

استخدام المحاكاة لدراسة حصانة معيار الخطأ النهائي للتنبؤ (FPE) عند خضوع بواقي نموذج الانحدار الذاتي لتوزيعات متقطعة غير طبيعية (II)

د. صلاح حمزة عبد *

طاهر ريسان دخيل الخاقاني **

الخلاصة

إن هذا البحث هو امتداد لبحث سابق نشره الباحثان^(٢) حيث تناول ذلك البحث دراسة معيار الخطأ النهائي للتنبؤ (FPE) وذلك عندما تتبع بواقي عملية الانحدار الذاتي توزيعات مستمرة غير التوزيع الطبيعي أما في بحثنا هذا فقد تم دراسة هذا المعيار عندما تتبع بواقي عملية الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى توزيعاً متقطعاً غير التوزيع الطبيعي في محاولة لكشف مقدرة هذا المعيار في تقدير الدرجة الملائمة للنموذج. وقد تم دراسة أربعة توزيعات متقطعة هي (توزيع ثنائي الحدين ، توزيع بواسون ، التوزيع المنتظم المتقطع ، التوزيع الهندسي) وكذلك تم دراسة المعيار عند السلاسل الزمنية المستقرة التي تمثلها المعلمات التالية (٩، -٠،٣، ٠،٦، ٠،١، $\phi=0$) وغير مستقرة التي تمثلها المعلمات التالية (٢، -١، $\phi=1$) ونموذج المسار العشوائي الذي تمثله المعلمة التالية ($\phi=1$) ، وكذلك تم دراسة المعيار عند أحجام عينات مختلفة (١٠٠، ٨٠، ٤٠، ٣٠، ١٤، ٨، $T=$).

بعد استخراج النتائج تم الحكم على هذا المعيار من خلال معياري متوسط مربعات الخطأ في تقدير المعلمة المقدر (MSE) ونسبة الاختيار الصحيح ((TSR)) ومن ثم تم التوصل إلى استنتاجات قد تكون مفيدة في دراسات البحوث الأخرى.

Abstract

This paper is an extension of a former paper already published by the two researchers which studies the final prediction error (FPE) criterion when the residuals of the autoregressive process continuous distributions other than the normal distribution. This paper is an attempt to study the same criterion when the residuals of the autoregressive process (order one) a discrete distributions other the normal distribution , in order to investigate the suitability of this criterion to estimating the true order of the model . Four discrete distributions were studied (Binomial , Poisson , Discrete uniform and Geometric). The criterion was also studied in case of the stationary time series represented by the parameters ($\phi=0.1, 0.6, -0.3, -0.9$), nonstationary represented by the parameters ($\phi=-2, 1.1$) and random walk represented by the parameter ($\phi=1$). Six different samples were studied ($T=8, 14, 30, 40, 80, 100$) in terms of that criteria . Finally, the mean square error of order estimator (MSE) and the ratio of true selection (TSR) were used evaluate that criterion in view of the results reached at the paper ends with the conclusions and recommendations for further studies.

