

دراسة تجريبية لمعيار معلومات شوارز (SIC) لنماذج الانحدار الذاتي من الدرجة

الأولى (AR(1)

م.م.فاطمة عبد الرزاق عبود/ المعهد التقني / الديوانية

الخلاصة

يعد موضوع السلاسل الزمنية من المواضيع الإحصائية المهمة في تحليل الظواهر والذي يؤدي بدوره الى التعرف على سلوكها وتفسيرها عبر حقب زمنية محددة، وكلما كان وصف ملامح العملية التي تتولد منها السلسلة الزمنية دقيقاً زادت إمكانية بناء نموذج ملائم لتفسير سلوك تلك الظاهرة. وتعتمد عملية بناء النموذج بشكل كبير على عملية تحليل السلسلة الزمنية والتي تبدأ بمرحلة التشخيص للنموذج تليها مرحلة تقدير المعالم ثم مرحلة فحص مدى الملائمة للنموذج ومن ثم استخدام النموذج المرشح في التنبؤ. في هذا البحث تم الاعتماد على احد المعايير البيزية في عملية تشخيص الدرجة المثلى لنماذج الانحدار الذاتي $AR(p)$ وهو معيار معلومات شوارز (Schwarz Information Criterion) (SIC) ومحاولة التحري عن حصانة هذا المعيار في ظل خرق الفروض وعند توزيعات مختلفة لحد الخطأ العشوائي وبأحجام عينات مختلفة.

المقدمة Introduction [1],[4],[5]

ان من ابرز الأساليب الإحصائية المستخدمة لتمثيل البيانات للظواهر المختلفة (اقتصادية ، ادارية ، ...) هي نماذج السلاسل الزمنية والتي تستخدم في تحليل سلوك هذه الظاهر ومن ثم بناء نموذج جيد يمكن ان يستخدم للتنبؤ بالقيم المستقبلية للظاهرة المدروسة . ويوجد العديد من نماذج السلاسل الزمنية وتعتبر نماذج بوكس جينكنز من النماذج الشائعة في هذا المجال وان نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة p والذي يرمز له في الأدبيات الإحصائية بالرمز $AR(P)$ هو احد نماذج بوكس جينكنز الشائعة الاستخدام . وهناك عدة معايير لتقدير درجة نموذج الانحدار الذاتي (P) الملائمة لبيانات تخضع لهذا النموذج وابرز هذه المعايير معيار معلومات اكيائي (AIC) والذي اشتق من قبل الباحث اكيائي عام ١٩٧٤ ومعيار دالة التحويل (CAT) الذي اشتقه الباحث بارزن عام ١٩٧٤ ومعيار معلومات شوارز (SIC) الذي اشتقه الباحث شوارز عام ١٩٧٨ ومعيار الخطأ النهائي للتنبؤ (FPE) الذي اشتقه الباحث اكيائي ايضا ١٩٦٩ وغيرها من المعايير . ويعد معيار معلومات شوارز (SIC) من ابرز هذه المعايير كونه من المعايير البيزية وله كفاءة عالية في تشخيص النماذج خاصة نماذج بوكس - جينكنز ، لذلك قام العديد من الباحثين بدراسة هذا المعيار في مجموعة كبيرة من البحوث، وقد أجرى الباحث (lutkepohi) عام ١٩٨٥ مقارنة بين عدد من المعايير باستخدام المحاكاة وكان معيار شوارز (SIC) احدها وكانت له الأفضلية في تشخيص النماذج من بين المعايير المستخدمة.

هدف البحث Purpose of study

يهدف البحث الى التحري عن حصانة معيار معلومات شوارز (SIC) في ظل خرق الفروض وعند توزيعات مختلفة لحد الخطأ العشوائي لتشخيص الدرجة المثلى لنماذج الانحدار الذاتي $AR(P)$. وقد تم استخدام المحاكاة لتحقيق هذا الغرض من خلال توليد مشاهدات تخضع لنموذج الانحدار الذاتي لسلاسل زمنية مستقرة وغير مستقرة وكذلك نموذج المسار العشوائي وبأحجام عينات مختلفة وقد تم إجراء تجريبات مختلفة ومكررة على هذا المعيار ومن ثم الحكم على حصانته من خلال المعيارين التاليين :

١- نسبة الاختيار الصحيح لدرجة النموذج (نسبة التشخيص الصحيحة) Ratio Of true selection (RTS)

حيث :

$$RTS = \frac{\text{No. of correct identification}}{\text{No. of replicates}}$$

٢- متوسط مربعات الخطأ في تقدير درجة النموذج (MSE)

السلسلة الزمنية [1],[5],[7] Time Series

السلسلة الزمنية هي عبارة عن مجموعة من المشاهدات المرتبة عبر الزمن ، ونموذج السلسلة الزمنية Time Series Model هو الدالة التي تربط قيم السلسلة الزمنية بالقيم والأخطاء السابقة لها ، ويستخدم نموذج السلسلة الزمنية عادة للتنبؤ بالقيم المستقبلية للظاهرة المدروسة بناء على ما حدث في الماضي . ويمكن أن يأخذ منحني السلسلة الزمنية عدة أشكال عند رسمه كأن يكون خطيا أو لوغاريتمي أو كثيرة حدود أو يأخذ شكل منحني S وغير ذلك من الأشكال، ويمكن أن تكون السلسلة غير مستقرة non-stationary إذا كانت خصائصها الاحتمالية تتأثر بالزمن بسبب وجود اتجاه عام أو تقلبات موسمية او عدم استقرار التباين ، بينما تعتبر السلسلة الزمنية مستقرة او ساكنة stationary إذا كان لها وسط حسابي ثابت تتجمع حوله البيانات أي خالية من تأثير الاتجاه العام ومن التأثيرات الموسمية ولها تباين وتغاير مشترك ثابتان أي أن:

$$\mu = E(Y_t)$$

$$\sigma_Y^2 = \text{Var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2$$

$$\gamma_k = \text{Cov}(Y_t, Y_{t+k}) = E(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu) , k = 0,1,2,\dots$$

حيث أن $\mu, \sigma_Y^2, \gamma_k$ هي الوسط الحسابي والتباين والتغاير المشترك للسلسلة الزمنية على التوالي.

