مجلة ابن الهيثم للعلوم الصرفة والتطبيقية المجلد 24 (3) 2011

حول معيار معلومات الانحراف المحور

جنان عباس ناصر
معهد الادارة ، الرصافة

استلم البحث في : 5 نيسان 2011
قبل البحث في : 22 آيار 2011

الخلاصة

بهذا البحث نتحرى حول حصانة معيارمعلومات الانحراف المحور (MDIC)،الذي اقترح من قبل Mantalos و Mattheou و Karagrigoriou عام 2008،لتحديد احتمالية ألتقاط المعيارللازاحة الصحيحة لعملية الانحدارالذاتي،وذلك عند خضوع متغيرحد الخطأ للتوزيع الطبيعي وغيرالطبيعي.واستحصلت نتائج البحث لحجوم مختلفة من العينات باستعمال المحاكاة.

الكلمات المفتاحية: عملية الانحدارالذاتي ، تقدير اقل المربعات ، معيارمعلومات الانحراف المحور.

المقدمة

تعد مسألة تحديد رتبة انموذج الانحدارالذاتي للعملية التي تولد البيانات من احد المشاكل التي تواجه الباحث عند نمذجة السلسلة الزمنية بانموذج الانحدارالذاتي(Autoregressive)،حيث ان دقة تحديد الانموذج (الرتبة) الملائمة تعد من المسائل المهمة والتي يعتمد عليها دقة تقديرات التنبوءات المستقبلية للأنموذج المقدر.ولذا فقد اعتمدت عدة اساليب لتحديد او اختيارطول الازاحة (p) لنماذج الانحدار الذاتي من الرتبة (p)،ومنها طريقةBox & Jenkins عام 1970 والتي يتم فيها رسم قيم دالة الارتباط الذاتي وقيم دالة الارتباط الذاتي الجزئية مقابل الازاحة k.ثم اقترح معيارمعلومات العام متمثل بمعيارمعلوماتAkaikeعام 1973 الذي يعد مساهمة معنوية في النمذجة الاحصائية، و معيارمعلومات Schwarz عام 1978،ومعيار معلومات Hannan-Quinn عام 1979،ومعيارخطاء التنبوء النهائي المقترح من قبلAkaike عام 1979.حيث يتم اختياررتبة الانموذج وفقا لأصغرقيمة لكل معيارمن بين تلك المعاييرالمتقدم ذكرها.وقدم مؤخرا معيارجديد لأختياررتبة نماذج الانحدارالذاتي وهو معيارمعلومات الانحراف المحورمن معيارالمعلومات الانحراف ((DIC(P)) [1,2] عام 2008 الذي يكون محوربحثنا هذا،اذ نتحرى عن حصانة معيارمعلومات الانحراف المحور ((MDIC(P)) والذي يعتمد على قيمة αالتي تكون قيمتها $0 < \alpha < 1$،لتحديد احتمالية التقاط الرتبة الفعلية للأنموذج AR للسلسلة الزمنية التي تولد من عدة نماذج للأنحدارالذاتي وذلك عند خضوع متغيرحد الخطأ لعدد من التوزيعات المستمرة والمتقطعة باستعمال المحاكاة.فضلا عن التحري عن مسالة المغالات في تقديرالرتبة الفعلية للأنموذج باستعمال هذا المعيارلعدة حجوم مختلفة من العينات.فقد تناول عدد غيرقليل من الباحثين دراسة معيارمعلومات الانحراف المقترح مؤخرا وفيما يلي خلاصة موجزة لبعض ماكتب حوله.

في عام 1998 اقترح الباحثون Basu و Harris و Hjor و Jone [3] مقياس سمي بـ BHHJ المعروف بالمعلمة$0 < \alpha < 1$،التي تعد عامل للموازنة بين رصانة التقديروكفاءته،واستعمل مقياس BHHJ لقياس قوة الانحراف بين الأنموذج المرشح استخدامه والانموذج الحقيقي الذي يكون عادة مجهول.وتعد هذه الطريقة امتداد

رصين لتقديرالامكان الاعظم عندما تكون$\alpha = 0$.في عام 2006 ناقش الباحثان Ju´arez و Schucany [4] السلوك المحاذي لـ (the minimum density power divergence estimator(MDPDE بشروط جديدة لتحليل السلوك المحاذي للـ MDPDE.في عام 2007 تحرى الباحثان Karagrigoriou وMattheou [5]،عن خصائص مقياس معلومات الانحراف المقدم (BHHJ) في حالة الصيغة المتقطعة لدالة الكثافة بالارتباط مع اختبارات حسن المطابقة باستعمال المحاكاة.في عام 2008 ناقش الباحثان Karagrigoriou وPapaioannou [1] في بحثيهما المنشورعلى الانترنت ثلاثة انواع من المقاييس مع خصائصها ،وهي مقياس Fisher ومقياس الانحراف (divergence) ومقياس entropy.بالاعتماد على بيانات مراقبة وبيانات مبتورة،وتحريا عن معاييراختيارالانموذج باستعمال معياراكيكي (AIC) ومعيارمعلومات الانحراف (DIC).في عام 2008 تناول الباحثون Karagrigoriou وMattheou و Mantalos [2] في بحثهم المنشورعلى الانترنت مقارنة بين معاييراختياررتبة الأنموذج (FPE ، HQC ، SIC، AIC) ومعيار معلومات الانحراف المحور (MDIC(p بالمعلمة α عندما تكون $0< \alpha <1$،وذلك بتوليد بيانات لعدة نماذج (AR(p برتب مختلفة باستعمال المحاكاة،وتوصلوا الى ان معيار (MDIC(p يكون كفوء في التقديرالصحيح لرتبة الانموذج عندما تكون قيمة αاقل من 0.5.في عام 2008 تناول الباحثون Karagrigoriou وMattheou و Lee [6] معاييراختيار الانموذج اعتمادا على مقياس BHHJ للانحراف.وفي عام 2011 تناولت الباحثة جنان [8] مقارنة معاييرالمعلومات التقليدية (AIC، SIC ، HQ ، FPE) مع معيارمعلومات الانحراف المحور (MDIC) المستعملة لتحديد الرتبة المطابقة لأنموذج الانحدارالذاتي (AR) المستقر للعملية التي تولد البيانات،باستعمال المحاكاة وذلك بتوليد بيانات لأربعة نماذج للأنحدارالذاتي من الرتب(AR(1 و(AR(2 و(AR(3 و(AR(4،عند خضوع متغيرحد الخطأ للتوزيع الطبيعي بقيم مختلفة لمعلماته في المتوسط والتباين،اي عندما تكون $e_t \sim N(0,1)$ ، $e_t \sim N(1,1)$ و$e_t \sim N(0,2)$ولحجوم العينات (n=60,80,150,250,500)،ولاحظت فاعلية معيار MDIC في تقديرالرتبة المطابقة لأغلب نماذج الانحدار الذاتي عندما يكون توزيع حد الخطأ $e_t \sim N(0,1)$ و$e_t \sim N(0,2)$ ،وفشل معيار DIC في تقديرالرتبة المطابقة لنماذج (AR(1 و(AR(2 و(AR(3 عدا انموذج (AR(4.

وبناءا على ما تقدم سيتم دراسة حصانة معيار معلومات الانحراف المحورلتقدير الرتبة الفعلية للسلسلة الزمنية التي يتم نمذجتها بانموذج الانحدارالذاتي باستعمال المحاكاة بافتراض مختلف التوزيعات.

