الكهربائية

أ. م. د. جنان عباس ناصر
معهد الإدارة / الرصافة

الخلاصة

فـي هـذا البحـث طبقـت أربعـة اختبـارات للاعتماديـة اللاخطيـة ، وهـي اختبـارEngle عـام 1982 و McLeod &Li عام 1983 وTsay عام 1986 واختبـارHinich & Patterson عام 1995.لاختبار فرضية العدم بان السلسلة الزمنية تكون عملية مستقلة ومتطابقة التوزيع بشكل تسلسلي. إذ تم إزالـة البنيـة الخطيـة مـن البيانـات التـي تمثـل مبيعـات الشـركة العامـة للصـناعات الكهربائيـة مـن خـلال أنمـوذج Pre-whitening، أنموذج AR(p).ومن نتائج الاختبارات للبيانات لوحظ بعدم وجود تأييد جماعي حول السلوك اللاخطي.

Testing the Assumption of Linearity for Sales of State Company for Electrical Industries

Abstract

In this study, the four tests employed for non-linear dependence which is Engle (1982), McLeod &Li (1983), Tsay (1986), and Hinich & Patterson (1995). To test the null hypothesis that the time series is a serially independent and identical distribution process .The linear structure is removed from the data which is represent the sales of State Company for Electrical Industries, through a pre-whitening model, AR (p) model .From The results for tests to the data is not so clear.

مجلة العلوم
الاقتصادية والإدارية
المجلد 18
العدد 67
الصفحات 289- 304

1. المقدمة والخلفية التاريخية

إن مسالة تحديد الأنموذج الملائم (الخطي أو اللاخطي) للسلسلة الزمنية والذي يعتمد عليه فيما بعد للتنبوء بالقيم المستقبلية لإغراض التخطيط وتحديد الطاقة الإنتاجية المخططة، لذا يتطلب أولا دراسة خصائص السلسلة الزمنية والحصول على معلومات اغني حول سلوك السلسلة الزمنية قبل نمذجت السلسلة الزمنية بالأنموذج المقترح لها. لذا فقد اقترح مؤخرا العديد من الاختبارات الإحصائية لاعتماد اللاخطية للسلسلة الزمنية لتحري عن خصائص السلسلة الزمنية قيد البحث.وهنا نستعمل أربعة اختبارات إحصائية لأختباراللاخطية في البيانات المستحصلة من الشركة العامة للصناعات الكهربائية والتي تمثل كمية الوحدات المباعة شهريا لبعض من المنتجات النمطية أي التي يكون فيها البيع على مدار السنة. بهدف معرفة العملية التي تولد البيانات وتقييم فيما إذا كان استعمال النماذج اللاخطية لنمذجت بيانات السلسلة الزمنية يعد مبرر كافي بالاعتماد على نتائج هذا البحث.إذ إن نجاح نمذجت السلسلة الزمنية اللاخطية سيعطي تنبوءات معتمد عليها مستقبلا،فضلا عن إعطاء فكرة اغني عن ديناميكية السلسلة الزمنية اللاخطية المتاحة. ولتحقيق ذلك لابد من توفر شرطين الأول إن تكون السلسلة الزمنية تحتوي على اللاخطية والثاني توفر طرق إحصائية معتمدة يمكن من خلالها تلخيص وتحديد السلوك اللاخطي للسلسلة الزمنية. فقد تناول عدد غير قليل من الباحثين دراسة طرائق اختبار الاعتماد المتسلسل اللاخطي والمقارنة فيما بينها وفيما يلي خلاصة موجزة لبعض ماكتب حول تلك الطرائق.

في عام 2002 تناول الباحث Panagiotidis [6] اختبار الفرضية الخطية للسلسلة الزمنية التي تمثل معدلات البطالة في الولايات المتحدة وكندا باستعمال خمسة اختبارات إحصائية متمثلة باختبار BDS للعشوائية واختبارMcLeod and Li واختبارEngle واختبارHinich and bicovariance واختبارTsay، إذ استعمل أنموذج الانحدار الذاتي بالرتبة p لإزالة إي بنية خطية من السلسلة وتوصل إلى وجود دليل قوي للأخطية في معدلات البطالة في كندا،في حين كانت النتائج غير واضحة لمعدلات البطالة في الولايات المتحدة.

في عام 2003 استعمل الباحث Lim وآخرون معه [4] اختبار Hinich portmanteau (Hinich & Patterson) Biocorrelation كأداة تشخيصية لتحديد كفاية أنموذج GARCH لوصف عائدات عملية توليد سوق الأسهم المالية الماليزية،بالتحديد لسوق كوالالمبور للأوراق المالية مؤشر مركب (SLES CI).وأشارت نتائج الاختبار بان أنموذجGARCH المطبق بصورة شائعة للسلاسل الزمنية المالية لايعطي تمثيل كافي للعملية قيد البحث لـ (SLES CI).

في عام 2005 تناول الباحثان Rodriguez وPeña [7] تحليل الاستعمال لمعاييراختيارالانموذج للكشف عن اللاخطية في بواقي الأنموذج الخطي.إذ طبقت معاييراختيارالانموذج لتحديد رتبة أنموذج الانحدار الذاتي الأفضل المقدر لمربع البواقي من الأنموذج الخطي.فإذا كانت الرتبة المختارة لاتساوي صفر، فان ذلك يعد كإشارة للسلوك اللاخطي.إذ قورنت معايير المعلومات لـ BIC وAIC بثلاث تجارب محاكاة بأربعة اختبارات للاخطية متضمنة اختبارTsay واختبارBDS للعشوائية واختبار McLeod and Li واختبار Rodriguez and Peñaالمعتمد على محدد مصفوفة الارتباطات لبواقي الأنموذج الخطي المقدر.

في عام 2006 تناول الباحثان McLeod و Wen Lin [12] عدة مشاكل لأختبارفحص الملائمة المقترح من قبل الباحثان Pe˘na and Rodriguez في بحثهما المنشور عام 2002 [8] من هذه المشاكل هي احتمالية عدم وجود التوزيع المحاذي لأحصاءة الاختبار المقترحة والتي قد لايتفق توزيع الاحصاءة المحاذي بصورة جيدة مع تقريب كاما المقترح عندما يكون عدد الإزاحات (p) المستعملة في الاختبار صغيرة. ويكون تقارب احصاءة الاختبار لتوزيعها المحاذي بطيء تماما عندما يكون طول السلسلة اقل من 1000 مشاهدة. وقد أعطى الباحثان McLeod وWen Lin مثالين لتوضح اختبار فحص الملائمة المحسن باستعمال طريقة مونتي كارلو. وبناءا على ما تقدم فان هدف بحثنا هذا،هو التحري عن خصائص السلاسل الزمنية المتمثلة بكمية الوحدات المباعة شهريا لبعض المنتجات النمطية للشركة العامة للصناعات الكهربائية (أربعة سلاسل زمنية) باستعمال أربعة اختبارات مختلفة وهي اختبارEngle واختبارMcLeod &Li واختبارTsay واختبارHinich & Patterson لاكتشاف الاعتماد اللاخطي المتسلسل في السلاسل الزمنية ، لتحديد فيما إذا كان استعمال النماذج اللاخطية لنمذجت السلاسل الزمنية المدروسة يعد مبرر كافي بالاعتماد على نتائج هذا البحث. إذ يتم رفض الفرضية الخطية للسلاسل الزمنية المدروسة، أذا أجمعت نتائج كل الاختبارات المستعملة قيد البحث على ذلك.