إن إحدى طرق تحليل السلاسل الزمنية تتم من خلال تمثيلها بنموذج خطي عام هو النموذج المختلط Mixed Model ، حيث إن الكثير من السلاسل الزمنية لا يمكن تمثيلها- بنموذج انحدار ذاتي Autoregressive model (AR) فقط، أو نموذج وسط متحرك (MA) Moving Average Model فقط، لأنه غالباً ما يكون للسلسلة خواص كلا النموذجين وبذلك تمثل بالنموذج المختلط Autoregressive Moving Average Model ويكتب اختصاراً ARMA (p,q) حيث P تمثل رتبة الانحدار الذاتي، q تمثل رتبة الوسط المتحرك . وتعد مرحلة التشخيص (Identification) المرحلة الأهم في تحليل السلاسل الزمنية. وتشمل معرفة نوع النموذج وتحديد الرتبة للنموذج المحدد، ولذلك تحتاج هذه المرحلة الدقة والخبرة والمهارة أيضاً، وتطبيق العديد من الإجراءات والمعايير لتأشير نوع النموذج وتحديد رتبته.

نماذج الانحدار الذاتي [1],[2],[5],[8] Autoregressive models

ان وصف سلوك الظاهرة باستخدام أحد نماذج السلاسل الزمنية هو من الأهداف الرئيسية لدراسة السلاسل الزمنية فيقال للسلسلة الزمنية اللامستقرة Y_t بانها تخضع للنموذج التجميعي (Integrated) من الدرجة d الخليط للانحدار الذاتي من الدرجة P والمتوسطات المتحركة من الدرجة q (Autoregressive integrated Moving Average) ويرمز له اختصاراً ARIMA (p,d,q) وان هذا النموذج هو نموذج عام اذ يمكن من خلاله وصف الكثير من الظواهر والتطبيقات العملية التي تمثل بسلاسل زمنية. وهناك حالات خاصة لهذا النموذج، فعندما تكون $d=q=0$ فانه يعطي نموذجا يدعى نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة (P) ، فاذا كانت السلسلة الزمنية Y_t تخضع لهذا النموذج من الدرجة p فان الصيغة العامة ستكون كالاتي :

$$Y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + a_t \quad \dots (1)$$

حيث أن معالم النموذج $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ و a_t متغيرات عشوائية غير مرتبطة مع بعضها (white noise) بوسط حسابي صفر وتباين σ_a^2 أي أن:

$$E(a_t) = 0$$

$$E(a_t a_{t+k}) = \begin{cases} 0 & k \neq 0 \\ \sigma_a^2 & k = 0 \end{cases}$$

حيث ان k معلمة التخلف الزمني او الإبطاء .
ويشار للنموذج في الصيغة أعلاه في الأدبيات الإحصائية بـ $AR(p)$ حيث p تمثل درجة النموذج، وهناك عدة نماذج شائعة الاستخدام في التطبيقات العملية وهي حالات خاصة من الصيغة العامة لنموذج الانحدار الذاتي من الدرجة p وهذه الحالات هي عندما يكون $p=1$ فان النموذج سيسمى بنموذج الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى $AR(1)$ (او نموذج ماركوف (Markov model) وصيغته :

$$Y_t = \phi_1 y_{t-1} + a_t \quad \dots (2)$$

وهكذا يمكن الاستمرار عندما تكون $p=2,3,4, \dots$

وهناك عدة طرق لتقدير معالم النموذج منها طريقة العزوم Moments Method والتي تدعى بطريقة يل-ولكر لتقدير المعالم (Yale-walker method)

معيار معلومات شوارز (SIC) Schwarz Information Criterion [3],[6],[7]

ان معيار معلومات شوارز (SIC) Schwarz information criterion والذي يدعى كذلك Bayesian information criterion (BIC) هو اداة كثيرة الاستعمال في اختيار النموذج بسبب بساطته الحسابية وأدائه الفعال في العديد من النماذج الشائعة وخاصة نماذج بوكس-جينكنز. ان اشتقاق (SIC) يعتمد على المعيار التقريبي المتقارب (asymptotic approximation) لاحتمالات الاولية للتحويل البيزي لترشيح النموذج الملائم . وان الحافز من وراء استخدام معيار SIC يكمن من خلال التطوير البيزي للنموذج المختار .
فعلى فرض ان $\ln(k)$ هي دالة الامكان الاعظم maximum likelihood لنموذج بـ k من المعلمات يستند على عينة بحجم n وعلى فرض ان k_0 هو العدد الصحيح من المعلمات ، فاذا كان $k > k_0$ فان النموذج بـ k من المعلمات يكون متداخل بالنموذج ذو عدد المعلمات الصحيح (k_0) ، لذلك يمكن الحصول على دالة الامكان الاعظم بوضع المعلمات ($k-k_0$) في النموذج الموسع بصورة ثابت (constant) وتكون قيمة هذا الثابت مساوية للصفر ويرمز لدالة الامكان الاعظم في النموذج المختزل بالشكل التالي

$$\hat{L}_n(\theta), \theta \in \Theta \subset R^m$$

$$\Rightarrow L_n(k) = \max_{\theta \in \Theta_k} \hat{L}_n(\theta), \text{ where } \Theta_k = \left\{ \theta = \begin{pmatrix} \theta_1 \\ \theta_2 \end{pmatrix} \in \Theta : \theta_2 = 0 \in R^{m-k} \right\} \quad \dots (3)$$