المقدمة

* أستاذ مساعد الاحصاء كلية الادارة والاقتصاد الجامعة المستنصرية

** مدرس مساعد كلية الادارة والاقتصاد جامعة القادسية

— علمية دورية فصلية محكمة تصدرها كلية الإدارة والاقتصاد بجامعة القادسية —

تعد نماذج السلاسل الزمنية أحد أبرز الأساليب الإحصائية لتمثيل البيانات التي تتفق ووصف السلسلة الزمنية وكذلك في التنبؤ بالقيم المستقبلية للظاهرة المدروسة. إن هناك العديد من نماذج السلاسل الزمنية الشائعة ، يعتبر نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة (p) ، والذي يشار له اختصاراً بالرمز $AR(p)$ ، من أبرزها ، وذلك لكثرة التطبيقات العملية التي تخضع له في شتى حقول العلم والمعرفة . وفي الواقع ، فإن هناك العديد من معايير تحديد درجة نموذج الانحدار الذاتي p الملائمة لبيانات تخضع لهذا النموذج ، من أبرزها معيار معلومات اكيائي ، الذي يرمز له اختصاراً (AIC) والذي اشتقه الباحث اكيائي عام ١٩٧٤ ، ومعيار دالة التحويل الذي يرمز له اختصاراً CAT ، والذي اشتقه الباحث بارزن عام ١٩٧٤ أيضاً ، ومعيار شوارتز والذي يرمز له اختصاراً SC ، الذي اشتقه الباحث شوارتز عام ١٩٧٨ ، ومعيار الخطأ النهائي للتنبؤ ، الذي يرمز له اختصاراً FPE ، الذي اشتقه الباحث اكيائي عام ١٩٦٩ ، وغيرها من المعايير.

بعد أن نشر الباحث اكيائي صيغته لمعيار FPE عام ١٩٦٩^(٤) ، تتالت البحوث لتشمل دراسة هذا المعيار من كل جوانبه ، حيث استخدم الباحث Lutkepohl عام ١٩٨٥^(٦) المحاكاة لمقارنة عدد من المعايير كان معيار FPE أحدها وقد وجد ان معيار شوارتز SC هو أفضلها. وفي عام ١٩٩٨^(٧) استخدم كل من Yakup و Rahmi هذا المعيار لدراسة تأثير عقود التامين على سياسة البنوك في تركيا بعد اخذ سلسلة زمنية ذات طابع موسمي للفترة من ١٩٨٠ إلى ١٩٩٥ . كما استخدم هذا المعيار بالإضافة إلى عدة معايير أخرى في عام ٢٠٠١^(٨) من قبل الباحثين Tapio و Arnold في تقدير عدد المعلمتات في نماذج الانحدار الذاتي المتعدد (Multivariate Autoregressive Models) وذلك من خلال استخدام المحاكاة. وقد درس كل من الباحثين عبد ودخيل هذا المعيار عام ٢٠٠٣^(٩) بصورة تجريبية لمعرفة حصانته عند توزيعات مستمرة مختلفة ، حيث يعتبر هذا البحث امتداد للبحث الأخير وذلك عندما تكون التوزيعات المستخدمة متقطعة .

هدف البحث

يهدف هذا البحث إلى دراسة حصانة معيار الخطأ النهائي للتنبؤ ((FPE)) وذلك عند خضوع أخطاء نموذج الانحدار الذاتي لبعض التوزيعات الاحتمالية المتقطعة الشائعة ، بمعنى انه سيتم خرق فرضية التوزيع الطبيعي لأخطاء نموذج الانحدار الذاتي ، التي يقوم على أساسها اشتقاق الصيغة الشائعة لهذا المعيار .

نماذج الانحدار الذاتي AUTREGRESSIVE MODELS^(٣)

يقال للسلسلة الزمنية اللامستقرة Z_t بأنها تخضع للنموذج التجميعي Integrated من الدرجة d الخليط للانحدار الذاتي من الدرجة p والمتوسطات المتحركة من الدرجة q ((Autoregressive Integrated Moving Average)) ويرمز لذلك بالرمز $ARIMA((p,d,q))$ إذا كان الفرق من الدرجة d ، $X_t=(1-B)^d Z_t$ يمثل عملية مستقرة خليطه للانحدار الذاتي من الدرجة p والمتوسطات المتحركة من الدرجة q ، ويرمز لذلك بالرمز $ARMA(p,q)$ ، حيث ان $BZ_t=Z_{t-m}$.