2. أنموذج الانحدار الذاتي (AR(P))

يشار لعملية الانحدار الذاتي بطول إزاحة p بـ AR(p) التي تعتمد قيمتها الحالية y_t على أول p من القيم المتباطئة زمنيا $(y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p})$.وتعرف عملية الانحدار الذاتي من الرتبة P للسلسلة الزمنية $\{y_t\}$ عندما تكون t=1,2,..., n وفق الصيغة الآتية [11]:

$$y_t = \varphi_1 y_{t-1} + \varphi_2 y_{t-2} + \dots + \varphi_p y_{t-p} + e_t \qquad \dots(1)$$

عندما تكون $(\varphi_1, \varphi_2, \dots, \varphi_p)$ معلمات أنموذج الانحدار الذاتي.وان e_t تمثل حد الخطاء الذي يكون سلسلة من المتغيرات العشوائية المستقلة والمتطابقة التوزيع (iid) بمتوسط صفر وتباين مقداره σ^2. وان B^j تمثل معامل الارتداد الخلفي إي أن $B^j y_t = y_{t-j}$.وقد استعملت طريقة التغاييرالمعروفة بطريقة اقل المربعات لتقدير معلمات الأنموذج وهي من احد الطرائق التي يوفرها الـ Matlab،إذ يتم تقدير الصيغة (1) بتصغير مجموع مربعات الخطاء $(\sum_{t=1}^{n} \hat{e}_t^2)$ عندما تكون $\hat{e}_t = (y_t - \hat{y}_t)$،وان $(\hat{y}_t)$ تمثل التنبوء الخطي من الرتبة p وهي مساوية لـ $\hat{y}_t = -\sum_{j=1}^{p} \hat{\varphi}_j y_{t-j}$،حيث يتم تصغير خطاء التنبوء الأمامي بمعنى أقل المربعات الذي يكون مطابق لحل المعادلات الطبيعية وفقا للاتي:

$$M_p \hat{\varphi}_p = -m_p \qquad \dots(2)$$

حيث إن M_p تعرف بالصيغة

$$M_p = \sum_{t=p+1}^{n} \left(\begin{pmatrix} y_{t-1} \\ \cdot \\ \cdot \\ y_{t-p} \end{pmatrix} (y_{t-1}, \dots, y_{t-p}) \right)$$

وان m_p

$$m_p = \sum_{t=p+1}^{n} y_t \begin{pmatrix} y_{t-1} \\ \cdot \\ \cdot \\ y_{t-p} \end{pmatrix}$$

وان مقدر التباين بطريقة اقل المربعات $(\sigma^{\wedge 2}{}_p)$ يحسب وفقا للصيغة الآتية

$$\sigma^{\wedge 2}{}_p = (n-p)^{-1} \sum_{t=p+1}^{T} (y_t - \hat{y}_t)^2 \quad \dots(3)$$

وقد استعملت عدة معايير للمعلومات لتحديد رتبة أنموذج الانحدار الذاتي الذي ولدت منه البيانات.إذ يتم اختيار رتبة أنموذج الانحدار الذاتي وفقا لأقل قيمة من القيم المحتسبة للمعيار.وقد اعتمدنا معيار معلومات Schwarz (Schwarz 1978 [9,6])المعروف بأنه يكون تقديرمتسق لتحديد رتبة الأنموذج AR(P)،تحت فرضية العدم لإلية توليد الخطية مقارنة ببقية معايير المعلومات [6]،ويرمز لمعيار المعلومات Schwarz بـ SIC(p) المعرف وفقا للصيغة الآتية:

$$SIC(p)=n \log(\hat{\sigma}^{2}_{p}) + p \log(n) \qquad \ldots (4)$$

إذ إنp تمثل عدد المعلمات المقدرة في أنموذج الانحدار الذاتي، وn تمثل حجم العينة وتمثل $\hat{\sigma}^{2}_{p}$ التباين المقدر من بواقي الأنموذج.

3. أنواع الاختبارات اللاخطية

نتناول في هذا المبحث الاختبارات المستعملة في البحث المتمثلة باختبارEngle واختبار McLeod & Li واختبار Tsay واختبارHinich & Patterson.إذ إن جميع الاختبارات المتقدم ذكرها تشترك بإزالة البنية الخطية من البيانات،وأي بنية أخرى ممكن تنشا نتيجة الإلية لتوليد البيانات اللاخطية [6].وقبل عرض تلك الاختبارات بشكل مفصل نوضح آلية إزالة البنية الخطية من البيانات باستعمال أنموذج Pre-Whitening وفقا للخطوات الآتية:-

أولا:تقديرانموذج AR(p) لبيانات العينة لعدة قيم لـ p=1,2,...,10 .ثم يتم تحديد الأنموذج AR(p)الأمثل بالرتبة p المناظرة لأقل قيمة لمعيارSIC(p). وبعد ذلك يتم تحديد بواقي الأنموذج AR(p) الأمثل المحدد وفقا لأقل قيمة لمعيارSIC(p)، إي تحديد $\{e_t\}$التي تكون بتركيب غير مرتبطة بشكل متسلسل. وأخيرا، اختبار سلسلة البواقي $\{e_t\}$ للأنموذج الأمثل للاعتمادية اللاخطية باستعمال كل اختبار من الاختبارات اللاخطية المتقدم ذكرها. ويمكن استعمال أنموذج ARMA أوانموذج GARCH كبديل لأنموذج Pre-Whitening،إلا انه لايمكن استعمال أنموذج GARCH مالم يرفض اختبار الخطية.وتجسد كل الاختبارات في هذا البحث فرضية العدم التي تنص على إن السلسلة الماخوذه بنظرالاعتبار تكون عملية مستقلة ومتطابقة التوزيع (iid).وفيما يلي شرح لكل اختبار من الاختبارات اللاخطية قيد البحث.

3.1 اختبار Engle

اقترح هذا الاختبار من قبل Engle [1] عام 1982 للكشف عن الاضطرابات التي تتبع أنموذج ARCH. إذ يعتمد هذا الاختبار على مضاعف لاكرانج (LM)،وتعتمد احصاءة الاختبار على معامل التحديد (R^2) لأنموذج الانحدار الثانوي (auxiliary regression) المعرف وفقا للصيغة الآتية [6]:

$$e_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \alpha_i e_{t-i}^2 + v_t \qquad , \ t=1,2,\ldots n. \qquad \ldots \quad (5)$$

إذ إن k تمثل عدد المتغيرات في معادلة الانحدار المتعدد والتي تمثل مربع البواقي عند Lag(k)،وn تمثل حجم العينة. تحت فرضية العدم (H_0) لآلية توليد الخطية للبواقي (e_t)، فان احصاءة الاختبارnR^2 المعتمدة على الأنموذج أعلاه تكون موزعه بصوره محاذية لتوزيع مربع كاي بدرجة حرية k،إي إن

$$nR^2 \sim \chi^2(k) \qquad \ldots(6)$$

3.2 اختبار McLeod & Li

استعمل اختبار McLeod & Li (1983) [5]،كاختبار للملائمة (Portmanteau) للاخطية لاختبار التأثيرات اللاخطية في بيانات السلسلة الزمنية،إذ تعرف احصاءة الاختبار المقترح من قبل الباحثان McLeod & Li وفقا للصيغة الآتية [6,7]:

$$Q(m) = n(n+2)\sum_{k=1}^{m} \left(r_e^2(k)\right)/(n-k) \quad \dots \quad (7)$$

ويعتمد حساب $r_e^2(k)$ على البواقي المربعة وفقا للصيغة الآتية:

$$r_e^2(k) = \sum_{t=k+1}^{n} e_t^2\, e_{t-k}^2 / \sum_{t=1}^{n} e_t^2 \;, k = 1,2,\dots,n-1. \quad \dots \quad (8)$$