حيث ان θ_1 هو متجه بالمعلمات الصحيحة في النموذج وتساوي ($m=k_0$)

θ_2 هو متجه بالمعلمات الغير صحيحة وتساوي ($k-k_0$)

فاذا كانت y_n ترمز الى المشاهدات الموصوفة بالنموذج M_{k_0} المختار من مجموعة من النماذج (M_1, M_2, \dots, M_k) حيث ان $M_{k_0} (1 \leq k_0 \leq k)$ هو نموذج وحيد بالمعلمات الصحيحة uniquely (parameterized) المعرف بالمتجه θ_1 حيث ان θ_1 هو عنصر في فضاء المعلمات Θ ، وان

$L(\theta_1 | Y_n)$ هي دالة الامكان الاعظم (maximum likelihood) للمشاهدات Y_n في النموذج M_{k_0} ، وان $\pi(k_0)$ هي دالة بالمعلومات الاولية المتقطعة (discrete prior information) للنماذج M_1, M_2, \dots, M_k وان $g(\theta_1 | k_0), (1 \leq k_0 \leq k)$ هي دالة المعلومات الاولية (prior information) للمعلمات الصحيحة θ_1 في النموذج M_{k_0} وبتطبيق النظرية البيزية (Bayesian theorem) فان دالة المعلومات اللاحقة المشتركة (joint posterior) للنموذج M_{k_0} والمعلمات θ_1 يكون بالشكل التالي:

$$f((k_0, \theta_1) | Y_n) = \frac{\pi(k_0)g(\theta_1 | k_0)L(\theta_1 | Y_n)}{h(Y_n)}$$

حيث ان $h(Y_n)$ هي دالة التوزيع الاحتمالي المفردة (marginal distribution) للمشاهدات Y_n .

عندما $k \leq m$ فان النموذج بعدد المعلمات $k < k_0$ هو نموذج ناقص التحديد (misspecified)، وان النموذج ذو المعلمات $k > k_0$ هو نموذج تحديده صحيح ولكن مع المبالغة في عدد المعلمات (parameterized)، ان معيار معلومات شوارز SIC لا اختيار النموذج المرشح الصحيح هو

$$SIC = -2 \ln(L_n(k)) / n + k \cdot \ln(n) / n \quad \dots (4)$$

ان التنبؤ بالقيم المستقبلية للظاهرة ودقتها هو من الأهداف المهمة لبناء النماذج باستخدام أساليب السلاسل الزمنية ولمعرفة النموذج الملائم أهمية كبيرة في التنبؤ الصحيح لان أي خطأ في تحديد النموذج يؤدي الى تقديرات خاطئة وبالتالي فان التنبؤات ستكون غير صحيحة. ان الاختيار الصحيح لقيمة (p) هو الذي يحدد نموذج الانحدار الذاتي. وهي تعتبر من إحدى المشاكل التي تواجه الباحث وغالبا ما تعالج هذه المشكلة من خلال دراسة وتحليل سلوك دالة الارتباط الذاتي (ACF) ودالة الارتباط الذاتي الجزئي (PACF) ولكن عمليا فان ذلك ليس بالأمر اليسير وليس هو الصحيح دائما كما يشير لذلك العديد من الباحثين لان هاتين الدالتين يعتمد تقديرهما على سلوك تباين الخطأ ذي الصيغة التالية:-

$$S_e^2 = \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{\phi}_1 y_{t-1} - \dots - \hat{\phi}_p y_{t-p})^2 / T \quad \dots (5)$$

فان النتائج التي سنحصل عليها وفق هذا الأسلوب ستكون غير دقيقة لان الدالة S_e^2 تتناقص نسبيا كلما تزايدت قيمة (p) ولتحديد قيمة درجة نموذج الانحدار الذاتي (p) يجب ان يقلص خطأ التنبؤ بالقيمة المستقبلية للظاهرة ولذلك اتجه العديد من الباحثين لدراسة تحديد درجة نموذج الانحدار الذاتي عن طريق إيجاد صيغ تقلل من صعوبة تحديد تلك الدرجة والتعامل مع النموذج عند زيادة عدد المعلمات وكان الباحث شوارز أحد هؤلاء الباحثين حيث قام باختيار نموذج استدلالي احتمالي مشتق من صيغته في المعادلة (٤) لتلائم مع نماذج الانحدار الذاتي AR وعلى وفق الصيغة التالية :-

$$SIC(k) = -\ln \hat{\sigma}_k^2 + k \ln(T) / T \quad \dots (6)$$

بحيث يتم اختيار افضل تقدير لـ (p) التي تحقق اقل قيمة للمعادلة (6) أعلاه، أي أن

$$SIC(\hat{p}) = \min[SIC(k), \quad k = 1, 2, \dots, m] \quad \dots (7)$$

$$\hat{\sigma}_k^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2 \quad \dots (8)$$