إن نموذج ARIMA هو نموذج عام، يمكن من خلاله وصف عدد كبير جداً من الظواهر والتطبيقات العملية التي تتمثل بسلاسل زمنية، هذا ما انعكس على نموذج الانحدار الذاتي الذي يعد حالة خاصة منه عندما $d=q=0$ ، ليكون من أكثر النماذج شيوعاً في تحليل السلاسل الزمنية. فإذا كانت السلسلة الزمنية X_t تخضع لنموذج الانحدار الذاتي من الدرجة p ، فإنها ستتمثل بالصيغة:-

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \phi_3 X_{t-3} + \dots + \phi_p X_{t-p} + a_t \quad \text{----- 1}$$

ويشار للنموذج أعلاه في الأدبيات الإحصائية بالصيغة $AR(p)$ وهناك العديد من النماذج شائعة الاستخدام في التطبيقات العملية تمثل في الواقع حالات خاصة من نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة p فعلى سبيل المثال عندما $p=1$ ، فإن النموذج سيسمى بنموذج الانحدار الذاتي من الرتبة الأولى $AR(1)$ أو نموذج ماركوف Markov Model

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + a_t \quad \text{----- 2}$$

أما إذا كانت $p=2$ فإن النموذج سيسمى بنموذج الانحدار الذاتي من الرتبة الثانية $AR(2)$ أو نموذج يل (Yule model) وصيغته:-

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + a_t \quad \text{-----3}$$

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

مقياس الخطأ النهائي للتنبؤ (FPE) Final Prediction Error (٤) (٥)

إن التنبؤ بالقيم المستقبلية للظاهرة هو من أبرز أهداف بناء النماذج على وفق أساليب السلاسل الزمنية، ولا يخفى على أحد أهمية هذا التنبؤ في العديد من الجوانب المتعلقة بالتخطيط والتحسب قبل فوات الأوان لما يمكن ان تحدثه التغيرات في الظواهر، وعلى ذلك فقد استثمر الباحث اكيكي منطق هذا التفكير في تحديد قيمة درجة نموذج الانحدار الذاتي P ، بحيث تقلص خطأ التنبؤ

$$FPE(K) = \frac{T + K}{T - K} \sigma_K^2 \quad \text{-----4}$$

بالقيمة المستقبلية للظاهرة، فاشتق مقياس الخطأ النهائي للتنبؤ FPE، ليكون على وفق الصيغة التالية:

بحيث يتم اختيار أفضل تقدير ل (P) التي تحقق اقل قيمة للمعادلة (٤) أعلاه، أي أن

$$FPE(P) = \min \{FPE(K), K=1,2,3, \dots, m\} \quad \text{----- 5}$$

حيث ان

— علمية دورية فصلية محكمة تصدرها كلية الإدارة والاقتصاد بجامعة القادسية —

$$\sigma_k^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (X_t - \hat{X}_t)^2 \quad \text{----- 6}$$

وان T تمثل حجم العينة
 K تمثل عدد المعلمات في النموذج

تقدير معلمات النموذج Parameter model estimation

هنالك العديد من الطرق المستخدمة في تقدير معلمات نموذج ما، ومن أهم تلك الطرق هي:-

أ- طريقة المربعات الصغرى O.L.S

ب-مقدر الإمكان الأعظم M.L.E

ج- طريقة العزوم

وسيتم استخدام طريقة العزوم في تقدير معلمات النموذج

طريقة العزوم Moment method

استخدم كل من Walker , Yule أسلوب العزوم للتوصل إلى تقدير لمعلمات نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة p ، فللسلسلة الزمنية الخاضعة لنموذج الانحدار الذاتي من الدرجة p (المعادلة ١) تم استخدام معادلة معامل الارتباط الذاتي الخاص بالسلسلة لتشكيل عدد من المعادلات، هي كما في أدناه:

$$\rho_1 = \phi_1 \rho_0 + \phi_2 \rho_1 + \phi_3 \rho_2 + \dots + \phi_p \rho_{p-1}$$

$$\rho_2 = \phi_1 \rho_1 + \phi_2 \rho_2 + \phi_3 \rho_3 + \dots + \phi_p \rho_{p-2}$$

.