إذ يتم حساب معاملات الارتباطات الذاتية للبواقي المربعة (e_t^2) المستحصلة من الأنموذج المقدر للبيانات. فإذا كانت البواقي (e_t) موزعه بصورة مستقلة ومتطابقة (IID) ،فان التوزيع المحاذي لأحصاءة الاختبار $Q(m)$ يكون مربع كاي بدرجة حرية (m)،إي إن

$$Q(m) \sim \chi^2(m) \dots (9)$$

3.3 اختبار Tsay

لقد قام الباحث Tsay [9] عام 1986 بتعميم لاختبار Keenan [3] عام 1985 لأختبار بواقي التقدير الخطي المرتبطة بمتغير توكيلي (proxy variable) للسلوك اللاخطي في السلسلة الزمنية وينفذ الاختبار كالأتي[7]:اولايتم تقدير الانموذج الخطي للسلسلة الزمنية ثم حساب القيمة التقديرية لـ $\hat{y}_t = \sum_{i=1}^{p} \hat{\alpha}_i\, y_{t-1}$. بعد ذلك يتم حساب بواقي التقدير الخطي $e_t = y_t - \hat{y}_t$ التي ستكون خالية من التأثير الخطي.ثم حساب المتغيرالتوكيلي للجزء اللاخطي في السلسلة الزمنية أي حساب $x_t = y_t - \hat{y}_t^{\,2}$. وأخيرا يتم تكوين أنموذج الانحدار الخطي بين المتغيرين e_t و $\hat{x}_t$ ،إي $e_t = \delta\, \hat{x}_t + u_t$. إن اختبار اللاخطية يكون اختبار الانحدار القياسي لأختبارقيمة المعلمة $\delta = 0$. إن المتغير التوكيلي x_t يتضمن بصورة مشتركة كل الحدود المربعة وحدود الضرب المتقاطعة لـ p من الإزاحات للسلسلة الزمنية،لذا فان Tsay طوراوحسن هذا الاختبار بتجزئة المتغير التوكيلي x_t إلى regressors مختلفة بمعادلة الانحدار الخطي المتعدد، فبدلا من إن يكون تاثيرالمربعات والمضروبات المتقاطعة للمتغيرات $(y_{t-1},\dots,y_{t-p})$ في $\hat{y}_t^{\,2}$ فقط ، عرفTsay متغيرات بعدد h=p(p+1)/2 التي تتضمن الحدود المربعة وحدود الضرب المتقاطعة للمتغيرات المتباطئة زمنيا لـ y_t . وينفذ هذا الاختبار وفقا لما تقدم ذكره تقريبا عدا المتغيرات التوكيلية h، إذ يتم حساب $\hat{y}_t = \sum_{i=1}^{p} \hat{\alpha}_i\, y_{t-1}$ ثم حساب $e_t = y_t - \hat{y}_t$. بعد ذلك تعرف المتغيرات التوكيلية h وحسابها $z_{1,t} = y_{t-1}^2$ و $z_{2,t} = y_{t-1}y_{t-2}$ ... $z_{p,t} = y_{t-1}y_{t-p}$ و $z_{p+1,t} = y_{t-2}^2$ و $z_{p+2,t} = y_{t-2}y_{t-3}$ ... $z_{h,t} = y_{t-p}^2$. بانحدار كل متغير $z_{j,t} \quad \forall j = 1,2,\dots h$ من h من المتغيرات مقابل المتغيرات المتباطئة زمنيا $(y_{t-1},\dots,y_{t-p})$ وتقدير البواقي ولكل متغير من h من المتغيرات $x_{j,t} = z_{j,t} - \sum_{i=1}^{p} \hat{B}_i^{\,j}\, y_{t-i}$

التي ستكون المتغيرات التوكيلية للجزء الخاص بالسلوك اللاخطي ، وأخيرا بانحدار حد الخطاء $\hat{e}_t$ على المتغيرات التوكيلية **h** وحساب احصاءة اختبار **F** الاعتيادية لأختبارفرضية العدم التي تنص على إن كل معاملات الانحدار للمتغيرات التوكيلية في المجتمع تكون قيمها مساوية للصفر، إذ ترفض الفرضية الخطية أذا كان اختبار **F** معنوي لأي متغير توكيلي لبواقي التقدير الخطي.إن فرضية العدم **(H_0)** لهذا الاختبارتنص على عدم وجود علاقة خطية بين بواقي التقدير الخطي ومجموعة المتغيرات التوكيلية التي تتضمن الحدود المربعة وحدود الضرب المتقاطعة للمتغيرات $(y_{t-1},\dots,y_{t-p})$.وكما نلاحظ بان المعلمة الوحيدة المطلوب تعريفها لهذا الاختبار هي عدد الإزاحات **p** المستعملة في تقديرانموذج الانحدار الذاتي.وفي هذا البحث نعتمد على امتداد وتجديد هذا الاختبارليختبراللاخطية في السلسلة الزمنية بالاعتماد على المتغيرات التوكيلية **h** المستحصلة من البواقي المربعة والمضروبات المتقاطعة للبواقي المتباطئة زمنيا $e_{t-i}e_{t-j}$ لكل $i=[1-p], j=[i-p]$.يتعرف المتغيرات التوكيلية **h** وفقا لـ $v_{1,t}=e^2_{t-1}$ و $v_{2,t}=e_{t-1}e_{t-2}$ ... $v_{p,t}=e_{t-1}e_{t-p}$ و $v_{p+1,t}=e^2_{t-2}$ و $v_{p+2,t}=e_{t-2}e_{t-3}$ ... $v_{h,t}=e^2_{t-p}$.

ثم بانحدار كل متغير $v_{j,t} \quad \forall j=1,2,\dots h$ من **h** من المتغيرات ت على الفضاء الجزئي العمودي للمتغيرات $(e_{t-1},\dots,e_{t-p})$ إي $v_{j,t}=\alpha_0+\sum_{i=1}^{p}\alpha_i e_{t-i}+u_t$.وبتقدير كل متغير من المتغيرات $v_{j,t}$ لكل **j=1,2,..h** إي حساب بواقي التقدير $(u_t=\hat{v}_{j,t}=v_{j,t}-(\hat{\alpha}_0+\sum_{i=1}^{p}\hat{\alpha}_i e_{t-i})$ ، إي البواقي من الانحدار $v_{j,t}$ على $(e_{t-1},\dots,e_{t-p})$. بإعادة نمذجت كل متغير من المتغيرات التوكيلية المقدرة **(h)** بصورة مشتركة مع البواقي (e_t) بمعادلة الانحدار الخطي المتعدد وكمايلى **[6]:**

$$e_t=\gamma_0+\sum_{j=1}^{h}\gamma_j\hat{v}_{j,t}+\eta_t \quad \dots(10)$$

وبتقدير المعلمات $(\gamma_0,\gamma_1,\dots,\gamma_h)$ بطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية ثم حساب احصاءة الاختبار **F** الاعتيادية لأختبارفرضية العدم التي تنص على إن $H_0:\gamma_0=\gamma_1=\dots=\gamma_h=0$ ، فإذا رفضت فرضية العدم يعني ذلك بان السلسلة الزمنية تكون عملية غير مستقلة ومتطابقة التوزيع، إي جود علاقة خطية بين بواقي التقدير ومجموعة المتغيرات التوكيلية.

3.4 اختبار Hinich & Patterson

يفترض هذا الاختبار بان سلسلة البواقي **$\{e_t\}$** تكون انعكاس لعملية تصادفيه من الرتبة الثالثة والاختبارات للاعتمادية المتسلسلة باستعمال **bicovariances** لبيانات العينة **(r,s)** يعرف وفقا للصيغة الآتية **[6,4]** :

$$C_3(r,s)=(n-s)^{-1}\sum_{t=1}^{n-s} e_t\, e_{t+r}e_{t+s} \quad , \quad 0\le r\le s \quad \dots \quad (11)$$

إذ تكون كل قيم $C_3(r,s)$ مساوية للصفر لكل متوسط صفري للبيانات التي تكون مستقلة ومتطابقة التوزيع **(iid)** بشكل متسلسل.

$$G(r,s)=(n-s)^{1/2}\,C_3(r,s) \quad \dots \quad (12)$$

وبذلك نعرف احصاءة الاختبار **X_3** وفقا للصيغة الآتية:

$$X_3=\sum_{s=2}^{L}\ \sum_{r=1}^{s-1}\ [G(r,s)]^2 \quad \dots \quad (13)$$

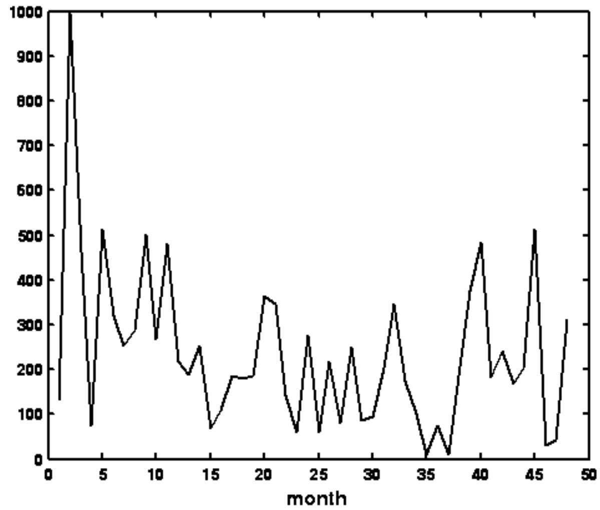
وان سلسلة البواقي (e_t) تحت فرضية العدم تمثل عملية مستقلة ومتطابقة التوزيع بشكل متسلسل.