وصف تجربة المحاكاة Simulation Experiment Description

- للتحري عن حصانة معيار شوارز (SIC) المستخدم في تقدير درجة نموذج الانحدار الذاتي تم بناء تجربة محاكاة بالاعتماد على الفروض الآتية:
- ١- تم استعمال أحجام العينات التالية (T= 10 , 20 , 40 , 75 , 100 , 250)
 - ٢- تم استخدام نموذج ماركوف كما موصوف في المعادلة رقم (٢) بقيم المعالم التي تجعل السلسلة الزمنية مستقرة (-0.7 , -0.2 , 0.7 , 0.2) ، وغير مستقرة (1.9 , 1.2) ($\phi = -1.9 , -1.2$) ، ونموذج المسار العشوائي عندما $\phi = 1$.
 - ٣- تم افتراض التوزيعات المستمرة التالية كتوزيعات لحد الخطأ العشوائي (التوزيع الطبيعي القياسي بالمعلمتين $\mu=0 , \sigma^2=1$) ، (توزيع مربع كاي بدرجة حرية T) ، (التوزيع اللوغارتمي الطبيعي بالمعلمتين $\mu=0 , \sigma^2=1$) ، (التوزيع الاسي بالمعلمة $\lambda=1$)
 - ٤- تم إجراء تجريبات مختلفة ولكل التوافيق الممكنة للفروض أعلاه بحجم مكرر مقداره N=500 لكل مرة.
 - ٥- استخدام المعيارين التاليين للحكم على حصانة معيار معلومات شوارز SIC
- a- نسبة الاختيار الصحيح (TSR) من كل التجارب الـ (500) المستخدمة ولكل حالة مدروسة حسب الصيغة التالية

$$\text{عدد مرات توافق الدرجة المقدرة مع الدرجة الفعلية للنموذج} \\ \text{TSR} = \frac{\quad}{500}$$

- b- متوسط مربعات الخطأ في تقدير درجة النموذج (MSE) ويحسب من الصيغة التالية:

$$MSE = \left[\sum_{i=1}^{500} (p - \hat{p}_i)^2 \right] / 500 \quad \dots\dots(9)$$

حيث ان P_i تمثل درجة نموذج الانحدار الذاتي المقدرة على وفق معيار شوارز (SIC)

- ٦- تم توليد نموذج انحدار ذاتي من الدرجة الأولى ($p=1$) ، (أي توليد مشاهدات تخضع لهذا النموذج) ومن خلال نفس التجربة قمنا بتكرار هذا التوليد (500) مرة لكل حجم عينة (T) وقيمة مأخوذة لـ (ϕ) مع حساب قيم المعيارين TSR ، MSE ومن ثم الحكم على معيار (SIC) من خلال هذين المعيارين.

محاكاة نموذج انحدار ذاتي من الدرجة AR(p)

The Auto Regressive Model Simulative of Order P

كما مذكور في المعادلة رقم (1) فان (p) لغرض محاكاة نموذج انحدار ذاتي من الدرجة ذلك يتم من خلال توليد مشاهدات التوزيع المفترض للخطأ العشوائي للنموذج وكما يلي :-

١. يتم افتراض قيمة لحجم العينة T
٢. يتم افتراض قيم حقيقية لمعالم النموذج $\phi_1 , \phi_2 , \phi_3 , \dots , \phi_p$

٣. يتم إعطاء قيم افتراضية للمتغيرات $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_{t-p}$
٤. يتم استخراج قيمة المشاهدات على وفق المعادلة (١)
٥. يتم تكرار العملية أعلاه (T) من المرات لنحصل على عدد المشاهدات المطلوبة وقد تم توليد مشاهدات تخضع للتوزيعات المفترضة للخطأ بالاعتماد على الأرقام العشوائية المولدة من خلال الحاسب الإلكتروني والتي تخضع بدورها للتوزيع المنتظم على الفترة (0,1) وان هذه الأرقام مستقلة عن بعضها البعض.

تحليل ومناقشة النتائج Results Discussion

سيتم تحليل ومناقشة النتائج التي تم الحصول عليها من التجريب وكالاتي :-

تحليل نتائج التوزيع الطبيعي

١. نلاحظ من نتائج الجدول رقم (١) إن قيم TSR تبدأ منخفضة جدا ثم تتزايد تدريجيا بازدياد حجم العينة حتى تقترب من الواحد الصحيح تقريبا عند السلاسل الزمنية المستقرة. أما قيم MSE فإنها تنخفض تدريجيا بازدياد حجم العينة.
٢. في حالة نموذج المسار العشوائي فإن قيم TSR تبدأ منخفضة أيضا ثم تزداد تدريجيا كلما كبر حجم العينة. أما قيم MSE فإنها تنخفض تدريجيا بازدياد حجم العينة.
٣. تنخفض قيم TSR حتى تصل إلى الصفر في حالة السلاسل الزمنية الغير مستقرة ثم تتغير تدريجيا حيث تزداد كلما ابتعدت قيمة ϕ عن الواحد وذلك عند أحجام العينات الكبيرة أما قيم MSE فإنها تنخفض تدريجيا حتى تثبت عند قيمة قريبة جدا من الواحد كلما كبر حجم العينة
٤. تتزايد قيم MSE وبشكل ملحوظ كلما ازدادت اللاستقرارية, وخاصة عند احجام العينات الكبيرة.