1.نماذج الانحدار الذاتي ((AR(P)

يشارلعملية الانحدارالذاتي بطول ازاحة P بـ (AR(P،وتعتمد قيمتها الحالية x_tعلى اول P من القيم المتباطئة زمنيا ($x_{t-1}, x_{t-2}, x_{t-3},\ldots, x_{t-p}$).ويمكن تعريف عملية الانحدارالذاتي من الرتبة P للسلسلة الزمنية $\{x_t\}$ عندما تكون t=1,2,...,n وفق الصيغة الاتية [2,7]:

$$x_t = \varphi_1 x_{t-1} + \varphi_2 x_{t-2} + \ldots + \varphi_p x_{t-p} + e_t \qquad \ldots(1)$$

وان $(\varphi_1, \varphi_2, \ldots, \varphi_p)$تمثل معلمات عملية/انموذج الانحدارالذاتي.وان e_tتمثل حد الخطأ وهوعبارة عن سلسلة من المتغيرات العشوائية المستقلة والمتطابقة التوزيع (iid) بمتوسط صفروتباين مقداره σ^2 .وان كل جذورمتعددة حدود الانحدار الذاتي تقع خارج دائرة الوحدة [7] اي ان

$$A(B) = 1 - \varphi_1 B - \varphi_2 B^2 - \ldots - \varphi_p B^P \neq 0 \ , \ |B| < 1$$

وان B^j تمثل معامل الاتداد الخلفي اي ان $B^j x_t = x_{t-j}$ ، j=1,2,...,p. وقد استعملت طريقة تقدير اقل المربعات Least (Squares) لتقديرمعلمات الانموذج.وتعد هذه الطريقة من اكثرالاساليب الشائعة الاستعمال [7]، ولغرض تقديرالصيغة (1)

يتم تصغيرمجموع مربعات الخطأ ($\sum_{t=1}^{n} \hat{e}_t^2$)عندما تكون $\hat{e}_t = (x_t - \hat{x}_t)$ ،

وتمثل ($\hat{x}_t$)التنبوء الخطي من الرتبة p وهي مساوية لـ $\hat{x}_t = -\sum_{j=1}^{p} \hat{\varphi}_j x_{t-j}$ ،حيث يتم تصغير خطاء التنبوء الامامي بمعنى أقل المربعات.وهذا مطابق

لحل المعادلات الطبيعية وفقا للاتي [7] :

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

حيث ان M_p تعرف بالصيغة

$$M_p = \sum_{t=p+1}^{n} \left[\begin{pmatrix} Xt\text{-}1 \\ . \\ . \\ x_{t-p} \end{pmatrix} (x_{t-1}, \ldots, x_{t-p}) \right]$$

وان m_p

$$m_p = \sum_{t=p+1}^{n} x_t \begin{pmatrix} xt\text{-}1 \\ . \\ . \\ Xt\text{-}p \end{pmatrix}$$

وان تقديراقل المربعات للتباين $\sigma^{\wedge 2}{}_P$ يكون وفقا الصيغة الاتية

$$\sigma^{\wedge 2}{}_P = (n-p)^{-1} \sum_{t=p+1}^{n} (x_t - \hat{x}_t)^2 \quad ...(3)$$

2. معيارمعلومات الانحراف المحور (MDIC)

في هذا المبحث نستعرض بصورة موجزة تطورمعيارمعلومات الانحراف (DIC) المعتمد مقياس BHHJ المقترح من قبل Jones و Hjort و Harrisو Basu عام 1998،ويشارلمقياس BHHJ بالمعلمة α التي تكون قيمتها بين الصفروالواحد ،ويقيس مقياس BHHJ قوة الانحراف بين الأنموذج المرشح(f_θ(.)) والأنموذج الحقيقي (g)،ويعطى مقياس BHHJ وفقا للصيغة الاتية [1,2,3] :

$$I^{\alpha}(g, f_\theta) = \int \left\{ f_\theta^{1+\alpha}(z) - \left(1+\frac{1}{\alpha}\right) g(z) f_\theta^{\alpha}(z) + \left(\frac{1}{\alpha}\right) g_\theta^{1+\alpha}(z) \right\} dz \quad ... (3)$$

وتستعمل المعلمة α للموازنة بين الرصانة وكفاءة مقدرات المعلمة،ويتحول مقياس BHHJ الى مقياس الانحراف لـ Kullback-Leiber عندما تكون قيمة α =0 ،اما عندما تكون قيمةα =1 فان هذا المقياس يكون عبارة عن مربع المسافة القياسية L_2 بين الانموذج المرشح والأنموذج الحقيقي لمزيد من التفاصيل انظرالمصدر[5].

وقد استعمل الباحث Mattheou عام 2008 معيارمعلومات الانحراف (DIC) على وفق استعمال معيار AIC(p) في تقديرالرتبة الملائمة للانموذج،ويعرف معيار (DIC) لمجموعة من المشاهدات ($x_1, x_2, \ldots, x_n$) وفقا للصيغة الاتية[2,5,6]:

$$DIC(p) = nQ_{\hat{\theta}} + (2\pi)^{-\alpha/2}(1+\alpha)^{2+\alpha/2} p \qquad ...(4)$$

ويحسب المقدار $Q_{\hat{\theta}}$ وفقا للصيغة الاتية[2,5,6]:

$$Q_{\hat{\theta}} = \int f_{\hat{\theta}}^{1+\alpha}(z)dz - \left(1+\frac{1}{\alpha}\right)\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} f_{\hat{\theta}}^{\alpha}(x_i) \qquad ...(5)$$

وان $\hat{\theta}$ مقدرمتسق وطبيعي بصورة محاذية لـ θاي ان($\hat{\theta} \to \theta$ كلما تقترب n من الملانهاية).وفي البداية استعمل هذا المعيارلتحديد النماذج الملائمة للانحدارمن قبل Mattheou عام 2008،باستعمال المحاكاة توصل الى ان ادائه يكون جيد جدا في الحجوم المتوسطة من العينات عندما تقترب قيمة α من الصفر.ومن خلال دراسات المحاكاة توصل الباحثون الى ان الفروق في حساب المقدار $Q_{\hat{\theta}}$ بحد التكامل $\int f_{\hat{\theta}}^{1-\alpha}(z)\,dz$ وبين حساب المقدار $Q_{\hat{\theta}}$ بدونه تكون فروق ضئيلة ويمكن اهمالها.بكلام اخران حساب اوعدم حساب حد التكامل في المقدار $Q_{\hat{\theta}}$ فانه لايوثرعلى اختيارالانموذج الملائم لمجموعة المشاهدات المعطاة لذا فقد تم حذفه.

وبناءا على ماتقدم فقد اقترح كل من Karagrigoriou و Mattheou و Mantalos [2]عام 2008 معيارجديد لمحورمعيارمعلومات الانحراف ((DIC(p)) سمي بمعيارمعلومات الانحراف المحورو يشاراليه بـ (MDIC () α اختصارلـ (The Modified Divergence Information Criterion)، لتحديد الانموذج الملائم للعملية التي تولد البيانات باقل عدد من المعلمات.ويعرف هذا المعيار لمجموعة من المشاهدات $(x_1, x_2, \ldots, x_n)$وفقا للصيغة الاتية[2,5,6]:

$$MDIC(p) = n * MQ_{\hat{\theta}} + (2\pi)^{\alpha/2}(1+\alpha)^{2+p/2}\, p \qquad \ldots(6)$$

عندما تـ $MQ_{\hat{\theta}}$:[2,5,6]

$$MQ_{\hat{\theta}} = -\left[\left(1-\alpha^{-1}\right)\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} f_{\hat{\theta}}^{\alpha}(x_i)\right] \qquad \ldots(7)$$

اذ ان $0 < \alpha < 1$ ،حيث ان هذا المعياريقيس المسافة بين الانموذج الحقيقي المجهول والانموذج التقريبي المقدر،ولذا نعرف

$$f_{\hat{\theta}}(x_i) = \frac{1}{\sqrt{(2\pi\hat{\sigma}^2)}}\exp\left\{-\frac{\hat{e}^2}{2\hat{\sigma}^2}\right\} \qquad \ldots(8)$$

وتمثل $\hat{e}$ البواقي المقدرة من الانموذج و $\hat{\sigma}^2$التباين المقدر.وان p تمثل عدد المعلمات المقدرة في انموذج الانحدارالذاتي((AR(p)،وn تمثل حجم العينة.أذ يتم اختياررتبة أنموذج الانحدارالذاتي وفقا لأصغرقيمة لهذا المعيار.