وبين الباحثان **Hinich & Patterson [2]** عام **1995** بان احصاءة الاختبار **X_3** تتوزع بشكل محاذي لتوزيع مربع كاي بدرجة حرية **(L(L-1)/2)** عندما تكون **$L=n^{1/2}$**،إي إن

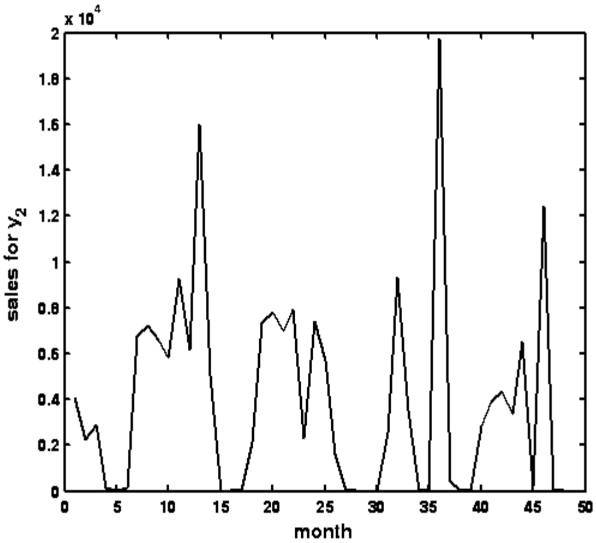
$$X_3\sim\chi^2(L(L-1)/2)\dots(14)$$

4. الجانب العملي

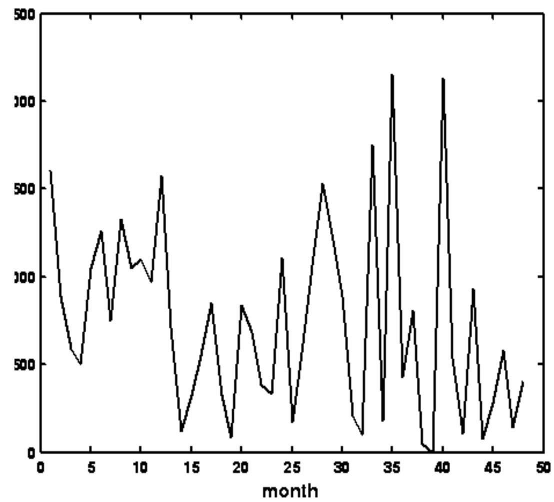
يتضمن هذا المبحث عرض الاختبارات التي يتم من خلالها الكشف عن الاعتمادية اللاخطية المتسلسلة، وذلك باستعمال اختبار Engle واختبار McLeod & Li واختبار Tsay واختبار Hinich &Patterson المتقدم ذكرها في الجانب النظري.بالاعتماد على البيانات المتوفرة في مركز المعلومات/ شعبة الإحصاء للشركة العامة للصناعات الكهربائية لغرض إجراء الاختبارات اللاخطية في البيانات والحصول على تفاصيل أدق حول ملائمة النماذج الخطية واللاخطية للبيانات، علما بأننا ليس بصدد نمذجت تلك البيانات المتقدم ذكرها،وتتضمن هذه البيانات كمية الوحدات المباعة شهريا للفترة من2005-2008 لبعض من المنتجات النمطية وهي مراوح نسيم السقفية ويرمزلها بـ (y_1) ومضخة الماء ويرمز لها بـ (y_2) والقاعدة الأحادية بدون عاكس ويرمز لها بـ (y_3) ومصابيح الفلوريسنت ويرمز لها بـ (y_4). وقد استعمل الـ Matlab لرسم السلاسل الزمنية الأربعة المتقدم ذكرها بهدف الاطلاع على شكل كل سلسلة زمنية تمثل المنتجات الأربعة المتقدم ذكرها وكما مبين في الإشكال (1-4).



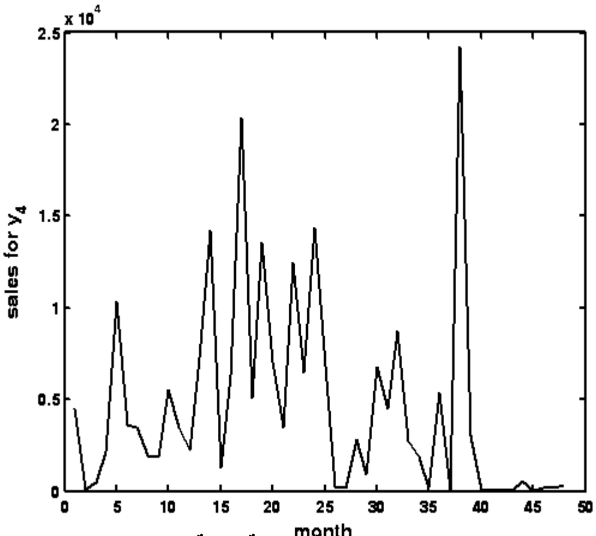
شكل (1) يوضح رسم السلسلة الزمنية لكمية الوحدات المباعة شهريا لمنتج مراوح نسيم السقفية (y_1).



شكل (2) يوضح رسم السلسلة الزمنية لكمية الوحدات المباعة شهريا لمنتج مضخة الماء (y_2).



شكل (3) يوضح رسم السلسلة الزمنية لكمية الوحدات المباعة شهريا لمنتج القاعدة الأحادية بدون عاكس (y_3).



شكل (4) يوضح رسم السلسلة الزمنية لكمية الوحدات المباعة شهريا لمنتج مصابيح الفور سنت (y_4).

واستعمل أيضا التطبيق الجاهز Minitab للحصول على الإحصاءات الأساسية لكل سلسلة زمنية من السلاسل الأربعة، بهدف التعرف على خصائص السلسلة متمثلة بالوسط الحسابي والوسيط واكبر/ اقل قيمة و الانحراف المعياري والالتواء والتفلطح والمجموع وكذلك مجموع المربعات وعدد المشاهدات لكل سلسلة زمنية (n=48)، وقد لخصت النتائج مما تقدم ذكره في جدول (1).

جدول (1) يبين الإحصاءات الأساسية لكل سلسلة من السلاسل الزمنية الأربعة (y_1, y_2, y_3, y_4) قيد البحث.

Basic Statistics \ Series	y_1	y_2	y_3	y_4
Mean	235.771	3711.5	702.583	4618.6
Median	196.5	2452.5	587	2927
Maximum	997	19766	2154	24210
Minimum	9	0	0	14
Std Dev	180.314	4429.67	535.745	5475.8
Skewness	1.78885	1.63626	0.870095	1.79491
Kurtosis	5.45844	3.18417	0.435539	3.38539
Sum	11317	178152	33724	221693
Sum of Squares	4196329	1583446100	37183980	2432661381
No. of Observations	48	48	48	48

نلاحظ من القيمة الموجبة للالتواء التي تعني درجة الالتواء كلما ابتعدت قيمته عن الصفر، فان ذلك يعد مؤشر لحدة التواء التوزيع إلى جهة اليمين ولكل السلاسل الزمنية الأربعة. إما قيمة التفلطح لكل سلسلة زمنية قيد البحث نلاحظ بان السلاسل الزمنية (y_1, y_2, y_4) ذات تشتت واطئ على وفق مقياس قيمة معامل التفلطح اكبر من 3 ، في حين السلسلة (y_3) ذات تشتت عالي على وفق مقياس قيمة معامل التفلطح اقل من 3.