$$\rho_p = \phi_1 \rho_{p-1} + \phi_2 \rho_{p-2} + \phi_3 \rho_{p-3} + \dots + \phi_p \rho_0$$

والمعادلات أعلاه تدعى في الأدبيات العلمية بمعادلات (Yule -Walker) وبعد حل هذه المعادلات فإنه تم التوصل إلى قيمة المقدرات التالية، والذي يعرف بمقدر (Yule -Walker) أو مقدر العزوم (Moments Estimator)

$$\underline{\hat{\Phi}} = \underline{\hat{\rho}}_p^{-1} \underline{\hat{\rho}}_p \text{-----} 7$$

حيث إن:

$$\hat{\Phi} = \begin{bmatrix} \hat{\phi}_1 \\ \hat{\phi}_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \hat{\phi}_p \end{bmatrix}, P_p = \begin{bmatrix} 1 & \hat{\rho}_1 & \hat{\rho}_2 & \cdot & \cdot & \hat{\rho}_{p-1} \\ \hat{\rho}_1 & 1 & \hat{\rho}_1 & \cdot & \cdot & \hat{\rho}_{p-2} \\ \hat{\rho}_2 & \hat{\rho}_1 & 1 & \cdot & \cdot & \hat{\rho}_{p-3} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \hat{\rho}_{p-1} & \hat{\rho}_{p-2} & \hat{\rho}_{p-3} & \cdot & \cdot & 1 \end{bmatrix}, \hat{\rho}_p = \begin{bmatrix} \hat{\rho}_1 \\ \hat{\rho}_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ \hat{\rho}_p \end{bmatrix}$$

حيث إن ρ_i ($i=1,2,3,\dots,p$) هي غير معلومة تحل محلها مقدراتها ρ_i في التطبيق العملي .

وصف تجربة المحاكاة

هناك فروض تم الاعتماد عليها لغرض التحري عن حصانة معيار (FPE) المستخدم في تقدير درجة نموذج الانحدار الذاتي وهذه الفروض هي استخدام أحجام عينات مختلفة $T=(8,14,30,40,80,100)$ كذلك تم الاعتماد على نموذج ماركوف الموصوف في المعادلة (٢) بقيم المعلمات التي تجعل من السلسلة الزمنية في حالات مختلفة مستقرة $(\phi=0.1,0.6,-)$ $(0.3,-0.9)$ وغير مستقرة $(\phi=-2,1.1)$ ونموذج مسار عشوائي $(\phi=1)$ كذلك تم افتراض التوزيعات المتقطعة التالية كتوزيعات لحد الخطأ العشوائي توزيع ثنائي الحدين بالمعلمة $p=0.3$ وتوزيع بواسون بالمعلمة $\lambda=1/3$ والتوزيع المنتظم المتقطع والتوزيع الهندسي بالمعلمة $p=0.7$ وقد تم إجراء تجارب مختلفة لكل التوافق الممكنة للفروض أعلاه وبحجم مكرر مقداره $N=500$ كل مرة، ومن ناحية الحكم على حصانة معيار (FPE) فقد اعتمد على المعيارين التاليين

A- نسبة الاختيار الصحيح ((TSR)) من كل التجارب ال((٥٠٠)) ولكل حالة مدروسة وفق الصيغة التالية

عدد مرات توافق الرتبة المقدره مع الرتبة الفعلية للنموذج

$$TSR = \frac{\text{عدد مرات توافق الرتبة المقدره مع الرتبة الفعلية للنموذج}}{500} \quad \text{-----} ٨$$

٥٠٠

B- متوسط مربعات الخطأ لمقدر درجة النموذج ((MSE)) والذي يحسب على وفق الصيغة التالية

$$MSE = \left(\sum_{i=1}^{500} (P - \hat{P}_i)^2 \right) / 500 \quad \text{-----} 9$$

حيث إن P_i تمثل درجة نموذج الانحدار الذاتي المقدر على وفق معيار FPE
 P تمثل درجة النموذج الفعلية

قام الباحثان بتوليد نموذج انحدار ذاتي من الدرجة الأولى (($P=1$)) ((أي توليد مشاهدات تخضع لهذا النموذج)) ومن خلال نفس التجربة نقوم بتكرارها ٥٠٠ مرة لكل حجم عينة T وقيمة مأخوذة ل ϕ ونحسب قيم المعيارين TSR و MSE ومن ثم الحكم على FPE من خلال هذين المعيارين .