3. الجانب التجريبي

تم دراسة معيارمعلومات الانحراف المحورالمتقدم ذكره في المبحث(2) من خلال بناء تجارب المحاكاة ذات الفروض والمواصفات التالية:

1. تم استعمال احجام العينات n=30,60,120,240,480.
2. تم استعمال أنموذج الأنحدارالذاتي ((AR(p)المتقدم ذكره بالصيغة (1) ،برتبةp=1 لتوليد السلاسل الزمنية في حالات الاستقرارية من انموذج AR(1) بقيم للمعلمة $\varphi_1 = \pm\mathbf{0.9},\pm\mathbf{0.6},\pm\mathbf{0.3},\pm\mathbf{0.1}$ ، وكذلك سلاسل زمنية تخضع لمسارعشوائي $\varphi_1 = \pm\ \mathbf{1}$.
3. تم افتراض التوزيعات الاتية كتوزيعات لحد الخطأ(e_t) :- الطبيعي القياسي بالمعلمتي $(\boldsymbol{\mu = 0, \sigma^2 = 1})$،التوزيع اللوغارتمي الطبيعي بالمعلمتين $(\boldsymbol{\mu = 1, \sigma^2 = 1})$،توزيع Rayleigh بالمعلمة $(\mathbf{a = 1})$،التوزيع الاسي بمتوسط $(\boldsymbol{\mu = 1.5})$،توزيع كاما بالمعلمتين $(\mathbf{a = 2, b = 2})$ ،توزيع (t) بدرجة حرية (2)،توزيع ويبل بالمعلمتين $(\mathbf{a = 1, b = 1})$،التوزيع المنتظم المستمر $(\mathbf{a = -1\ , b = 1})$، التوزيع المنتظم المتقطع بالمعلمة (n) وتمثل حجم العينة ، بواسون بالمعلمة $(\boldsymbol{\lambda = 0.25})$ ،التوزيع الهندسي بالمعلمة (p=0.25).
4. ثم يتم اجراء التجارب المختلفة وفقا لجميع التوليفات الممكنة للفروض المتقدم ذكرها اعلاه من خلال تكرارهذا التوليد للسلاسل الزمنية لـ 500 مرة لكل تجربة ولكل حجم عينة (n).
5. وتم تقديرمعيارمعلومات الانحراف المحور((MDIC(p) بالمعلمة αالمتقدم ذكره في المبحث (2) والمستعمل لتقديررتبة انموذج (AR(p ،من خلال توليد مشاهدات تخضع لأنموذج(AR(1 على وفق الفروض المتقدم

6. ذكرها اعلاه،وتكرارهذا التوليد لـ 500 مره ولكل حجم عينة (n) للحصول على متجة المشاهدات (x_t)،ثم نمذجته بنماذج الانحدارالذاتي اي تقديرانموذج AR(1) ولغاية انموذج(AR(7 بطريقة اقل المربعات وقد استخدم الـ Matlab لكتابة برامج البحث للحصول على النتائج.أذ سنلاحظ في كل مرة ما الذي ستؤول اليه نتائج التقديرلـ p والتي تم افتراضها في البحث بـ P=1 من خلال المقاييس التي تم تدوينها بالفقرة ادناه.

7، حساب تقديرالاحتمالات والتي تكون قيمها محصورة بين الصفروالواحد، لمعيارالمعلومات المحور ((MDIC(p) بالمعلمة α المتقدم ذكره في المبحث (2) وكما يلي :-

- تقديرالاحتمال الصحيح $\mathbf{Pr(\hat{p} = p)}$ على وفق الصيغة الاتية:

$\mathbf{Pr(\hat{p} = p)}$ = [عدد مرات توافق الرتبة المقدرة مع الرتبة الفعلية للأنموذج الذي ولدت منه البيانات] /500

- تقديراحتمال تقديررتبة اكبرمن الرتبة الفعلية $\mathbf{Pr(\hat{p} > p)}$ على وفق الصيغة الاتية:

= [$\mathbf{Pr(\hat{p} > p)}$ [عدد مرات تقدير رتبة اعلى من الرتبة الفعلية للأنموذج الذي ولدت منه البيانات /500

حيث ان $\hat{p}_i$ تمثل رتبة انموذج الانحدارالذاتي على وفق اقل قيمة للمعيار ((MDIC(p) بالمعلمة α المحتسبة عند الرتب من p=1 الى p=7،أذ يكون المعيارفعال في التقديرالصحيح لرتبة الانموذج كلما تقترب القيمة الاحتمالية $\mathbf{Pr(\hat{p} = p)}$ من الواحد.

3.1.استعراض النتائج التجريبية

يتضمن هذا المبحث عرض وتحليل النتائج التي تم الحصول عليها.في البداية تم تحديد قيمة αالمستعملة في حساب معيارمعلومات الانحراف المحور ((MDIC(p).لذا فقد تم تنفيذ تجارب المحاكاة ولقيمتين لمعلمة انموذج AR(1)المستقربـ $\varphi_1 = \pm\mathbf{0.1}$ ،وذلك عند خضوع متغيرحد الخطأ للتوزيع الطبيعي بالمعلمتين $(\boldsymbol{\mu = 0, \sigma^2 = 1})$ولكل حجوم العينات المفترضة [30-480]=n ،وذلك عند استعمال عدة قيم مفترضة لـ $\alpha=[0.1-0.9]$في حساب المعيار (MDIC(p،وقد لخصت النتائج لما تقدم ذكره بالجدول (1) انظرالملحق،و نلاحظ منه وعلى وفق مقياس التقديرالصحيح لرتبة الانموذج ووفق مقياس تقدير رتبة اكبر من رتبة الانموذج،

- بان اداء هذا المعياريتحسن في التقديرالصحيح لرتبة الانموذج AR(1) وللقيمتين لـ $\varphi_1 = \pm\mathbf{0.1}$ بزيادة قيمة αولكل حجوم العينات.اذ تزداد القيم الاحتمالية للتقديرالصحيح لرتبة الانموذج بزيادة قيمة α يرفقها انخفاض في القيم الاحتمالية لتقديررتبة اكبرمن رتبة الانموذج وللقيمتين لمعلمة الانموذج $\varphi_1 = \pm\mathbf{0.1}$ ولكل حجوم العينات.
- تزداد القيم الاحتمالية للتقديرالصحيح لرتبة الانموذج بزيادة حجم العينة ولأغلب قيم α وللقيمتين لمعلمة الأنموذج $\varphi_1 = \pm\mathbf{0.1}$.