وقبل الدخول في تفاصيل حساب الاختبارات اللاخطية يجب أولا إن نحدد الأنموذج الملائم ولكل سلسلة زمنية. فقد استعمل الـ Matlab لكتابة برامج البحث من قبل الباحثة.وباعتماد طريقة المربعات الصغرى المتقدم ذكرها في الجانب النظري لتقديرانموذج Pre-whitening،إي أنموذج AR(p) وفقا للصيغة (1)،وتقديرانموذج AR(p) لعدة قيم لـ p=[1-10]،باستعمال معيار SIC(p) لتحديد الرتبة p الملائمة للأنموذج على وفق اقل قيمة لمعيار SIC(p)، انظر الخوارزمية (1)،وقد لخصت النتائج مما تقدم ذكره في جدول (2).

جدول (2) يبين قيم معيار SIC(p) المحتسبة عند الرتب P=[1-10] لكل سلسلة من السلاسل الزمنية الأربعة (y_1, y_2, y_3, y_4) قيد البحث.

Series \ Lag	SIC(p) 1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
y_1	520.8	498.6	489.9	490.8	494.5	495.3	499.2	502.1	502.2	506.6
y_2	824.2	825.7	829.8	831.8	836.6	841.2	844.7	847.2	851.7	847.3
y_3	632.3	626.8	627.3	630.3	628	631.4	633.2	637.3	641.1	644.3
y_4	842.8	840.6	842.5	847.2	847.1	849	853.7	858.1	862.7	867.1

وبناءا على ما تقدم ذكره نلاحظ الأنموذج الملائم للسلسلةy_1 يكون أنموذج AR(3)، وان الأنموذج الملائم للسلسلة y_2 يكون أنموذج(AR(1، وان أنموذج AR(2) يكون الأنموذج الملائم للسلسلة y_3 وy_4. انظر الخوارزمية (1)، وقد لخصت النتائج مماتقدم ذكره مع قيمة p المناظرة لأقل قيمة لمعيار(SIC(p في جدول (3).

جدول (3) يبين الرتبة المقدرة لأقل قيمة لمعيار(SIC(p لكل سلسلة من السلاسل الزمنية الأربعة (y_1, y_2, y_3, y_4) قيد البحث.

Series	y_1	y_2	y_3	y_4
P	3	1	2	2
Min(SIC(p))	489.9	824.2	626.8	840.61

وبتقدير معلمات أنموذج الانحدار الذاتي (AR) الأفضل لكل سلسلة زمنية باستعمال طريقة المربعات الصغرى، فقد دونت قيم معلمات أنموذج AR الأفضل ولكل سلسلة زمنية في جدول (4)،انظر الخوارزمية (2).

جدول (4) يبين قيم معلمات الأنموذج المرشح لكل سلسلة من السلاسل الزمنية الأربعة (y_1, y_2, y_3, y_4) قيد البحث.

Series	Lag / The order of p	1	2	3
y_1	AR(3)	0.36341	0.060177	0.39813
y_2	AR(1)	0.50275		
y_3	AR(2)	0.33425	0.4285	
y_4	AR(2)	0.31298	0.36543	

ويتم الحصول على بواقي أنموذج الانحدار الذاتي الأفضل لكل سلسلة من السلاسل الزمنية الأربعة قيد البحث.لغرض إجراء الاختبارات الإحصائية للاعتمادية اللاخطية تحت فرضية العدم (H_0) القائلة بان السلسلة الزمنية قيد البحث تكون عملية مستقلة ومتطابقة التوزيع (iid) بشكل متسلسل.

4.1 اختبارEngle

استعمل اختبارEngle لأختباركل سلسلة زمنية من السلاسل الأربعة قيد البحث بتقدير قيمة احصاءة الاختبارnR^2 ، إذ إن n=48 وتمثل حجم العينة.إما R^2 الذي تمثل قيمة معامل التحديد المستحصل بتقديرانموذج الانحدار الخطي لمربع البواقي بطريقة المربعات الصغرى . وبتقدير الصيغة(5) عند الإزاحات (Lagk,k=1,2,3,4) ، بكلام أخر،يتم تقدير النماذج للإزاحات الأربعة المبينة أدناه.

$$e_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + v_t \quad , \ t = 1,2,\ldots n. \quad \ldots \quad (15)$$

$$e_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{2} \alpha_i e_{t-i}^2 + v_t \quad , \ t = 1,2,\ldots n. \quad \ldots \quad (16)$$

$$e_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{3} \alpha_i e_{t-i}^2 + v_t \quad , \ t = 1,2,\ldots n. \quad \ldots \quad (17)$$

$$e_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{4} \alpha_i e_{t-i}^2 + v_t \quad , \ t = 1,2,\ldots n. \quad \ldots \quad (18)$$

ولذا نعرف الأنموذج الانحدار الخطي العام $\underline{y} = e\underline{\alpha} + \underline{v}$ ،حيث إن المتجه $\underline{y}$ ذو رتبة $n \times 1$ ،والمصفوفة **e** ذات رتبة $n \times (k+1)$ والمتجه المعلمات α رتبة $k \times 1$ ومتجه البواقي $\underline{v}$ ذو رتبة $n \times 1$ وكما مبين أدناه.

$$\underline{y} = \begin{pmatrix} e_1^2 \\ . \\ . \\ e_n^2 \end{pmatrix} ، \mathbf{e} = \begin{pmatrix} 1 & e_1^2 & e_0^2 \ldots e_{1-k}^2 \\ . & . & . \ldots \\ . & . & . \ldots . \\ 1 & e_n^2 & e_{n-1}^2 \ldots e_{n-k}^2 \end{pmatrix} ، \underline{\alpha} = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ . \\ . \\ \alpha_k \end{pmatrix} ، \underline{v} = \begin{pmatrix} v_1 \\ . \\ . \\ v_n \end{pmatrix}$$

وان تقدير المربعات الصغرى لمعلمات الأنموذج الخطي سيكون

$$\underline{\alpha}_{ols} = (e'e)^{-1} e' \underline{y} \quad \ldots(19)$$

وبحساب قيمة معامل التحديد R^2 وفقا للصيغة الآتية :

$$R^2 = (\underline{\alpha}' e' \underline{y}) / (\underline{y}' \underline{y}) \quad \ldots(20)$$

فقد حسبت قيمة احصاءة الاختبار،انظر الخوارزمية (3)،ولخصت النتائج مما تقدم ذكره في جدول (5)، ونلاحظ منه

- رفض فرضية العدم (H_0) عند كل الإزاحات الأربعة المستعملة لحساب احصاءة الاختبار للسلسلتين (y_1,y_4)، طالما تكون قيمة احصاءة الاختبار عند الإزاحات الأربعة اكبر مقارنة بقيمة $\chi^2(k, 0.95)\,,\, k = 1,2,3,4$ والمبينة في جدول(5).
- بان قيمة احصاءة الاختبار عند الإزاحات الثلاثة للسلسلة y_2 اكبر مقارنة بقيمة $\chi^2(k, 0.95)\,,\, k = 1,2,3$ المبينة في جدول(5) لذا ترفض H_0.في حين تكون قيمة احصاءة الاختبار اقل مقارنة بقيمة $\chi^2(4, 0.95)$ المبينة في جدول(5) ولذا لا نستطيع رفض الفرضية H_0 ،والتي تعني بان السلسلة الزمنية تكون IID بشكل متسلسل.
- بان قيمة احصاءة الاختبار تكون اكبر مقارنة بقيمة $\chi^2(k, 0.95)\,,\, k = 1,2$ عند الازاحتين الأولى المستعملة في حساب قيمة احصاءة الاختبار للسلسلة y_3 لذا ترفض الفرضية H_0 . ولذا لا نستطيع رفض الفرضية H_0 عند الازاحتين الأخيرة (k=3,4) طالما تكون قيمة احصاءة الاختبار اقل مقارنة بقيمة $\chi^2(k, 0.95)\,,\, k = 3,4$ المبينة في جدول (5).

4.2 اختبار McLeod &Li

تم حساب قيمة احصاءة الاختبار $Q(m)$ على وفق الصيغة (7) ولعدة قيم لـ m=12,24,47 المعتمدة على حساب معاملات الارتباطات الذاتية للبواقي المربعة (e_t^2) ،انظر الخوارزمية (4).وقد لخصت النتائج مما تقدم ذكره في جدول (5)،ونلاحظ رفض الفرضية H_0 ولكل قيم m المعتمدة في حساب قيمة احصاءة الاختبار $Q(m)$ ولكل سلسلة زمنية طالما تكون قيمة $Q(m)$ (لكل قيم m) اكبر من قيمة $\chi^2(m, 0.95)$ المبينة في جدول (5) ولكل قيم m ولكل سلسلة من السلاسل الزمنية الأربعة قيد البحث.