ولغرض محاكاة نموذج انحدار ذاتي من الدرجة P والمذكور في معادلة رقم ((١)) فيتم ذلك من خلال توليد مشاهدات التوزيع المفترض للخطأ العشوائي للنموذج وكما يلي:

- ١- افتراض قيمة لحجم العينة T .
- ٢- يتم افتراض قيم حقيقية للمعاملات $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$
- ٣- يتم إعطاء قيم افتراضية للمتغيرات $X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-p}$
- ٤- يتم استخراج قيمة المشاهدات من خلال المعادلة (١).
- ٥- يتم تكرار العملية أعلاه (T) من المرات للحصول على المشاهدات المطلوبة.

توليد مشاهدات للتوزيعات المستخدمة

أن عملية توليد مشاهدات تخضع لتوزيعات يتم من خلال الاعتماد على الأرقام العشوائية المولدة من خلال الحاسب التي تخضع للتوزيع المنتظم على الفترة (٠،١) .
 فيمكن الحصول على مشاهدات تخضع لتوزيع ثنائي الحدين من خلال توليد T من المشاهدات التي تخضع للتوزيع المنتظم $\alpha=0$ ، $\beta=1$ أي $u(1,0)$. ثم نحسب المشاهدات التي تكون اقل أو تساوي d وهذا العدد المحسوب يمثل مشاهدة تخضع لتوزيع ثنائي الحدين بالمعلمتين d و T . وللحصول على العدد اللازم من مشاهدات تخضع لتوزيع ثنائي الحدين نكرر العملية السابقة بقدر ذلك العدد .

أما توزيع بواسون فيمكن توليد مشاهدات تخضع له بالاعتماد على العلاقة التي تربط هذا التوزيع بالتوزيع الاسي القائل بأنه (إذا كان متغير عدد الحوادث التي تقع ضمن فترة زمنية معينة يخضع لتوزيع بواسون فان متغير الفترة الزمنية الفاصلة بين حادثتين متتاليتين سيخضع للتوزيع الاسي) اذ يمكن اعتبار قيمة المشاهدة a التي تخضع لتوزيع بواسون هي التي تحقق المتراحة الآتية حيث إن y_1, y_2, \dots, y_{a+1} هي مشاهدات لمتغير يتبع التوزيع الاسي مولدة بأسلوب

$$\sum_{i=1}^a y_i \leq 1 \leq \sum_{i=1}^{a+1} y_i$$

التحويل المعكوس وذلك بمساواة دالة التوزيع التجميعية $F(a)=1-e^{-\lambda a}$ بقيمة المشاهدة u التي تخضع للتوزيع المنتظم المستمر على الفترة (٠،١) وبالشكل $u=F(a)=1-e^{-\lambda a}$ لنحصل على $a=F^{-1}(u)=-\ln(1-u)/\lambda$ حيث إن a متغيرا عشوائيا يخضع للتوزيع الاسي. وإذا أردنا T من المشاهدات فيمكن تكرار العملية المذكورة T من المرات أما التوزيع المنتظم المنقطع فيتم