جدول رقم (١)

قيم TSR, MSE

التوزيع الطبيعي بالمعلمتين $\sigma^2=1, \mu=0$

ϕ	T	١٠	٢٠	٤٠	75	١٠٠	٢٥٠
-1.9	TSR	٠.٠٠٢	٠	٠	٠	٠.٩٨٣٩٩ ٤	0.983994
	MSE	٣.٩٩٩٩٧ ٧	٣.٩٩٩٩٧ ٧	٣.٩٩٩٩٧ ٧	٣.٩٩٩٩٧ ٧	٠.٠١٦	٠.٠١٦
-١.٢	TSR	٠.١٢٧٩٩ ٩	٠.٠٤٦	٠.٠٠٢	٠	٠	٠
	MSE	٢.٩٥٩٩٩ ٣	١.٩١٣٩٩ ٥	١.٠٣٣٩٩ ٤	٠.٩٩٩٩٩ ٤	٠.٩٩٩٩٩ ٤	٠.٩٩٩٩٩ ٤
-٠.٧	TSR	٠.٢٩٠٠٠ ٠	٠.٥٧٣٩٩ ٩	٠.٧٢١٩٩ ٧	٠.٧٩١٩٩ ٦	٠.٨٢٣٩٩ ٦	٠.٩٠٣٩٩ ٥
	MSE	١.٨٤٩٩٩ ٩	٠.٧١٩٩٩ ٨	٠.٣٠٢٠٠ ٠	٠.٢١٤٠٠٠	٠.١٧٦	٠.٠٥٩٩٩ ٩
-٠.٢	TSR	٠.١١٧٩٩ ٩	٠.٣٩٤٠٠ ٠	٠.٦٢٥٩٩ ٩	٠.٦٧٥٩٩ ٨	٠.٨٠٩٩٩ ٦	٠.٨٨٩٩٩ ٥
	MSE	٢.٦٥٧٩٩ ٧	١.٧٤	٠.٨٧٧٩٩ ٩	٠.٦٩٥٩٩ ٩	٠.٣٧	٠.١٧
٠.٢	TSR	٠.١٦٤	٠.٤٢٢٠٠ ٠	٠.٦٥٣٩٩ ٨	0.691998	٠.٨٠٩٩٩ ٦	٠.٨٧٧٩٩ ٥

	MSE	٢.٦٣٥٩٩ ٧	١.٥٩٢	٠.٨٥٥٩٩ ٩	٠.٦٠١٩٩ ٩	٠.٤٠٦	٠.١٩٤
٠.٧	TSR	٠.٢٥٦٠٠ ٠	٠.١٥٠٠٠ ٠	٠.٧٦٩٩٩ ٧	٠.٧٦٩٩٩ ٧	٠.٨٤٥٩٩ ٦	٠.٩٠٧٩٩ ٥
	MSE	١.٩٩١٩٩	٠.٩٣٩٩٩ ٨	٠.٢٤٨٠٠ ٠	٠.٢٣٦٠٠ ٠	٠.١٥٤	٠.٠٩١٩٩ ٩
١	TSR	٠.٣١٦٠٠ ٠	٠.٥٠٠٠٠ ٠	٠.٨٢٧٩٩ ٦	٠.٧٩٩٩٩ ٦	٠.٨٧٣٩٩ ٥	٠.٩١١٩٩ ٥
	MSE	١.٧٨٧٩٩ ٩	٠.٧٣٩٩٩ ٨	٠.١٧٢	٠.٢٠٠٠٠ ٠	٠.١٢٥٩٩ ٩	٠.٠٨٧٩٩ ٩
١.٢	TSR	٠.١٣٣٩٩ ٩	٠.٠٢٦	٠.٠٠٤	٠.٠٠٢	٠	٠
	MSE	٢.٨٦٩٩٩ ٤	٢.٣٥٣٩٩ ٨	١.٠٣١٩٩ ٤	٠.٩٩٧٩٩ ٤	٠.٩٩٩٩٩ ٤	٠.٩٩٩٩٩ ٤
١.٩	TSR	٠	٠	٠	٠	٠.٩٨٥٩٩ ٤	٠.٩٨٥٩٩ ٤
	MSE	٣.٩٨١٩٧ ٧	٣.٩٩٩٩٧ ٧	٣.٩٩٩٩٧ ٧	٣.٩٩٩٩٧ ٧	٠.٠١٤	٠.٠١٤

تحليل نتائج توزيع مربع كاي

١. من خلال جدول رقم (٢) وللسلاسل الزمنية المستقرة نلاحظ بان قيم TSR تكون متذبذبة ثم تصل الى الصفر عندما يكون حجم العينة (٢٥٠) عندما تكون قيم ϕ سالبة ولكن تكون اكبر منه قليلا في حالة كون قيم ϕ موجبة أما قيم MSE فإنها تنخفض تدريجيا بازدياد حجم العينة
٢. أما بالنسبة لنموذج المسار العشوائي فان قيم TSR تبدأ منخفضة ثم تزداد تدريجيا حتى تقترب من الواحد تقريبا كلما كبر حجم العينة . أما قيم MSE فإنها تنخفض تدريجيا بازدياد حجم العينة.
٣. تنخفض قيم TSR حتى تصل الى الصفر في حالة السلاسل الزمنية الغير مستقرة ثم تتغير تدريجيا حيث تزداد كلما ابتعدت قيمة ϕ عن الواحد باتجاه السالب عند أحجام العينات الكبيرة. أما قيم MSE فإنها تنخفض تدريجيا حتى تثبت عند قيمة قريبة جدا من الواحد
٤. تتزايد قيم MSE وبشكل ملحوظ كلما ازدادت عدم الاستقرارية ولكن تنخفض وبشكل كبير عند أحجام العينات الكبيرة.