4.3 اختبار Tsay

تم حساب قيمة احصاءة الاختبار F_{Tsay} لكل سلسلة زمنية من السلاسل الزمنية الأربعة(y_1, y_2, y_3, y_4)، وبما انه تم تحديد أنموذج الـ pre-whitening بأنموذج AR(p) الملائم لكل سلسلة زمنية، وبذلك نستطيع ألان إن نحدد عدد المتغيرات التوكيلية h=p(p+1)/2. وسنوضح الخطوات المتبعة لحساب قيمة احصاءة الاختبار F_{Tsay} للسلسلةy_1 كمثال، حيث إن الأنموذج الملائم للسلسلة y_1 هوAR(3) إي p=3 وبذلك فان h=6.

بتحديد المتغيرات التوكيلية المحتسبة من سلسلة بواقي الأنموذج AR(3) المقدر وهي $v_{1,t} = e_{t-1}^2$ و $v_{2,t} = e_{t-1}e_{t-2}$ و $v_{3,t} = e_{t-1}e_{t-3}$ و $v_{4,t} = e_{t-2}^2$ و $v_{5,t} = e_{t-2}e_{t-3}$ و $v_{6,t} = e_{t-3}^2$. وبتقدير انموذج الانحدار الخطي المتعدد لـ $v_{j,t} = \alpha_0^j + \sum_{i=1}^{3} \alpha_i^j e_{t-i}$ ولكل قيم (j=1,...,h=6) بطريقة اقل المربعات (OLS) $\underline{v}^j = e\underline{\alpha}^j + \underline{u}$ ،إذ يكون تقدير $\underline{u} = \hat{\underline{v}}^j$ ،وان مقدرOLS يكون $\underline{\alpha}_{OLS}^j = (e'e)^{-1}e'\underline{v}^j$ ، ومن ثم تقدير المتجه $\hat{v}_{j,t} = v_{j,t} - e\underline{\alpha}_{OLS}^j$ لكل قيم (j=1,...,h=6). بعد تقدير المتغيرات التوكيلية (h=6)، يتم اعادة تقدير انموذج الانحدار الخطي المتعدد بين سلسلة البواقي (e_t) والمتغيرات التوكيلية $\hat{v}_{j,t}$ إي $e_t = \gamma_0 + \sum_{j=1}^{6} \gamma_j \hat{v}_{j,t} + \eta_t$ بطريقة OLS لتقدير المعلمات $(\gamma_0,\ldots,\gamma_6)$ ، أي $\hat{\underline{\gamma}}_{OLS} = (\hat{v}'\hat{v})^{-1}\hat{v}'\underline{e}$. وحساب قيمة متوسط مربعات الانحدار $MSR = (\hat{\underline{\gamma}}'_{OLS}\hat{v}'e)/h$ ، وحساب قيمة متوسط مربعات الخطاء الانحدار $MSE = (e'e - (\hat{\underline{\gamma}}'_{OLS}\hat{v}'e))/(n-h-1)$. وتحسب قيمة احصاءة F الاعتيادية(F_{Tsay}) وفقا للصيغةF_{Tsay}=MSR/MSE، انظر الخوارزمية (5). وبتعميم ما تقدم ذكره لحساب احصاءة الاختبار F_{Tsay} للسلاسل الزمنية المتبقية (y_2, y_3, y_4) وفقا لكل قيمة لـ p التي تمثل رتبة الأنموذج الملائم لكل سلسلة زمنية.وقد لخصت النتائج مما تقدم ذكره في جدول (5) لكل سلسلة زمنية من السلاسل الأربعة. ونلاحظ منه بان قيمة $F_T^{0.05}(h, n-h-1)$ الجد ولية تكون اكبر مقارنة بقيمة F_{Tsay} لكل السلاسل الزمنية عدا السلسلة y_2، ولذا لا نستطيع رفض الفرضية H_0 للسلاسل الزمنية (y_1, y_3, y_4) وترفض الفرضية H_0 للسلسلة y_2.

جدول (5) يبين نتائج الاختبارات للاعتماد المتسلسل اللاخطي لكل سلسلة من السلاسل الزمنية الأربعة (y_1, y_2, y_3, y_4) قيد البحث لبواقي كل أنموذج مرشح وفقا للرتب المقدرة له باعتماد اقل باعتماد اقل قيمة لمعيار SIC(p) .

Engle test \ Series	The test statistic (nR^2) y_1	y_2	y_3	y_4	$\chi^2_T(k, 0.95)$ k = 1,2,3,4
Using up to Lag 1	17.4225	7.1108	10.0922	6.4623	3.8415
Using up to Lag 2	17.9778	7.4145	11.2989	6.8418	5.9915
Using up to Lag 3	18.2007	7.8168	11.3221	6.8418	7.8147
Using up to Lag 4	18.8461	7.9566	11.9558	7.0675	9.4877
McLeod & Li test	The test statistic (Q(m))				$\chi^2_T(m, 0.95)$ m = 12,24,47
Using up to Lag 12	$1.1470e^{+7}$	$1.4481e^{+10}$	$2.6823e^{+8}$	$1.6460e^{+10}$	21.0261
Using up to Lag 24	$2.2059e^{+7}$	$2.8425e^{+10}$	$4.3994e^{+8}$	$4.2628e^{+10}$	36.415
Using up to Lag 47	$4.2084e^{+7}$	$4.6790e^{+10}$	$6.4723e^{+8}$	$5.2823e^{+10}$	64.0011
	Tsay test				
$F^{0.05}_T(h, n-h-1)$	$F^{0.05}_T(6,41)$	$F^{0.05}_T(1,46)$	$F^{0.05}_T(3,44)$	$F^{0.05}_T(3,44)$	
$F^{0.05}_T(h, n-h-1)$	2.3298	4.0517	2.8165	2.8165	
F_{Tsay}	1.3437	14.9166	1.1621	2.1616	
Hinich & Patterson (Bicovariance) test	The test statistic (x_3)				$\chi^2_T(15, 0.95)$
Using up to Lag 6	$1.4571e^{+14}$	$1.2461e^{+23}$	$4.7877e^{+17}$	$4.7127e^{+23}$	24.9958

ملاحظة: ولكل سلسلة من السلاسل الأربعة قيد البحث، تنص فرضية العدم (H0) على إن السلسلة الزمنية مستقلة ومتطابقة التوزيع بشكل متسلسل.

4.4 اختبار Hinich & Patterson

لقد تم حساب قيمة احصاءة الاختبار X_3 المعتمدة على حساب bicovariances لبيانات العينة على وفق الصيغة (13) عند الإزاحة Lag6 إي اعتماد القيمة L=6 في حساب قيمة احصاءة الاختبار X_3، انظر الخوارزمية (6). وقد لخصت النتائج مما تقدم ذكره في جدول (5) وكما مبين أعلاه لكل سلسلة زمنية من السلاسل الأربعة. ونلاحظ منه رفض الفرضية H_0 لكل سلسلة زمنية من السلاسل الزمنية الأربعة،طالما تكون قيمة احصاءة الاختبار X_3 اكبر من قيمة $\chi^2(15, 0.95)$ المبينة في جدول (5).

5. الاستنتاجات

تناولنا في هذا البحث استعمال أربعة اختبارات مختلفة لاكتشاف الاعتماد اللاخطي المتسلسل في السلسلة الزمنية، والتي تتمثل باختبارEngle واختبار McLeod &Li واختبارTsay واختبار Hinich & Patterson، لغرض تحليل السلسلة الزمنية قيد البحث (سلاسل زمنية تمثل كمية الوحدات المباعة شهريا لبعض المنتجات النمطية للشركة العامة للصناعات الكهربائية) للحصول على نظرة أعمق ومفصله اكثرعن خصائصها من خلال النتائج المستحصلة عليها للاختبارات الأربعة المتقدم ذكرها، توصلنا إلى حقيقة مفادها عدم وضوح الصورة للسلوك اللاخطي بشكل قاطع اعتمادا على نتيجة الاختبارات الأربعة المعتمدة في البحث، وسيتم عرض ابرز الاستنتاجات التي أفضى إليها هذا البحث عموما.