$$p(w \leq a) = F(w) = \sum_{w=1}^a 1/T = a/T$$

استعمال أسلوب التحويل المعكوس وذلك بمساواة دالة توزيع المتغير w الخاضع للتوزيع المنتظم المتقطع التالية بقيمة المشاهدة الخاضعة للتوزيع المنتظم المستمر على الفترة $(0, 1)$ والمولدة من خلال الحاسب ، فيكون $a=T*u$ وبما أن المتغير a متقطع فإن عملية التوليد ستتم بان يؤخذ الجزء الصحيح من الرقم المولد أي أن $a=INT(T*u)$ أما توليد مشاهدات تخضع للتوزيع الهندسي فيتم ذلك بالاعتماد على العلاقة التي تربط هذا التوزيع بالتوزيع الأسى ، حيث انه إذا كان y متغير يتوزع توزيعاً أسياً بالمعلمة λ إذن

$$pr(x \leq y \leq x+1) = 1/\lambda \int_x^{x+1} e^{-y/\lambda} d_y = e^{-x/\lambda} (1 - e^{-1/\lambda})$$

والذي يتوزع توزيعاً هندسياً بالمعلمة $p=1-e^{-1/\lambda}$ ، لذلك فلتوليد مشاهدات تخضع للتوزيع الهندسي يتم أولاً توليد مشاهدات تخضع للتوزيع الأسى بالمعلمة $\lambda=-1/(LN(1-p))$ ومن ثم تحويلها إلى قيمة صحيحة .

تحليل ومناقشة النتائج

في هذا الجزء من البحث سوف نقدم تحليل ومناقشة النتائج للتوزيعات المستخدمة .

تحليل نتائج توزيع ثنائي الحدين

يبين الجدول رقم ((١)) بان هناك حصانة عالية لمعيار (FPE) وذلك عند السلاسل الزمنية المستقرة ونموذج المسار العشوائي تقل هذه الحصانة بالنسبة للسلاسل الزمنية المستقرة وتقل الحصانة أكثر عند زيادة حجم العينة هذا ما نلاحظه من خلال قيم معياري الحكم (MSE) و (TSR) ونلاحظ أيضاً بأنه لم يكن هناك تأثيراً واضحاً لنوع الإشارة فيما إذا كانت موجبة أو سالبة .

تحليل نتائج توزيع بواسون

إن حصانة معيار (FPE) تكون عالية عند السلاسل الزمنية الغير مستقرة ونموذج المسار العشوائي ، هذا ما توضحه نتائج الجدول رقم ((٢)) لكن هذه الحصانة تبدأ بالانهيار تدريجياً عندما يزداد حجم العينة وذلك عند نموذج المسار العشوائي ، كذلك نلاحظ إن الحصانة تقل عندما تصبح السلسلة الزمنية مستقرة وتقل أكثر عندما يبدأ حجم العينة بالازدياد . ومن خلال النتائج نلاحظ أيضاً إن هناك تأثيراً طفيفاً لنوع الإشارة حيث إن الحصانة تكون أكثر تقريبا عند المعلمات ذات الإشارة السالبة .

تحليل نتائج التوزيع المنتظم المتقطع

من خلال جدول رقم ((٣)) نلاحظ إن سلوك هذا التوزيع مقارب بشكل كبير لسلوك توزيع بواسون من حيث حصانة معيار (FPE) عند السلاسل الزمنية الغير مستقرة وقلة حصانته عند السلاسل الزمنية المستقرة وكذلك ازدياد الحصانة بانخفاض حجم العينة.

تحليل نتائج التوزيع الهندسي

تبين نتائج الجدول رقم ((٤)) بان هناك حصانة لمعيار (FPE) عند السلاسل الزمنية الغير مستقرة ، لكن هناك سلوك مختلف لهذا التوزيع عن بقية التوزيعات بالنسبة لنموذج المسار

العشوائي، حيث إن الحصانة تكون أقل بشكل واضح عند هذا النموذج وتزداد الحصانة بانخفاض حجم العينة وبذلك يكون هذا النموذج مقارب في السلوك للسلاسل الزمنية المستقرة والتي تكون أقل حصانة من السلاسل الزمنية الغير المستقرة وانخفاضها أكثر بازدياد حجم العينة . كذلك تكون الحصانة أكثر عند السلاسل الزمنية ذات المعلمات التي تأخذ الإشارة السالبة ويكون التأثير اكبر للإشارة عند ازدياد المعلمات لتجعل السلسلة قريبة من اللاستقرارية