وبناءا على ماتقدم فقد اعتمدت قيمة $\alpha = 0.9$ في حساب قيمة معيار (MDIC(p،عند تنفيذ تجارب المحاكاة ولكل القيم المفترضة لمعلمة انموذج AR(1) وحسب توزيع حد الخطأ:-

1. عند خضوع متغير حد الخطأ للتوزيع الطبيعي القياسي، ومن النتائج الوارده في جدول (2) في الملحق ، نلاحظ الاداء المتميزلهذا المعيارفي حالة السلاسل الزمنية المستقره وفي حالة المسارالعشوائي ولكل حجوم العينات ولكل القيم المفترضة لمعلمة انموذج AR(1)،ونلاحظ انخفاض القيم الاحتمالية للمغالات في تقديررتبة الانموذج وتقترب تلك القيم من الصفر،ونلاحظ تزايدا في القيم الاحتمالية للتقديرالصحيح لرتبة الانموذج لتقترب تلك القيم من الواحد ولكل حجوم العينات ولكل القيم المفترضة لمعلمة انموذج AR(1).
2. عند خضوع متغير حد الخطأ للتوزيع اللوغارتمي الطبيعي،ومن النتائج الوارده في جدول (3) في الملحق ،نلاحظ جودة اداء المعيارتقل بزيادة حجم العينة ولأغلب قيم φ_1السالبة في حالة السلاسل الزمنية المستقرة،وهناك تزايد ضئيل في القيم الاحتمالية لـ $\mathbf{Pr(\hat{p} = p)}$لتقديررتبة الانموذج كلما تقترب قيمة φ_1 الموجبة والسالبة من الصفرولأغلب حجوم العينات.اما في حالة المسارالعشوائي فيكون اداء هذا المعيارفي حالة قيمة المعلمة الموجبة $\varphi_1 = 1$افضل مما هوعند حالة قيمة المعلمة السالبة $\varphi_1 = -1$ لـ n=60 فما فوق.فضلا عن ذلك نلاحظ

3. هناك ثبوت بالقيم الاحتمالية لـ $\Pr(\hat{p} = p)$ والقيم الاحتمالية لـ $\Pr(\hat{p} > p)$ لتقديررتبة الانموذج عند حجوم العينات الكبيرة.
4. عند خضوع متغير حد الخطأ لتوزيع Rayleigh،ومن النتائج الوارده في جدول (4) في الملحق ،وعلى وفق مقياسي التقديرالصحيح لرتبة الانموذج والمغالات في تقديررتبة الانموذج في السلاسل الزمنية المستقره،فان حصانة هذا المعيار تصبح ذات اداء افضل للقيم الموجبة لمعلمة الانموذج مقارنة بادائه للقيم السالبة،أذ نلاحظ هناك ثبات في القيم الاحتمالية لـ $\Pr(\hat{p} = p)$ لتقديررتبة الانموذج عند القيمة صفرعندما يكون حجم العينة n=120 فما فوق،بكلام اخريميل هذا المعيارالى المغالات في تقديررتبة الأنموذج بقيم احتمالية مساوية للواحد لحجوم العينات تلك ولكل قيم φ_1 السالبة.ويتضاءل اداء هذا المعياركلما زاد حجم العينة لقيم φ_1 الموجبة.اما في حالة المسار العشوائي،فان هذا المعياريفشل في تقديرالرتبة الفعلية للأنموذج بقيم احتمالية $\Pr(\hat{p} = p) = 0$ للقيمة السالبة لمعلمة الانموذج φ_1 ولكافة الحجوم،وكذلك للقيمة الموجبة ولكافة الحجوم عدا حجم العينة n=30.
5. عند خضوع متغير حد الخطأ للتوزيع الاسي، ومن النتائج الوارده في جدول(5) في الملحق ،نلاحظ وبشكل عام بان جودة اداء هذا المعيارتقل بزيادة حجم العينة ولكل القيم المفترضة لمعلمة انموذج AR(1) في السلاسل الزمنية المستقرة وفي حالة المسار العشوائي.اذ يميل هذا المعيارالى تقديررتبة اكبرمن رتبة الانموذج بقيم احتمالية متزايدة وتقترب من الواحد بزيادة حجم العينة ولكل القيم السالبة لمعلمة انموذج AR(1) في السلاسل الزمنية المستقرة.اما عند خضوع السلسلة لعملية مسارعشوائي،فان اداء هذا المعيارفي حالة القيمة الموجبة يكون افضل مما هو عند حالة القيمة السالبة ولكافة الحجوم.
6. عند خضوع متغير حد الخطأ لتوزيع كاما،ومن النتائج الوارده في جدول (6) في الملحق ، وعلى وفق مقياسي القيم الاحتمالية لـ $\Pr(\hat{p} = p)$ والقيم الاحتمالية لـ $\Pr(\hat{p} > p)$ لتقديررتبة الانموذج،نلاحظ بان اداء هذا المعياريكون افضل نسبيا كلما قل حجم العينة في السلاسل الزمنية المستقرة وفي حالة المسار العشوائي.ويتحسن اداء هذا المعياركلما تقترب قيمة φ_1 السالبة من الصفرلحجم العينة 120 فما فوق في السلاسل الزمنية المستقرة.اما في حالة خضوع السلسلة لعملية المسارالعشوائي فان اداء هذا المعيارفي حالة القيمة الموجبة $\varphi_1 = 1$ افضل مما هي للقيمة السالبة $\varphi_1 = -1$ ولكافة الحجوم.
7. عند خضوع متغير حد الخطأ لتوزيع (t)، ومن النتائج الوارده في جدول(7) في الملحق ، وعلى وفق مقياسي القيم الاحتمالية لـ $\Pr(\hat{p} = p)$ والقيم الاحتمالية لـ $\Pr(\hat{p} > p)$ لتقديررتبة الانموذج،نلاحظ بان هذا المعياريمتلك حصانة عالية ولكل حجوم العينات ولمختلف انواع السلاسل الزمنية والمستقرة وفي حالة المسارالعشوائي.ويتحسن اداء هذا المعيار كلما تقترب قيمة φ_1 السالبة من الصفروكلما تزداد قيمة φ_1 الموجبة ولاغلب حجوم العينات.
8. عند خضوع متغير حد الخطأ لتوزيع ويبل، ومن النتائج الوارده في جدول (8)في الملحق ، نلاحظ في السلاسل الزمنية والمستقرة وفي حالة المسار العشوائي، وعلى وفق مقياسي القيم الاحتمالية لـ $\Pr(\hat{p} = p)$ والقيم الاحتمالية لـ $\Pr(\hat{p} > p)$ لتقديررتبة الانموذج،بان جودة اداء هذا المعيارتقل بزيادة حجم العينة،وعموما يكون ادائه للقيم الموجبة لمعلمة انموذج AR(1) افضل مما هو عند حالة القيم السالبة.اما عند خضوع السلسلة لعملية المسارالعشوائي،فان اداء هذا المعيار يكون افضل لقيمة φ_1 الموجبة مما هوعند القيمة φ_1 السالبة ولكافة الحجوم.
9. عند خضوع متغير حد الخطأ للتوزيعين المنتظم المستمرو المنتظم المتقطع،ومن النتائج الوارده في جدول **(9)** و جدول(10) في الملحق ،وعلى وفق مقياس التقديرالصحيح لرتبة الانموذج ومقياس تقديررتبة اكبرمن رتبة الانموذج،نلاحظ الاداء المتميزلهذا المعيارولكل القيم لمعلمة الانموذج المفترضة ولكافة حجوم العينات في السلاسل الزمنية المستقرة وفي حالة المسارالعشوائي.وفي حالة التوزيع المنتظم المستمرنلاحظ بان اداء هذا المعيارفي حالة قيم φ_1 السالبة يكون افضل مما هو هند حالة قيم φ_1 الموجبة لحجوم العينات الصغيرة والمتوسطة.وهناك ثبات في القيم الاحتمالية لـ $\Pr(\hat{p} = p)$ عند القيمة واحد عند خضوع متغيرحد الخطأ للتوزيع

المنتظم المتقطع ولكل القيم المفترضة لمعلمة الانموذج ولكافة حجوم العينات في السلاسل الزمنية المستقرة وفي حالة المسار العشوائي.