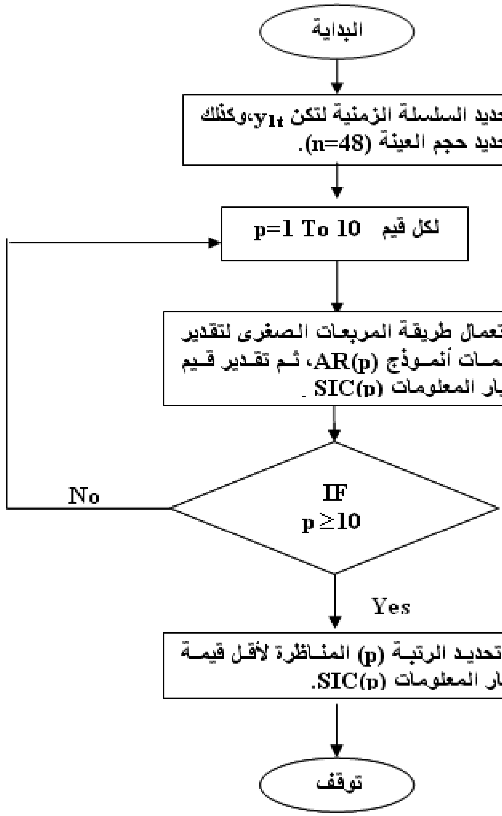
- لا يوجد تأييد جماعي حول السلوك اللاخطي باستعمال الاختبارات الأربعة في السلسلة y_1 التي تمثل كمية الوحدات المباعة شهريا لمراوح نسيم السقفية والسلسلة y_3 التي تمثل كمية الوحدات المباعة شهريا للقاعدة الأحادية بدون عاكس. إذ لا نستطيع رفض فرضية العدم (H_0) باستعمال اختبارTsay ، ورفضت الفرضية H_0 التي تنص على إن السلسلة الزمنية مستقلة ومتطابقة التوزيع بشكل متسلسل باستعمال بقية الاختبارات المعتمدة في البحث.
- يمكن تعميم ما تقدم ذكره للسلسلة y_2 التي تمثل كمية الوحدات المباعة شهريا لمضخة الماء، إذ لا نستطيع رفض الفرضية H_0 باستعمال اختبار McLeod &Li عند الإزاحة الرابعة (Lag4) وكذلك قبول الفرضية H_0 باستعمال اختبار McLeod &Li عند الازاحتين الأخيرتين (Lagk, k=3,4) للسلسلة y_4 التي تمثل كمية الوحدات المباعة شهريا لمصابيح الفلوريسنت،في حين رفضت الفرضيةH_0 باستعمال بقية الاختبارات المعتمدة في البحث، إي لا يوجد تأييد جماعي حول السلوك اللاخطي باستعمال الاختبارات الأربعة.

References

1. Engle, R.F. (1982),"Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", Econometrica, 50, 987-1007.
2. Hinich, M. and Patterson, D.M. (1995), "Detecting Epochs of Transient Dependence in White Noise", unpublished manuscript, University of Texas at Austin.
3. Keenan, D.M. (1985), "A Tukey Nonadditivity-type Test for Time Series Nonlinearity ", Biometrica, 72, 39-44.
4. Lim, K.P. & Hinich, M.J& Liew, K.S., (2003),"GARCH Diagnosis with portmanteau Bicorrelation test an application on the Malaysia’s stock market", Finance 0307013, Econ WPA .
5. McLeod, A.I. and Li., W.K. (1983),"Diagnostic Checking ARMA Time Series Models Using Squared-Residual Autocorrelations", Journal of Time Series Analysis, 4,269-273.
6. Panagiotidis, Theodore, (2002),"Testing the assumption of Linearity." Economics Bulletin, Vol. 3, No. 29 pp. 1−9.
7. Peña, D. And Rodriguez, J., (2005)"Detecting Non Linearity in Time Series by Model Selection Criteria", International Journal of forecasting, 21,731-748.
8. Peña, D. And Rodriguez, J., (2002)." A powerful portmanteau test of lack of fit for time series" .J. Amer. Statist. Assoc. 97, 601–610.
9. Schwarz, G. (1978). "Estimating the dimension of a model", Annals of Statistics, 6, 461–464.
10. Tsay, R.S. (1986), "Nonlinearity tests for Time Series", Biometrica, 73, 461-466.
11. Wei, w.w.s. (1990), Time series Analysis: Univariate and Multivariate methods, Addison- wesly publishing –Inc., U.S.A.
12. Wen Lin, J. & McLeod, A.I.,(2006), "Improved Peña–Rodriguez portmanteau test", Computational Statistics & Data Analysis 51 pp. 1731 – 1738.

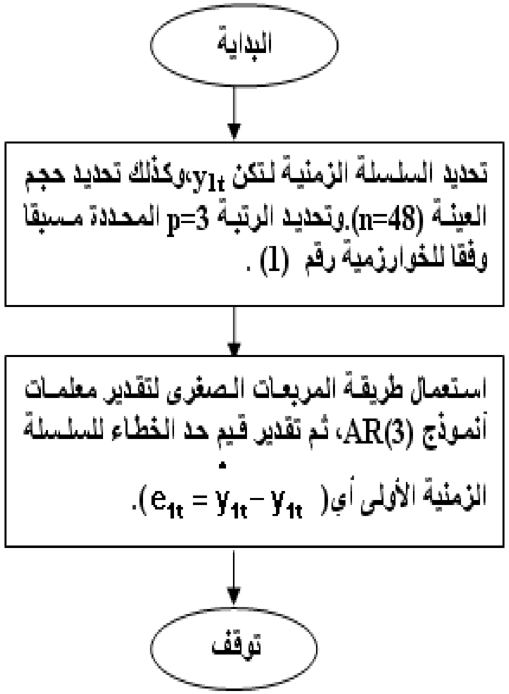
الملحق:

الخوارزمية رقم (1) : لتقدير معلمات أنموذج الانحدار الذاتي AR(p) مع قيمة معيار المعلومات SIC(p) ضمن مدى الرتب [1-10]=p مع تحديد الرتبة (p) المناظرة لأقل قيمة لمعيار المعلومات SIC(p).



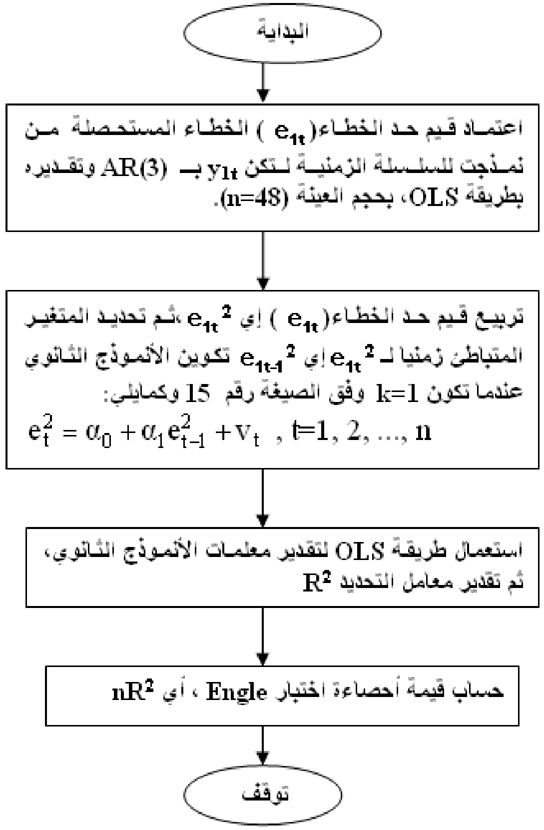
ملاحظه:يتم تكرار نفس الخطوات أعلاه لكل سلسلة زمنية من السلاسل الزمنية المتبقية قيد البحث لنفس الغرض أعلاه .