الاستنتاجات والتوصيات

بعد ان تم تحليل ومناقشة النتائج يمكن إن نستنتج ما يلي:

- ١- إن حصانة معيار FPE يكون أكثر حصانة عند السلاسل الزمنية الغير مستقرة منها عند السلاسل الزمنية المستقرة .
- ٢- تقل حصانة هذا المعيار وذلك عند زيادة حجم العينة .
- ٣- لم يكن هناك تأثير واضح للإشارة السالبة أو الموجبة بالنسبة لحصانة المعيار ما عدا التوزيع الهندسي.
- ٤- يسلك نموذج المسار العشوائي سلوكا مختلفا عند التوزيع الهندسي منه عند التوزيعات الأخرى حيث ان المعيار يكون حصينا عند التوزيعات (بواسون ، ثنائي الحدين ، المنتظم المتقطع) ولكنه يكون أقل حصانة عند التوزيع الهندسي .
- ٥- بمقارنة نتائج هذا البحث مع البحث السابق والذي تناول التوزيعات المستمرة نستنتج ان حصانة المعيار يكون أكثر عند التوزيع المستمر .
- ٦- يكون نموذج المسار العشوائي أكثر حصانة عند التوزيعات المتقطعة منه عند التوزيعات المستمرة .

الملاحق

جدول رقم ((١))

قيم MSE و TSR

لتوزيع ثنائي الحدين بالمعلمة $p = 0.3$

ϕ	T	8	14	30	40	80	100
-2	TSR	1	1	1	1	1	1
	MSE	0	0	0	0	0	0
-0.9	TSR	0.89	0.746	0.538	0.382	0.178	0.132
	MSE	0.182	0.53	1.152	1.59	2.148	2.32
-0.3	TSR	0.88	0.778	0.634	0.564	0.532	0.512
	MSE	0.216	0.474	0.828	1	1.08	1.244
0.1	TSR	0.9	0.812	0.67	0.632	0.58	0.538
	MSE	0.16	0.416	0.762	0.884	1.092	1.23
0.6	TSR	0.942	0.844	0.662	0.668	0.572	0.578
	MSE	0.07	0.294	0.95	0.992	1.358	1.274
1	TSR	1	1	1	1	1	1
	MSE	0	0	0	0	0	0

1.1	TSR	1	1	1	1	1	1
	MSE	0	0	0	0	0	0

جدول رقم ((٢))
قيم MSE و TSR

لتوزيع بواسون بالمعلمة $\lambda = 1/3$

ϕ	T	8	14	30	40	80	100
-2	TSR	0.998	1	1	1	1	1
	MSE	0.002	0	0	0	0	0
-0.9	TSR	0.93	0.812	0.664	0.594	0.518	0.47
	MSE	0.112	0.374	0.66	0.736	0.92	1.016
-0.3	TSR	0.922	0.786	0.674	0.588	0.518	0.466
	MSE	0.15	0.46	0.734	0.952	1.172	1.284
0.1	TSR	0.926	0.824	0.686	0.634	0.532	0.532
	MSE	0.098	0.344	0.74	0.858	1.17	1.188
0.6	TSR	0.944	0.852	0.662	0.658	0.552	0.566
	MSE	0.056	0.286	0.854	0.954	1.354	1.298
1	TSR	1	1	0.998	0.988	0.984	0.966
	MSE	0	0	0.008	0.048	0.064	0.136
1.1	TSR	1	1	1	1	1	1
	MSE	0	0	0	0	0	0

جدول رقم ((٣))