جدول رقم (٢)

قيم MSE , TSR

توزيع مربع كاي بدرجة حرية T

ϕ	T	١٠	٢٠	٤٠	75	١٠٠	٢٥٠
-1.9	TSR	٠.٠٠٢	٠	٠	٠	٠.٩٧٥٩٩٤	٠.٩٧٥٩٩٤
	MSE	٣.٩٥٥٩٧٨	٣.٩٩٩٩٧٧	٣.٩٩٩٩٧٧	٣.٩٩٩٩٧٧	٠.٠٢٤	٠.٠٢٤
-١.٢	TSR	٠.١٠٥٩٩٩	٠.٠٦	٠.٠٠٢	٠	٠	٠
	MSE	٣.٠٢٣٩٩٢	١.٩٦٧٩٩٦	١.٠٣٩٩٩٤	٠.٩٩٩٩٩٤	٠.٩٩٩٩٩٤	٠.٩٩٩٩٩٤
-٠.٧	TSR	٠.٣٠٢٠٠٠	٠.٧٧٩٩٩٩	٠.٢٥٤٠٠٠	٠.٢٨٠٠٠٠	٠.٧١٩٩٩٩	٠
	MSE	٢.٠٠٦	٠.٩٦٣٩٩٥	١.٠٠٣٩٩٦	٠.٩١٧٩٩٦	٠.٩٥١٩٩٥	٠.٩٩٩٩٩٤
-٠.٢	TSR	٠.٢٤٨٠٠٠	٠.٣٣٦٠٠٠	٠.٣١٦٠٠٠	٠.٢٧٢٠٠٠	٠.١٠٧٩٩٩	٠
	MSE	٢.٠٧١٩٩٩	١.٥٠٣٩٩٨	١.٥٢٣٩٩٨	١.٤٩٥٩٩٨	١.٨٨١٩٩٧	٢.٤٨١٩٩٨
٠.٢	TSR	٠.٣٣٦٠٠٠	٠.٥٠٦٠٠٠	٠.٥٢٢٠٠٠	٠.٤٨٠٠٠٠	٠.٣٦٨٠٠٠	٠.٧٥٩٩٩٩
	MSE	١.٧٩١٩٩٩	٠.٨٥٣٩٩٨	٠.٥٨٥٩٩٩	٠.٥٩٧٩٩٩	٠.٦٤٩٩٩٨	٠.٩٢٣٩٩٥

٠.٧	TSR	٠.٥٢٤٠٠٠	٠.٧٧٣٩٩٧	٠.٧٥٣٩٩٧	٠.٧٤٧٩٩٧	٠.٧٠٧٩٩٨	٠.٥٦١٩٩٩
	MSE	١.٣٠٤	٠.٢٧٤٠٠٠	٠.٢٥٢٠٠٠	٠.٢٥٢٠٠٠	٠.٢٩٢٠٠٠	٠.٤٣٨٠٠٠
١	TSR	٠.٢٩٢٠٠٠	٠.٧٣٣٩٩٧	٠.٨٤٧٩٩٦	٠.٨٦٩٩٩٥	٠.٩٠٣٩٩٥	٠.٩٣٥٩٩٥
	MSE	٢.١٦٥٩٩٩	٠.٢٩٠٠٠٠	٠.١٥٢	٠.١٢٩٩٩٩	٠.١٠٧٩٩٩	٠.٠٦٤
١.٢	TSR
	MSE	٣.٩٩٩٩٩٧٧	٣.٨٣١٩٨	٠.٩٩٩٩٩٤	٠.٩٩٩٩٩٤	٠.٩٩٩٩٩٤	٠.٩٩٩٩٩٤
١.٩	TSR
	MSE	٣.٩٩٩٩٩٧٧	٣.٩٩٩٩٩٧٧	٣.٩٩٩٩٩٧٧	٣.٩٩٩٩٩٧٧	٠.٩٩٩٩٩٤	٠.٩٩٩٩٩٢

تحليل نتائج التوزيع اللوغاريتمي الطبيعي

١. من خلال جدول رقم (3) نلاحظ بان هناك ثبوتاً نسبياً في قيم TSR وذلك للسلاسل الزمنية المستقرة ولكن تزداد قيم TSR تزايداً طفيفاً عند ابتعاد قيم ϕ عن الصفر باتجاه الموجب ولجميع أحجام العينات. أما قيم MSE فإنها تنخفض تدريجياً بازدياد حجم العينة حيث تثبت عند الواحد تقريباً عندما تكون قيم ϕ سالبة. ولكن تنخفض قيم MSE أكثر في حالة كون قيم ϕ موجبة.
٢. إن قيم TSR في حالة نموذج المسار العشوائي تبدأ منخفضة ثم تزايدت تزايداً طفيفاً كلما كبر حجم العينة حتى تقترب من الواحد تقريباً. أما قيم MSE فإنها تبدأ عالية ثم تتغير تدريجياً حيث تتناقص كلما كبر حجم العينة حتى تثبت.
٣. في حالة السلاسل الزمنية الغير مستقرة تنخفض قيم TSR حتى تصل إلى الصفر ثم تتغير تدريجياً حيث تزداد كلما ازدادت قيمة ϕ وذلك عند أحجام العينات الكبيرة.
٤. تزايدت قيم MSE وبشكل ملحوظ كلما ازدادت قيمة ϕ (أي زيادة اللااستقرارية) ولكن تنخفض وبشكل كبير عند أحجام العينات الكبيرة.