10 . عند خضوع متغير حد الخطأ لتوزيع بواسون،ومن النتائج الوارده في جدول(11) في الملحق ،وبشكل عام نلاحظ بان اداء هذا المعيار يكون جيد في حجوم العينات الصغيرة للسلاسل الزمنية المستقرة،ويمتلك اداء افضل كلما ابتعدت قيمة المعلمة عن الصفرفي حالة القيم السالبة والموجبة.وان ادائه يتضاءل بزيادة حجم العينة.اما عند خضوع السلسلة لعملية المسارالعشوائي،فان اداء هذا المعيارلقيمة المعلمة الموجبة φ_1 افضل مما هو عند حالة القيمة السالبة لمعلمة الانموذج.

10. عند خضوع متغير حد الخطأ للتوزيع الهندسي،ومن النتائج الوارده في جدول(12) في الملحق ، نلاحظ وبشكل عام تقل جودة اداء هذا المعياربزيادة حجم العينة ولكل القيم الموجبة والسالبة لـ φ_1 ،الا انه جودة ادائه لقيم φ_1 الموجبة في الحجوم الكبيرة افضل منه عند حالة القيم السالبة لتلك الحجوم في السلاسل الزمنية المستقره.اما عند خضوع السلسلة لمسارعشوائي،فان جودة اداء هذا المعياريقل بزيادة حجم العينة،الا ان ادائه للقيمة الموجبة $\varphi_1 = 1$ في حالة حجوم العينات الكبيرة افضل مما هوعند حالة القيمة السالبة $\varphi_1 = -1$ لتلك الحجوم الزمنية المستقره.اما عند خضوع السلسلة لمسارعشوائي،فان جودة اداء هذا المعياريقل بزيادة حجم العينة،الا ان ادائه للقيمة الموجبة $\varphi_1 = 1$ في حالة حجوم العينات الكبيرة افضل مما هوعند حالة القيمة السالبة $\varphi_1 = -1$ لتلك الحجوم .

4.الاستنتاجات

تناولنا في هذا البحث استعمال معيارمعلومات المحور (MDIC(p)) المعتمد على قيمة المعلمة α و قيمتها تتراوح بين الصفروالواحد،ومن خلال تجارب المحاكاة الاولية ولقيمتين لمعلمة انموذج $AR(1)$ المستقر،وتوصلنا الى ان افضل قيمة للمعلمة α تكون عند $\alpha = 0.9$ ،ليتحسن اداء هذا المعيارعلى وفق مقياس التقديرالصحيح لرتبة الانموذج $AR(1)$ المستقروفي حالة المسارالعشوائي،وذلك عند خضوع متغيرحد الخطأ لعدد من التوزيعات المستمرة والمتقطعة.وهنا سيتم عرض ابرزالاستنتاجات التي افضت اليها هذه الدراسة عند خضوع متغيرحد الخطأ :-

- للتوزيع الطبيعي،فان ادائه ممتازلكافة حجوم العينات ولكل قيم φ_1 الموجبة والسالبة.
- للتوزيع اللوغارتمي الطبيعي،فان ادائه للقيم الموجبة لـ φ_1 الموجبة افضل مما هو عند حالة القيم السالبة φ_1 ولكافة الحجوم،على ان جودة ادائه تقل بزيادة حجم العينة.
- لتوزيع Rayleigh،فان ادائه يكون جيد لقيم φ_1 الموجبة فقط ،وتتحسن جودة ادائه بزيادة قيمة φ_1 الموجبة،وتقل جودة بزيادة حجم العينة.
- للتوزيعين المنتظم المستمروالمنتظم المتقطع،عموما يكون ادائه ممتاز لكافة حجوم العينات،ونلاحظ في حالة التوزيع المنتظم المستمربان ادائه في حالة القيم السالبة لـ φ_1 افضل مما هوعند حالة القيم الموجبة لـ φ_1 للحجوم الصغيرة والمتوسطة.
- للتوزيع الاسي،فان جودة في حالة القيم الموجبة لـ φ_1 افضل مما هوعند حالة القيم السالبة لكافة حجوم العينات ،وان جودة ادائه تتضاءل بزيادة حجم العينة.
- لتوزيع كاما،فان جودة ادائه تكون ممتازة في حالة القيم الموجبة لـ φ_1 مقارنة بحالة القيم السالبة لـ φ_1 ،وان جودة ادائه تقل بزيادة حجم العينة.
- لتوزيع (t) ،فان جودة اداء هذا المعيارممتازة لكافة حجوم العينات ولكل قيم φ_1 الموجبة والسالبة.
- لتوزيع ويبل ولتوزيع بواسون وللتوزيع الهندسي،فان جودة ادائه في حالة القيم الموجبة لـ φ_1 ممتازه وافضل مما هوعند حالة القيم السالبة لـ φ_1 ،أذ تتحسن جودته بزيادة قيم φ_1 الموجبة،وتقل جودته بزيادة حجم العينة.

المصادر

1. Karagrigoriou, A. and Papaioannou, T., (2008),"On Measures of Information And Divergence and Model Selection Criteria ". Ellibs. Com – Ellibs Bookstore spring.
2. Karagrigoriou, A. ;Mattheou, K. and Mantalos, P., (2008). ,"Using the Divergence Information Criterion for the Determination of the Order of an Autoregressive Process". (By internet), Mas. Ucy. Ac.cy/English/ Technical -Reports.
3. Basu, A., Harris, I. R., Hjort, N. L., and Jones, M. C. (1998)." Robust and efficient estimation by minimising a density power divergence". Biometrika, 85 (3), 549–559. MR1665873.
4. Sergio F. Ju´arez1 and William R. Schucany (2006),"A note on the Asymptotic distribution of the minimum density power divergence Estimator ",IMS Lecture Notes-Monograph Series, 2nd Lehmann Symposium- Optimality, Vol. 49, pp.334–339.
5. Karagrigoriou, A. and Mattheou, K. (2007)."Recent Advances on Measures of Divergence". XIIth Applied Stochastic Models and Data Analysis International Conference.
6. Karagrigoriou, A.; Mattheou, K., and Lee, S., (2008). A model selection Criterion based on the BHHJ measure of divergence, J. of Statist. Plann. Inf. (To appear).
7. Wei, w.w.s. (1990), Time series Analysis: Univariate and Multivariate methods, Addison-wesly publishing –Inc., U.S.A.
8. العبيدي ، جنان عباس ناصر،(2011) ،"دراسة مقارنة لمعاييرالمعلومات لتحديد رتبة نماذج الانحدار الذاتي"، بحث مقبول للنشر في مجلة العلوم الاقتصادية والادارية بموجب الكتاب ذي العدد 37 بتاريخ2011/1/26.

جدول (1) : يمثل القيم التجريبية الأحتمالية للتقديرالصحيح لرتبة الأنموذج $\Pr(\hat{p} = p)$، ولتقديررتبة اكبر من رتبة الأنموذج $\Pr(\hat{p} > p)$، وذلك عند استعمال معيار المعلومات المحور$(\text{MDIC}(\ p))$ عند عدة قيم لـ $0 < \alpha < 1$ لتحديد رتبة الانموذج،عند احجام عينات مختلفة n ولقيمتين لمعلمة انموذج AR(1) المستقر (φ_1)،وذلك عند خضوع متغير حد الخطأ للتوزيع $e_t \sim \text{Normal}(\mu = 0, \sigma^2 = 1)$.