قيم MSE و TSR

للتوزيع المنتظم المتقطع بالمعلمة T

ϕ	T	8	14	30	40	80	100
-2	TSR	1	1	1	1	1	1
	MSE	0	0	0	0	0	0
-0.9	TSR	0.908	0.792	0.678	0.628	0.498	0.472
	MSE	0.158	0.418	0.52	0.69	0.958	0.996
-0.3	TSR	0.876	0.734	0.656	0.578	0.506	0.488
	MSE	0.208	0.536	0.740	0.986	1.16	1.274
0.1	TSR	0.904	0.768	0.696	0.614	0.522	0.51
	MSE	0.15	0.412	0.724	0.86	1.24	1.312

0.6	TSR	0.928	0.818	0.706	0.652	0.582	0.574
	MSE	0.084	0.326	0.828	0.876	1.24	1.308
1	TSR	1	1	1	0.998	0.996	0.99
	MSE	0	0	0	0.008	0.016	0.04
1.1	TSR	1	1	1	1	1	1
	MSE	0	0	0	0	0	0

جدول رقم ((٤))
قيم MSE و TSR
للتوزيع الهندسي بالمعلمة $p=0.7$

ϕ	T	8	14	30	40	80	100
-2	TSR	0.998	1	1	1	1	1
	MSE	0.002	0	0	0	0	0
-0.9	TSR	0.972	0.928	0.886	0.858	0.768	0.732
	MSE	0.046	0.156	0.138	0.018	0.28	0.328
-0.3	TSR	0.95	0.882	0.052	0.786	0.688	0.682
	MSE	0.047	0.214	0.322	0.478	0.642	0.672
0.1	TSR	0.62	0.874	0.814	0.78	0.692	0.674
	MSE	0.086	0.198	0.42	0.466	0.668	0.818
0.6	TSR	0.962	0.896	0.814	0.764	0.688	0.676
	MSE	0.05	0.188	0.396	0.548	0.912	0.984
1	TSR	0.97	0.96	0.846	0.858	0.824	0.792
	MSE	0.03	0.058	0.604	0.568	0.704	0.832
1.1	TSR	0.992	1	1	0.998	1	1
	MSE	0.008	0	0	0.008	0	0

المصادر

١- الخاقاني، طاهر ريسان "٢٠٠٥" استخدام المحاكاة للتحري عن تقدير التنقيصة الموائمة (Adaptive Filtering) لنماذج الانحدار الذاتي مع تطبيق عملي"، رسالة ماجستير في الإحصاء، الجامعة المستنصرية، كلية الإدارة والاقتصاد.

- ٢- عبد صلاح حمزة و الخاقاني، طاهر ريسان "٢٠٠٣" " دراسة حصانة معيار الخطأ النهائي للتنبؤ (Final Prediction Error) "FPE" لنماذج الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى (AR(1) باستخدام المحاكاة. مجلة كلية الإدارة والاقتصاد/جامعة القادسية/العدد الأول/المجلد السابع/٢٠٠٥
- 3-الربيعي، فاضل محسن و عبد، صلاح حمزة "٢٠٠٠" " مقدمة في العمليات التصادفية" دار الكتب للطباعة والنشر.
- 4- Akaike ,H "1969)" "Fitting Autoregression for Prediction "Annals. Of the institute of statistical mathematics" 21,243-247.
- 5- Judje ,A & Lee ,R & Griffiths,T "1987""Theory and Practice of Econometric " Wiley series.
- 6-Lutkepohl,H "1985" "Comparison of criteria for estimating the order of a vector autoregressive process" J. Time Series Anal. 6, 35-52. Correcting ,8 (1987),373
- 7-Rahmi,Y & Yakup ,K "1998""Anticipated versus unanticipated money in Turkey" Yapi kredi Economic Review ,1998, 9(1),pp. 15-25.
- 8-Tapio S. & Arnold N "2001" "Algorithm 808: ARfit - A matlab package for the estimation of parameters and eigenmodes of multivariate autoregressive models" ACM Transaction on mathematical software ,vol.27,No. 1 March 2001 ,58-65.