جدول رقم (٣)

قيم MSE , TSR

التوزيع اللوغاريتمي الطبيعي بالمعلمتين $\sigma^2=1, \mu=0$

ϕ	T	١٠	٢٠	٤٠	75	١٠٠	٢٥٠
-1.9	TSR	٠.٠٠٤	.	.	.	٠.٩٧٥٩٩٤	٠.٩٧٥٩٩٤
	MSE	٣.٩٥٩٩٩٧٨	٣.٩٩٩٩٩٧٧	٣.٩٩٩٩٩٧٧	٣.٩٩٩٩٩٧٧	٠.٠٢٤	٠.٠٢٤
-١.٢	TSR	٠.٠٨٥٩٩٩	٠.٠٢	.	٠.٠٠٢	.	.
	MSE	٣.٠٩١٩٩١	٢.٠٥٩٩٩٧	١.٠٤١٩٩٤	١.٠٢٧٩٩٤	٠.٩٩٩٩٩٤	٠.٩٩٩٩٩٤
-٠.٧	TSR	٠.٢١٦٠٠٠	٠.٢١٨٠٠٠	٠.١٤٥٩٩٩	٠.١٠٧٩٩٩	٠.٠٤٢	٠.٠٠٢
	MSE	٢.٠٧٩٩٩٩	١.٣٨٧٩٩٦	١.١٢٩٩٩٥	١.٠٤١٩٩٥	١.٠١١٩٩٥	١.٠٠٣٩٩٤
-٠.٢	TSR	٠.٢١٨٠٠٠	٠.٢٦٦٠٠٠	٠.٢١٠٠٠٠	٠.١٦٦	٠.٠٦	٠.٠٠٢
	MSE	٢.٠٧٨	١.٤٨٣٩٩٧	١.٢٩٣٩٩٦	١.٣٨٥٩٩٦	١.٤٤٩٩٩٤	١.٧٧١٩٩٥
٠.٢	TSR	٠.٣٨٢٠٠٠	٠.٤٨٨٠٠٠	٠.٤٥٨٠٠٠	٠.٤٠٠٠٠٥	٠.٢٢٤٠٠٠	٠.٠٤٢
	MSE	١.٤٩٩٩٩٩	٠.٧٢١٩٩٨	٠.٦١٩٩٩٩	٠.٦٤٧٩٩٨	٠.٧٩٣٩٩٧	٠.٩٥٧٩٩٤
٠.٧	TSR	٠.٥٣٨٠٠٠	٠.٧٨٥٩٩٧	٠.٧٩٥٩٩٦	٠.٨١٣٩٩٦	٠.٧٦١٩٩٧	٠.٦١٧٩٩٩
	MSE	١.٠٦٧٩٩٩	٠.٢٢٠٠٠٠	٠.٢١٦٠٠٠	٠.١٩٢	٠.٢٣٨٠٠٠	٠.٣٨٢٠٠٠
١	TSR	٠.٢٩٦٠٠٠	٠.٧٨٥٩٩٧	٠.٨٦٥٩٩٥	٠.٨٩٣٩٩٥	٠.٩١٩٩٩٥	٠.٩٤٥٩٩٤
	MSE	٢.٢٠٩٩٩٩	٠.٢٢٤٠٠٠	٠.١٣٣٩٩٩	٠.١٠٥٩٩٩	٠.٠٧٩٩٩٩	٠.٠٥٤
١.٢	TSR
	MSE	٣.٩٩٩٩٩٧٧	٣.٨٦١٩٧٩	٠.٩٩٩٩٩٤	٠.٩٩٩٩٩٤	٠.٩٩٩٩٩٤	٠.٩٩٩٩٩٤
١.٩	TSR	٠.٩٩٩٩٩٤	٠.٩٩٩٩٩٤
	MSE	٣.٩٩٩٩٩٧٧	٣.٩٩٩٩٩٧٧	٣.٩٩٩٩٩٧٧	٣.٩٩٩٩٩٧٧	.	.

تحليل نتائج التوزيع الاسي

١. نلاحظ من نتائج الجدول رقم (4) وللسلاسل الزمنية المستقرة بان هناك ثبوتاً نسبياً في قيم TSR ولكن تزداد قيم TSR تزايداً طفيفاً عند ابتعاد قيم ϕ عن الصفر باتجاه الموجب ولجميع أحجام العينات. أما قيم MSE فإنها تنخفض تدريجياً بازدياد حجم العينة.
٢. أما عند نموذج المسار العشوائي فان قيم TSR تبدأ منخفضة ثم تزداد تزايداً طفيفاً كلما كبر حجم العينة. أما قيم MSR فإنها تبدأ عالية ثم تنخفض تدريجياً كلما ازداد حجم العينة.
٣. تنخفض قيم TSR حتى تصل إلى الصفر في حالة السلاسل الزمنية الغير مستقرة ثم تتغير تدريجياً حيث تزداد كلما ازدادت قيمة ϕ وذلك عند أحجام العينات الكبيرة أما قيم MSE فإنها تنخفض تدريجياً حتى تثبت عند قيمة قريبة جداً من الواحد.
٤. تتزايد قيم MSE وبشكل ملحوظ كلما ازدادت عدم الاستقرارية ولكن تنخفض وبشكل كبير جداً عند أحجام العينات الكبيرة.

جدول رقم (٤)