φ_1	n / α	$\Pr(\hat{p} = p)$					$\Pr(\hat{p} > p)$				
		30	60	120	240	480	30	60	120	240	480
−0.1	0.1	0.106	0.162	0.182	0.16	0.212	0.894	0.838	0.818	0.84	0.788
	0.2	0.366	0.424	0.46	0.486	0.466	0.634	0.576	0.54	0.514	0.534
	0.3	0.626	0.692	0.7	0.734	0.714	0.374	0.308	0.3	0.266	0.286
	0.4	0.744	0.818	0.854	0.806	0.864	0.256	0.182	0.146	0.194	0.136
	0.5	0.83	0.896	0.888	0.904	0.91	0.17	0.104	0.112	0.096	0.09
	0.6	0.926	0.942	0.956	0.938	0.95	0.074	0.058	0.044	0.062	0.05
	0.7	0.964	0.978	0.96	0.982	0.978	0.036	0.022	0.04	0.018	0.022
	0.8	0.964	0.96	0.976	0.98	0.99	0.036	0.04	0.024	0.02	0.01
	0.9	0.98	0.992	0.998	0.996	0.992	0.02	0.008	0.002	0.004	0.008
0.1	0.1	0.118	0.172	0.194	0.176	0.178	0.882	0.828	0.806	0.824	0.822
	0.2	0.366	0.408	0.474	0.504	0.532	0.634	0.592	0.526	0.496	0.468
	0.3	0.628	0.674	0.7	0.704	0.748	0.372	0.326	0.3	0.296	0.252
	0.4	0.716	0.822	0.82	0.812	0.83	0.284	0.178	0.18	0.188	0.17
	0.5	0.878	0.902	0.912	0.914	0.91	0.122	0.098	0.088	0.086	0.09
	0.6	0.966	0.958	0.95	0.946	0.968	0.034	0.042	0.05	0.054	0.032
	0.7	0.958	0.972	0.984	0.966	0.976	0.042	0.028	0.016	0.034	0.024
	0.8	0.976	0.984	0.986	0.982	0.986	0.024	0.016	0.014	0.018	0.014
	0.9	0.974	0.992	0.992	0.994	0.988	0.026	0.008	0.008	0.006	0.012

جدول(2): يمثل القيم التجريبية الأحتمالية للتقديرالصحيح لرتبة الأنموذج $\Pr(\hat{p} = p)$، ولتقديررتبة اكبر من رتبة الأنموذج $\Pr(\hat{p} > p)$، وذلك عند استعمال معيارالمعلومات المحور$(\text{MDIC}(\ p))$ عند القيمة $\alpha = 0.9$ لتحديد رتبة الانموذج، عند احجام عينات مختلفة n وقيم مختلفة لمعلمة انموذج AR(1) (φ_1)، وذلك عند خضوع متغير حد الخطأ للتوزيع $e_t \sim \text{Normal}(\mu = 0, \sigma^2 = 1)$.

The series	n / φ_1	$\Pr(\hat{p} = p)$					$\Pr(\hat{p} > p)$				
		30	60	120	240	480	30	60	120	240	480
stationary	−0.9	0.992	0.992	0.994	0.986	0.998	0.008	0.008	0.006	0.014	0.002
	−0.6	0.986	0.99	0.996	0.992	0.992	0.014	0.01	0.004	0.008	0.008
	−0.3	0.974	0.984	0.994	0.992	0.998	0.026	0.016	0.006	0.008	0.002
	−0.1	0.986	0.98	0.986	0.994	0.99	0.014	0.02	0.014	0.006	0.01
	0.1	0.982	0.986	0.986	0.998	0.996	0.018	0.014	0.014	0.002	0.004
	0.3	0.982	0.988	0.992	0.998	0.994	0.018	0.012	0.008	0.002	0.006
	0.6	0.978	0.986	0.988	0.996	0.998	0.022	0.014	0.012	0.004	0.002
	0.9	0.98	0.982	0.992	0.99	0.994	0.02	0.018	0.008	0.01	0.006
Random walk	−1	0.994	0.992	0.994	0.988	0.998	0.006	0.008	0.006	0.012	0.002
	1	0.986	0.992	0.984	0.992	0.992	0.014	0.008	0.016	0.008	0.008

مجلة ابن الهيثم للعلوم الصرفة والتطبيقية المجلد 24 (3) 2011

جدول (3): يمثل القيم التجريبية الأحتمالية للتقديرالصحيح لرتبة الأنموذج $\Pr(\hat{p} = p)$، ولتقديررتبة اكبر من رتبة الأنموذج $\Pr(\hat{p} > p)$، وذلك عند استعمال معيارالمعلومات المحور $(MDIC(p))$ عند القيمة $\alpha = 0.9$ لتحديد رتبة الانموذج، عند احجام عينات مختلفة n وقيم مختلفة لمعلمة انموذج $AR(1)$ (φ_1)، وذلك عند خضوع متغير حد الخطأ للتوزيع $e_t \sim Lognormal\ (\mu = 1, \sigma^2 = 1)$.

The series	n / φ_1	$\Pr(\hat{p} = p)$ 30	60	120	240	480	$\Pr(\hat{p} > p)$ 30	60	120	240	480
stationary	−0.9	0.998	0.984	0.96	0.816	0.348	0.002	0.016	0.04	0.184	0.652
	−0.6	0.992	0.994	0.98	0.884	0.468	0.008	0.006	0.02	0.116	0.532
	−0.3	0.996	1	0.996	0.942	0.638	0.004	0.0	0.004	0.058	0.362
	−0.1	1	0.996	0.996	0.978	0.776	0.0	0.004	0.004	0.022	0.224
	0.1	0.994	0.998	1	0.996	0.902	0.006	0.002	0.0	0.004	0.098
	0.3	0.996	1	1	0.992	0.988	0.004	0.0	0.0	0.008	0.012
	0.6	0.996	0.996	0.996	1	0.992	0.004	0.004	0.004	0.0	0.008
	0.9	0.988	0.988	0.996	0.996	0.992	0.012	0.012	0.004	0.004	0.008
Random walk	−1	0.994	0.982	0.946	0.782	0.324	0.006	0.018	0.054	0.218	0.676
	1	0.992	0.994	0.996	0.994	0.994	0.008	0.006	0.004	0.006	0.006

جدول (4) : يمثل القيم التجريبية الأحتمالية للتقديرالصحيح لرتبة الأنموذج $\Pr(\hat{p} = p)$، ولتقديررتبة اكبر من رتبة الأنموذج $\Pr(\hat{p} > p)$، وذلك عند استعمال معيارالمعلومات المحور $(MDIC(p))$ عند القيمة $\alpha = 0.9$ لتحديد رتبة الانموذج، عند احجام عينات مختلفة n وقيم مختلفة لمعلمة انموذج $AR(1)$ (φ_1)، وذلك عند خضوع متغير حد الخطأ للتوزيع $e_t \sim Rayleigh\ (a = 1)$.

The series	n / φ_1	$\Pr(\hat{p} = p)$ 30	60	120	240	480	$\Pr(\hat{p} > p)$ 30	60	120	240	480
stationary	−0.9	0.012	0.0	0.0	0.0	0.0	0.988	1	1	1	1
	−0.6	0.106	0.0	0.0	0.0	0.0	0.894	1	1	1	1
	−0.3	0.306	0.022	0.0	0.0	0.0	0.694	0.978	1	1	1
	−0.1	0.494	0.064	0.0	0.0	0.0	0.506	0.936	1	1	1
	0.1	0.648	0.256	0.01	0.0	0.0	0.352	0.744	0.99	1	1
	0.3	0.78	0.498	0.104	0.004	0.0	0.22	0.502	0.896	0.996	1
	0.6	0.852	0.822	0.6	0.28	0.01	0.148	0.178	0.4	0.72	0.99
	0.9	0.778	0.762	0.804	0.798	0.742	0.222	0.238	0.196	0.202	0.258
Random walk	−1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	1	1	1	1	1
	1	0.504	0.082	0.0	0.0	0.0	0.496	0.918	1	1	1

جدول (5): يمثل القيم التجريبية الأحتمالية للتقديرالصحيح لرتبة الأنموذج $\Pr(\hat{p} = p)$ ،ولتقديررتبة اكبر من رتبة الأنموذج $\Pr(\hat{p} > p)$ ،وذلك عند استعمال معيارالمعلومات المحور $(MDIC(p))$ عند القيمة $\alpha = 0.9$ لتحديد رتبة الانموذج، عند احجام عينات مختلفة n وقيم مختلفة لمعلمة انموذج AR(1) (φ_1) ،وذلك عند خضوع متغير حد الخطأ للتوزيع $e_t \sim Exp(\mu = 1.5)$.