الخوارزمية رقم (2) : لتقدير قيم معلمات أنموذج الانحدار الذاتي AR(p) المرشح للرتبة (p) المناظرة لأقل قيمة لمعيار المعلومات SIC(p) ، وتحديد قيمة حد الخطاء للأنموذج المرشح.



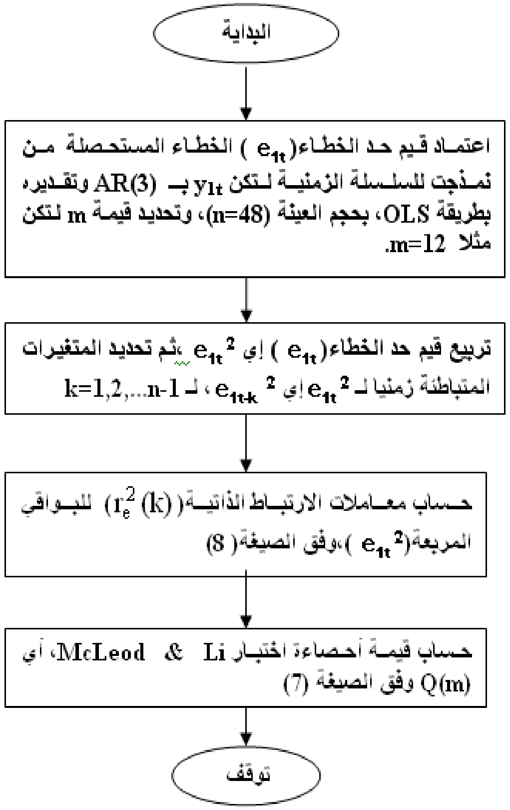
ملاحظه:يتم تكرار نفس الخطوات أعلاه لكل سلسلة زمنية من السلاسل الزمنية المتبقية قيد البحث لنفس الغرض أعلاه .

الخوارزمية رقم (3) : لحساب قيمة احصاءة اختبار Engle لمربع قيمة حد الخطاء المستحصلة من نمذجت كل سلسلة زمنية بأنموذج الانحدار الذاتي AR(p) المرشح للرتبة (p) المناظرة لأقل قيمة لمعيار المعلومات SIC(p) .



ملاحظه:يتم تكرار نفس الخطوات أعلاه لكل لنفس السلسلة زمنية عند تكوين الأنموذج الثانوي بـ k=2,3,4 لحساب قيمة أحصاءة اختبار Engle ، ويمكن تكرار الخطوات أعلاه لكل سلسلة من السلاسل الزمنية المتبقية قيد البحث لنفس الغرض أعلاه .

الخوارزمية رقم (4) : لحساب قيمة احصاءة اختبار McLeod & Li لمربع قيمة حد الخطاء المستحصلة من نمذجت كل سلسلة زمنية بأنموذج الانحدار الذاتي AR(p) المرشح للرتبة (p) المناظرة لأقل قيمة لمعيار المعلومات SIC(p) .



ملاحظه:يتم تكرار نفس الخطوات أعلاه لكل لنفس السلسلة زمنية لبقية القيم لـ m=24,47 المقترح استعمالها لحساب قيمة أحصاءة اختبار McLeod & Li، ويمكن تكرار الخطوات أعلاه لكل سلسلة من السلاسل الزمنية المتبقية قيد البحث لنفس الغرض أعلاه .

أختبار الفرضية الخطية لمبيعات الشركة العامة للصناعات الكهربائية

الخوارزمية رقم (5) : لحساب قيمة احصاءة اختبار Tsay لسلسلة قيم حد الخطاء المستحصلة من نمذجت كل سلسلة زمنية بأنموذج الانحدار الذاتي AR(p) المرشح للرتبة (p) المناظرة لأقل قيمة لمعيار المعلومات SIC(p) .

البداية

↓

اعتماد قيم حد الخطاء(e_{1t}) الخطاء المستحصلة من نمذجت للسلسلة الزمنية لتكن y_{1t} بـ AR(3) وتقديره بطريقة OLS، حيث إن p=3 بحجم العينة (n=48).

↓

حساب قيمة وتكون مساوية لـ 6 $h=p(p+1)/2=6$.

↓

تحديد المتغيرات التوكيلية بعدد h=6 المستحصلة من البواقي المربعة والمضروبات المتقاطعة للبواقي المتباطئة زمنيا $V(i,j)=e_{t-i}e_{t-j}\ ,\ \forall\ i=1,\ 2,\ p\ \ \&\ j=i,\ p=3$ ، وتكوين المتغيرات التوكيلية (h=6) هي $V(1,1)=e_{t-1}^{2}$ ، $V(1,2)=e_{t-1}e_{t-2}$ ، $V(1,3)=e_{t-1}e_{t-3}$ ، $V(2,2)=e_{t-2}^{2}$ ، $V(2,3)=e_{t-2}e_{t-3}$ ، $V(3,3)=e_{t-3}^{2}$.

↓

تقدير معادلة الانحدار أدناه بطريقة OLS لكل متغير من المتغيرات التوكلية باعتبارها متغيرات معتمدة وان قيم حد الخطاء تعد متغيرات مستقلة إي، $v_{jt}=\alpha_0+\sum_{i=1}^{p}\alpha_i e_{t-i}+u_t$ ،ومن حساب تقدير المتغير التوكيلي إي، $u_t=\hat{v}_{jt}=v_{jt}-(\hat{\alpha}_0+\sum_{i=1}^{p}\hat{\alpha}_i e_{t-i})$ ،،إلى إن يتم تقدير المتغيرات التوكيلية الستة كل على حد كما ورد أعلاه.

↓

اعادة نمذجت كل المتغيرات التوكيلية بصورة مشتركة بعدد h=6 ،والتي سبق وان تم تقديرها كل على حده وفق الصيغة المتقدم ذكرها واعتماد قيم حد الخطاء (e_t) كمتغير معتمد وفق الصيغة (10)،إي ، $e_t=\gamma_0+\sum_{j=1}^{h}\gamma_j\hat{v}_{jt}+\eta_t$ ،وتكوين جدول تحليل الانحدار ($e_t/\hat{v}_{jt}$).

↓

ثم حساب قيمة احصاءة اختبار Tsay،وفق الصيغة $F_{T}^{0.05}(6,41)=(SSR/6)/(SSE/41)$,

↓

توقف

ملاحظه:يتم تكرار نفس الخطوات أعلاه لكل سلسلة زمنية من السلاسل الزمنية المتبقية قيد البحث لنفس الغرض أعلاه .

الخوارزمية رقم (6) : لحساب قيمة احصاءة اختبار Hinich & Patterson لسلسلة قيم حد الخطاء المستحصلة من نمذجت كل سلسلة زمنية بأنموذج الانحدار الذاتي AR(p) المرشح للرتبة (p) المناظرة لأقل قيمة لمعيار المعلومات SIC(p) .

البداية

↓

اعتماد قيم حد الخطاء(e_{1t}) الخطاء المستحصلة من نمذجت للسلسلة الزمنية لتكن y_{1t} بـ AR(3) وتقديره بطريقة OLS، بحجم العينة (n=48).

↓

ايجاد جذر n ، وتحديد قيمة L وتكون مساوية لـ L=n^0.5-1

↓

ايجاد قيمة المقدار أدناه باعتماد قيم حد الخطاء :

$C(r,s)=e_t\,e_{t+r}e_{t+s}\ \ ,\forall\ s=2,\ldots,L$

$\&\ r=1,\ s-1\quad \&\quad t=1,\ n$

↓

ايجاد قيم $C_3(r,s)$ وفق الصيغة (11)، ثم ايجاد قيمة $G(r,s)$ وفق الصيغة (12)،لكل قيم $r=1,\ldots,\ s-1\ \ \&\ s=2,\ldots,\ L$ ، ثم ترببع المقدار $[G(r,s)]$.

↓

حساب قيمة الاختبار X_3 وفق الصيغة (13)، لكل قيم $r=1,\ldots,s-1\ \&\ s=2,\ldots,L$.

↓

توقف

ملاحظه:يتم تكرار نفس الخطوات أعلاه لكل سلسلة زمنية من السلاسل الزمنية المتبقية قيد البحث لنفس الغرض أعلاه .