قيم MSE , TSR

التوزيع الاسي بالمعلمة $\lambda=1$

ϕ	T	١٠	٢٠	٤٠	75	١٠٠	٢٥٠
-1.9	TSR	٠.٠٠٢	٠	٠	٠	٠.٩٨٥٩٩٤	٠.٩٨٥٩٩٤
	MSE	٣.٩٧٩٩٧٧	٣.٩٩٩٩٧٧	٣.٩٩٩٩٧٧	٣.٩٩٩٩٧٧	٠.٠١٤	٠.٠١٤
-١.٢	TSR	٠.٠٥٤	٠.٠١	٠	٠	٠	٠
	MSE	٣.١١٧٩٩٢	١.٩٠١٩٩٥	١.٠٣٥٩٩٤	١.٠١١٩٩٤	٠.٩٩٩٩٩٤	٠.٩٩٩٩٩١
-٠.٧	TSR	٠.١٤٣٩٩٩	٠.٠٧٥٩٩٩	٠.٠٢٤	٠.٠١	٠	٠
	MSE	٢.٢٤٢	١.٧٢١٩٩٦	١.٣١٧٩٩٤	١.١١٥٩٩٣	١.٠١١٩٩٤	٠.٩٩٩٩٩٤
-٠.٢	TSR	٠.١٩٢	٠.٢٠٦٠٠٠	٠.٠٩٣٩٩٩	٠.٠٧٣٩٩٩	٠.٠٠٢	٠
	MSE	١.٩٨٩٩٩٨	١.٥٧٩٩٩٧	١.٢٥٥٩٩٤	١.٢٥٥٩٩٤	١.١١٧٩٩٤	١.٠٣٥٩٩٤
٠.٢	TSR	٠.٣٢٢٠٠٠	٠.٤٦٢٠٠٠	٠.٣٢٦٠٠٠	٠.٢٨٤٠٠٠	٠.٠٩٣٩٩٩	٠.٠١٨
	MSE	١.٣٣١٩٩٧	٠.٦٨٧٩٩٨	٠.٦٩١٩٩٨	٠.٧٢١٩٩٧	٠.٩٠٥٩٩٥	٠.٩٨١٩٩٤
٠.٧	TSR	٠.٥٥٨	٠.٧١٩٩٩٧	٠.٦٧٧٩٩٨	٠.٦٥٣٩٩٨	٠.٦٥٩٩٩٨	٠.٣٤٦٠٠٠
	MSE	٠.٨٧٣٩٩٩	٠.٢٨٦٠٠٠	٠.٣٢٢٠٠٠	٠.٣٤٦٠٠٠	٠.٣٤٠٠٠٠	٠.٦٥٣٩٩٨
١	TSR	٠.٢٧٤٠٠٠	٠.٧٦٥٩٩٧	٠.٨٨٧٩٩٥	٠.٨٨٩٩٩٥	٠.٩٥٣٩٩٤	٠.٩٥٥٩٩٤
	MSE	٢.٢١٩٩٩٩	٠.٢٣٤٠٠٠	٠.١١١٩٩٩	٠.١٠٩٩٩٩	٠.٠٤٦	٠.٠٤٤
١.٢	TSR	٠	٠	٠	٠	٠	٠
	MSE	٣.٩٩٩٩٧٧	٣.٩٢١٩٧٩	٠.٩٩٩٩٩٤	٠.٩٩٩٩٩٤	٠.٩٩٩٩٩٤	٠.٩٩٩٩٩٤
١.٩	TSR	٠	٠	٠	٠	٠.٩٩٩٩٩٤	٠.٩٩٩٩٩٤
	MSE	٣.٩٩٩٩٧٧	٣.٩٩٩٩٧٧	٣.٩٩٩٩٧٧	٣.٩٩٩٩٧٧	٠	٠

الاستنتاجات

من خلال ما سبق تم التوصل إلى الاستنتاجات التالية:

١. يكون معيار (SIC) كفوئاً عند السلاسل الزمنية المستقرة ويزداد قوة عند زيادة حجم العينة وكذلك عند زيادة قيمة ϕ ولجميع التوزيعات المدروسة.
٢. يكون معيار (SIC) كفوئاً عند نموذج المسار العشوائي وتزداد قوة تشخيص هذا المعيار بزيادة حجم العينة ولجميع التوزيعات المدروسة.
٣. نلاحظ ان قوة الحصانة في السلاسل الزمنية الغير مستقرة تزداد بزيادة حجم العينة ولكن تقل هذه القوة عند زيادة اللااستقرارية ولكل التوزيعات المستخدمة.
٤. هنالك تأثير بسيط بالنسبة لاشارة المعلمة ϕ فيما إذا كانت قيمتها موجبة أو سالبة

التوصيات

على أساس الاستنتاجات السابقة نوصي باستخدام هذا المعيار أينما وردت حصانته إذا ما اتفق التطبيق وفروضه مع الحالات المدروسة في هذا البحث كما نوصي بدراسة هذا المعيار في حالة توزيعات بواقي الانحدار الذاتي منقطعة .

المصادر

- ١- الخاقاني ، طاهر ريسان. استخدام المحاكاة للتحري عن تقدير التقنية الموائمة (Adaptive filtering) لنماذج الانحدار الذاتي مع تطبيق عملي ، رسالة ماجستير في الاحصاء ، كلية الادارة والاقتصاد،الجامعة المستنصرية ، العراق.٢٠٠٠ .
- ٢- الناصر ، عيد المجيد حمزة ، احلام احمد جمعة ، بعض الاختبارات المعدلة لملائمة النماذج للسلسلة الزمنية المناخية في العراق ،المؤتمر الإحصائي العربي الثاني،ليبيا ، ٢٠٠٩ .
- 3- Box ,G.E.P. and Jenkins , G.M. 1971 "Time Series Analysis :Forecasting and Control " Holden –Day , Inc.
- 4- -Judje ,Aand lee, R and Griffths,T, Theory and practice of Econometric, wiley series,1987.
- 5- Andero A.Neath and Joseph E., Regression and time series model selection using variants of the Schwarz information criterion, Communication in statistics theory and methods,vol.26 ,p.559-580 , 1997.
- 6- Dr. Bassam Younis Ibrahim ،Temperature Prediction at Khartoum State using Box-Jenkins Time Series Models, Journal of Science & Technology, Vol.5(2), Sudan University of Science & Technology, Khartoum, SUDAN,2004.
- 7- Herman J. Bierens "Information Criteria and Model Selection "Pennsylvania State University March 2006.
- 8- Ezra Gayawan and Reuben A. Ipinyomi,A Comparison of Akaike, Schwarz and R Square Criteria for Model Selection Using Some Fertility Models, Australian Journal of Basic and Applied Sciences, 3(4): 3524-3530, 2009.