The series	n / φ_1	$\Pr(\hat{p} = p)$					$\Pr(\hat{p} > p)$				
		30	60	120	240	480	30	60	120	240	480
stationary	−0.9	0.876	0.536	0.062	0.0	0.0	0.124	0.464	0.938	1	1
	−0.6	0.894	0.658	0.17	0.0	0.0	0.106	0.342	0.83	1	1
	−0.3	0.906	0.762	0.358	0.01	0.0	0.094	0.238	0.642	0.99	1
	−0.1	0.95	0.868	0.548	0.04	0.0	0.05	0.132	0.452	0.96	1
	0.1	0.958	0.916	0.694	0.154	0.0	0.042	0.084	0.306	0.846	1
	0.3	0.964	0.95	0.842	0.412	0.006	0.036	0.05	0.158	0.588	0.994
	0.6	0.966	0.982	0.972	0.872	0.566	0.034	0.018	0.028	0.128	0.434
	0.9	0.956	0.986	0.96	0.974	0.96	0.044	0.014	0.04	0.026	0.04
Random walk	−1	0.854	0.496	0.054	0.0	0.0	0.146	0.504	0.946	1	1
	1	0.946	0.952	0.918	0.724	0.318	0.054	0.048	0.082	0.276	0.682

جدول (6): يمثل القيم التجريبية الأحتمالية للتقديرالصحيح لرتبة الأنموذج $\Pr(\hat{p} = p)$ ،ولتقديررتبة اكبر من رتبة الأنموذج $\Pr(\hat{p} > p)$ ،وذلك عند استعمال معيارالمعلومات المحور $(MDIC(p))$ عند القيمة $\alpha = 0.9$ لتحديد رتبة الانموذج، عند احجام عينات مختلفة n وقيم مختلفة لمعلمة انموذج AR(1) (φ_1) ،وذلك عند خضوع متغير حد الخطأ للتوزيع $e_t \sim Gamma(a = 2, b = 2)$.

The series	n / φ_1	$\Pr(\hat{p} = p)$					$\Pr(\hat{p} > p)$				
		30	60	120	240	480	30	60	120	240	480
stationary	−0.9	0.966	0.674	0.016	0.0	0.0	0.034	0.326	0.984	1	1
	−0.6	0.986	0.842	0.188	0.0	0.0	0.014	0.158	0.812	1	1
	−0.3	0.998	0.964	0.566	0.004	0.0	0.002	0.036	0.434	0.996	1
	−0.1	0.998	0.976	0.786	0.064	0.0	0.002	0.024	0.214	0.936	1
	0.1	1	0.994	0.924	0.332	0.0	0.0	0.006	0.076	0.668	1
	0.3	0.998	0.996	0.976	0.754	0.094	0.002	0.004	0.024	0.246	0.906
	0.6	0.996	0.994	1	0.992	0.90	0.004	0.006	0.0	0.008	0.1
	0.9	0.998	0.99	0.994	1	0.994	0.002	0.01	0.006	0.0	0.006
Random walk	−1	0.958	0.572	0.022	0.0	0.0	0.042	0.428	0.978	1	1
	1	0.994	0.986	0.936	0.584	0.02	0.006	0.014	0.064	0.416	0.98

جدول (7): يمثل القيم التجريبية الأحتمالية للتقديرالصحيح لرتبة الأنموذج $\Pr(\hat{p} = p)$ ،ولتقديررتبة اكبر من رتبة الأنموذج $\Pr(\hat{p} > p)$ ،وذلك عند استعمال معيارالمعلومات المحور $(MDIC(p))$ عند القيمة $\alpha = 0.9$ لتحديد رتبة الانموذج، عند احجام عينات مختلفة n وقيم مختلفة لمعلمة انموذج $AR(1)$ (φ_1) ،وذلك عند خضوع متغير حد الخطأ للتوزيع $e_t \sim Student's\ t\,(df = 2)$.

The series	n / φ_1	$\Pr(\hat{p} = p)$ 30	60	120	240	480	$\Pr(\hat{p} > p)$ 30	60	120	240	480
stationary	-0.9	0.974	0.988	0.98	0.978	0.978	0.026	0.012	0.02	0.022	0.022
	-0.6	0.982	0.99	0.99	0.994	0.986	0.018	0.01	0.01	0.006	0.014
	-0.3	0.982	0.986	0.99	0.992	0.988	0.018	0.014	0.01	0.008	0.012
	-0.1	0.986	0.992	0.984	0.984	0.986	0.014	0.008	0.016	0.016	0.014
	0.1	0.98	0.982	0.992	0.984	0.988	0.02	0.018	0.008	0.016	0.012
	0.3	0.984	0.976	0.984	0.98	0.992	0.016	0.024	0.016	0.02	0.008
	0.6	0.982	0.99	0.986	0.998	0.994	0.018	0.01	0.014	0.002	0.006
	0.9	0.984	0.992	0.984	0.986	0.988	0.016	0.008	0.016	0.014	0.012
Random walk	-1	0.988	0.982	0.986	0.99	0.988	0.012	0.018	0.014	0.01	0.012
	1	0.98	0.986	0.986	0.978	0.992	0.02	0.014	0.014	0.022	0.008

جدول (8) : يمثل القيم التجريبية الأحتمالية للتقديرالصحيح لرتبة الأنموذج $\Pr(\hat{p} = p)$ ،ولتقدير رتبة اكبر من رتبة الأنموذج $\Pr(\hat{p} > p)$ ،وذلك عند استعمال معيارالمعلومات المحور $(MDIC(p))$ عند القيمة $\alpha = 0.9$ لتحديد رتبة الانموذج ، عند احجام عينات مختلفة n وقيم مختلفة لمعلمة انموذج $AR(1)$ (φ_1) ،وذلك عند خضوع متغير حد الخطأ للتوزيع $e_t \sim Weibull\,(a = 1, b = 1)$.

The series	n / φ_1	$\Pr(\hat{p} = p)$ 30	60	120	240	480	$\Pr(\hat{p} > p)$ 30	60	120	240	480
stationary	-0.9	0.676	0.256	0.008	0.0	0.0	0.324	0.744	0.992	1	1
	-0.6	0.728	0.392	0.034	0.0	0.0	0.272	0.608	0.966	1	1
	-0.3	0.81	0.55	0.118	0.0	0.0	0.19	0.45	0.882	1	1
	-0.1	0.832	0.648	0.224	0.008	0.0	0.168	0.352	0.776	0.992	1
	0.1	0.864	0.814	0.44	0.018	0.0	0.136	0.186	0.56	0.982	1
	0.3	0.888	0.872	0.602	0.18	0.0	0.112	0.128	0.398	0.82	1
	0.6	0.924	0.914	0.88	0.674	0.244	0.076	0.086	0.12	0.326	0.756
	0.9	0.928	0.958	0.95	0.944	0.946	0.072	0.042	0.05	0.056	0.054
Random walk	-1	0.626	0.226	0.004	0.0	0.0	0.374	0.774	0.996	1	1
	1	0.912	0.864	0.792	0.548	0.11	0.088	0.136	0.208	0.452	0.89

جدول (9) : يمثل القيم التجريبية الأحتمالية للتقديرالصحيح لرتبة الأنموذ ج $\Pr(\hat{p} = p)$ ،ولتقديررتبة اكبر من رتبة الأنموذج $\Pr(\hat{p} > p)$ ،وذلك عند استعمال معيارالمعلومات المحور $(\text{MDIC}(p))$ عند القيمة $\alpha = 0.9$ لتحديد رتبة الانموذج، عند احجام عينات مختلفة n وقيم مختلفة لمعلمة انموذج $AR(1)$ (φ_1) ،وذلك عند خضوع متغير حد الخطأ للتوزيع $e_t \sim \text{Continuous Uniform}\,(a = -1\ , b = 1)$.

The series	n / φ_1	$\Pr(\hat{p} = p)$					$\Pr(\hat{p} > p)$				
		30	60	120	240	480	30	60	120	240	480
stationary	-0.9	0.952	0.966	0.97	0.966	0.97	0.048	0.034	0.03	0.034	0.03
	-0.6	0.952	0.968	0.978	0.976	0.98	0.048	0.032	0.022	0.024	0.02
	-0.3	0.936	0.972	0.966	0.972	0.968	0.064	0.028	0.034	0.028	0.032
	-0.1	0.952	0.958	0.974	0.984	0.976	0.048	0.042	0.026	0.016	0.024
	0.1	0.936	0.956	0.966	0.98	0.978	0.064	0.044	0.034	0.02	0.022
	0.3	0.934	0.964	0.968	0.978	0.962	0.066	0.036	0.032	0.022	0.038
	0.6	0.942	0.958	0.968	0.978	0.97	0.058	0.042	0.032	0.022	0.03
	0.9	0.946	0.954	0.95	0.968	0.976	0.054	0.046	0.05	0.032	0.024
Random walk	-1	0.946	0.972	0.976	0.974	0.982	0.054	0.028	0.024	0.026	0.018
	1	0.94	0.94	0.964	0.98	0.97	0.06	0.06	0.036	0.02	0.03

جدول (10) : يمثل القيم التجريبية الأحتمالية للتقديرالصحيح لرتبة الأنموذ ج $\Pr(\hat{p} = p)$ ،ولتقديررتبة اكبر من رتبة الأنموذج $\Pr(\hat{p} > p)$ ،وذلك عند استعمال معيارالمعلومات المحور $(\text{MDIC}(p))$ عند القيمة $\alpha = 0.9$ لتحديد رتبة الانموذج، عند احجام عينات مختلفة n وقيم مختلفة لمعلمة انموذج $AR(1)$ (φ_1) ،وذلك عند خضوع متغير حد الخطأ للتوزيع $e_t \sim \text{Discrete Uniform}\,(n)$.

The series	n / φ_1	$\Pr(\hat{p} = p)$					$\Pr(\hat{p} > p)$				
		30	60	120	240	480	30	60	120	240	480
stationary	-0.9	1	1	1	1	1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	-0.6	1	1	1	1	1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	-0.3	1	1	1	1	1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	-0.1	1	1	1	1	1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	0.1	1	1	1	1	1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	0.3	1	1	1	1	1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	0.6	1	1	1	1	1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	0.9	1	1	1	1	1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Random walk	-1	1	1	1	1	1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
	1	1	1	1	1	1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0

مجلة ابن الهيثم للعلوم الصرفة والتطبيقية المجلد 24 (3) 2011

جدول (11): يمثل القيم التجريبية الأحتمالية للتقديرالصحيح لرتبة الأنموذ ج $\Pr(\hat{p} = p)$ ،ولتقدير رتبة اكبر من رتبة الأنموذج $\Pr(\hat{p} > p)$ ،وذلك عند استعمال معيارالمعلومات المحور ($MDIC(p)$) عند القيمة $\alpha = 0.9$ لتحديد رتبة الانموذج، عند احجام عينات مختلفة n وقيم مختلفة لمعلمة انموذج AR(1) (φ_1) ،وذلك عند خضوع متغير حد الخطأ للتوزيع $e_t \sim \text{Poisson}(\lambda = 0.25)$.

The series	n / φ_1	$\Pr(\hat{p} = p)$					$\Pr(\hat{p} > p)$				
		30	60	120	240	480	30	60	120	240	480
stationary	−0.9	0.792	0.728	0.534	0.116	0.004	0.208	0.272	0.466	0.884	0.996
	−0.6	0.81	0.744	0.548	0.184	0.002	0.19	0.256	0.452	0.816	0.998
	−0.3	0.814	0.744	0.64	0.224	0.004	0.186	0.256	0.36	0.776	0.996
	−0.1	0.774	0.78	0.638	0.288	0.014	0.226	0.22	0.362	0.712	0.986
	0.1	0.808	0.798	0.648	0.368	0.052	0.192	0.202	0.352	0.632	0.948
	0.3	0.80	0.816	0.708	0.402	0.1	0.2	0.184	0.292	0.598	0.9
	0.6	0.854	0.856	0.8	0.62	0.342	0.146	0.144	0.2	0.38	0.658
	0.9	0.83	0.86	0.876	0.87	0.826	0.17	0.14	0.124	0.13	0.174
Random walk	−1	0.8	0.71	0.54	0.146	0.002	0.2	0.29	0.46	0.854	0.998
	1	0.808	0.848	0.856	0.836	0.746	0.192	0.152	0.144	0.164	0.254

جدول (12) : يمثل القيم التجريبية الأحتمالية للتقديرالصحيح لرتبة الأنموذ ج $\Pr(\hat{p} = p)$ ،ولتقديررتبة اكبر من رتبة الأنموذج $\Pr(\hat{p} > p)$ ،وذلك عند استعمال معيارالمعلومات المحور ($MDIC(p)$) عند القيمة $\alpha = 0.9$ لتحديد رتبة الانموذج، عند احجام عينات مختلفة n وقيم مختلفة لمعلمة انموذج AR(1) (φ_1) ،وذلك عند خضوع متغير حد الخطأ للتوزيع $e_t \sim \text{Geometric}(p = 0.25)$.

The series	n / φ_1	$\Pr(\hat{p} = p)$					$\Pr(\hat{p} > p)$				
		30	60	120	240	480	30	60	120	240	480
stationary	−0.9	0.996	0.996	0.912	0.32	0.0	0.004	0.004	0.088	0.68	1
	−0.6	0.996	0.998	0.966	0.496	0.004	0.004	0.002	0.034	0.504	0.996
	−0.3	0.998	0.994	0.982	0.698	0.038	0.002	0.006	0.018	0.302	0.962
	−0.1	0.996	0.998	0.984	0.842	0.124	0.004	0.002	0.016	0.158	0.876
	0.1	0.998	0.998	0.988	0.93	0.402	0.002	0.002	0.012	0.07	0.598
	0.3	0.996	1	0.998	0.994	0.772	0.004	0.0	0.002	0.006	0.228
	0.6	0.994	0.994	0.998	0.994	0.988	0.006	0.006	0.002	0.006	0.012
	0.9	0.994	0.998	1	0.998	0.996	0.006	0.002	0.0	0.002	0.004
Random walk	−1	0.998	0.99	0.884	0.246	0.002	0.002	0.01	0.116	0.754	0.998
	1	0.996	0.996	0.998	0.994	0.984	0.004	0.004	0.002	0.006	0.016

On The Modified Divergence Information Criterion

J. A. Naser
Institute of Adminstration,Rasafa

Received in : 5 April 2011
Accepted in : 22 May 2011

Abstract

In this work (paper), we investigate about the robustness of the modified divergence Information Criterion (MDIC), which proposed by Mantalos, Mattheou and Karagrigoriou (2008), to determine the probability of the Criterion picking up the true lag for Autoregressive process, when the error term of this process is normally and Non normally distributed. We obtained the results for different sample sizes by using simulation.

Key words: Autoregressive process, Least Squares Estimation, MDIC.