

## استخدام المحاكاة للمقارنة بين بعض مقاييس اختيار رتبة الانموذج $ARMA(p,q)$ مع صيغة مقترحة

أ.م.د. جواد كاظم الموسوي\*

### المستخلص:

في تحليل السلاسل الزمنية تكون دالة الارتباط الذاتي (ACF) ودالة الارتباط الذاتي الجزئي (PACF) ومعكوس دالة الارتباط الذاتي (IACF) ادوات تستخدم عادة في تشخيص او تحديد النماذج اللانئة . وعندما يوجد هناك العديد من النماذج اللانئة للبيانات العطاء ، فإن مقياس الاختيار عادة يعتمد على احصاءات من البواقى الحاسوبية من الانموذج المطابق . وفي بحثنا هذا تم تقديم بعض مقاييس اختيار الرتبة للانموذج اللانئم والعمدة على البواقى . كما تم اقتراح مقياس جديد يعتمد على ادوات التشخيص ومقياس Schwartz لاختيار الرتبة . كما تضمن البحث على دراسة المحاكاة للمقارنة بين القاييس المدروسة ، إضافة الى تطبيق النتائج على بيانات حقيقية .

## 1. المقدمة :

في تحليل السلاسل الزمنية او بعمومية اكثر في تحليل اية بيانات حقيقية فان هناك العديد من النماذج الملائمة والتي من الممكن ان تستخدم لكي تمثل مجموعة البيانات المدروسة . ففي بعض الاحيان يكون من السهل جدا" اختيار الانموذج الافضل لتلك البيانات ، وفي احايين اخرى يكون ذلك صعبا للغاية . وبذلك فان هناك مقاييس كثيرة من خلالها يمكن التحري عن الانموذج الملائم .

ان دراسة السلاسل الزمنية وبالاخص النماذج التي درست من قبل كل من ( **Box & Jenkins** عام (1976) [4] فان ادوات تحديد الانموذج الملائم كانت محددة بدالة الارتباط الذاتي ( **Autocorrelation function** ) ويرمز لها ( **ACF** ) ، ودالة الارتباط الذاتي الجزئي ( **Partial Autocorrelation function** ) ويرمز لها ( **PACF** ) ، حيث بين كل منهما ان الانموذج الملائم لاية بيانات يكون انموذج الانحدار الذاتي من الرتبة ( **AR(p)** ) اذا كانت الدالة ( **ACF** ) تتناقص أسيا" نحو الصفر او بشكل موجات جيبيية ( **Sine wave** ) وان دالة ( **PACF** ) تتقطع بعد الازاحة ( **p** ) . فيما يكون الانموذج الملائم هو انموذج الوسيط المتحرك من الرتبة ( **q** ) أي ( **MA(q)** ) اذا كانت دالة ( **PACF** ) تتناقص أسيا" نحو الصفر او بشكل موجات جيبيية وان دالة ( **ACF** ) تتقطع بعد الازاحة ( **q** ) . ويكون الانموذج الملائم هو الانموذج المختلط ( **ARMA(p,q)** ) اذا سلكت كل من دالة ( **ACF** ) ودالة ( **PACF** ) سلوك التناقص الاسي نحو الصفر عند الازاحة ( **q-p** ) لدالة ( **ACF** ) وعند الازاحة ( **q-p** ) لدالة ( **PACF** ) .

وهناك ادوات تحديد اخرى اضافة الى ماذكر ، نذكر منها معكوس دالة الارتباط الذاتي ( **Inverse Autocorrelation function** ) ويرمز لها ( **IACF** ) والتي من خلالها يكون الانموذج للسلسلة الزمنية هو

$ARMA(p,q)$  ومعكوس الانموذج هو  $ARMA(q,p)$  . فعندما يكون الانموذج الملائم هو  $AR(p)$  وان دالة  $(ACF)$  تتناقص أسياً نحو الصفر فان معكوس العملية يكون  $MA(p)$  وعند ذلك يكون اقيام  $(ACF)$  تنقطع عند الازاحة  $(p)$  . وعليه فان دالة الارتباط الذاتي المعكوسة  $(IACF)$  تمتلك خصائص مشابهة الى دالة الارتباط الذاتي الجزئي ويمكن ان تستخدم كأداة لتحديد الانموذج الملائم [10] .

كما ان هناك مقاييس وادوات اخرى تستخدم في التحري عن الانموذج الملائم ، حيث تدخل في مكوناتها مركبة البواقي (Residuals) الناتجة عن مطابقة بعض النماذج الملائمة والتي لا يمكن تمييزها في دوال تحديد النماذج  $(ACF)$ ،  $(PACF)$ ،  $(IACF)$  . ومن هذه الانوات هي مقاييس (Akaike) في اختيار الرتبة ومقياس (Schwartz) و (Parzen) وغيرها والتي سيتم تناولها في بحثنا هذا .

## 2. هدف البحث :

يهدف البحث الى استخدام اسلوب المحاكاة للمقارنة بين بعض مقاييس اختيار رتبة الانموذج  $ARMA(p,q)$  ، اضافة الى المقياس المقترح لمعرفة الامثلية بين هذه المقاييس في التحري عن الانموذج الملائم مع تحديد رتبته .

## 3. الجانب النظري :

في عملية اختيار الانموذج الملائم هناك العديد من المقاييس التي ذكرت في المصادر ذات العلاقة . وفيما يلي وصفاً لبعض هذه المقاييس مع اقتراح مقياس جديد يعتمد على التحليل اذ انه من المؤكد بان مسألة اختيار الانموذج الملائم لبيانات السلسلة الزمنية تعتمد على المنطق العلمي والمنطق الخبرة والدراية أي العلم والفن في أن واحد .

### أولاً :- مقياس Akaike

نفترض ان الانموذج الاحصائي المطبق على مشاهدات السلسلة الزمنية يتالف من  $(M=p+q)$  من المعلمات . ولتحديد نوع الانموذج المطبق فقد قدم ( Akaike , 1974 ) [1] مقياسا للمعلوماتية اطلق عليه (AIC) وهو مختصر كلمة مقياس معلومات اكيكي ( Akaike's Information Criteria) والمعرف بالصيغة الآتية :-

$$AIC(M) = -2 \ln(\text{maximum Likelihood}) + 2M \dots (1)$$

وان لو غاريتم الامكان للأنموذج (ARMA) ولعدد  $(n)$  من المشاهدات يكون :-

$$\ln L = -\frac{n}{2} \ln(2\pi\sigma_a^2) - \frac{1}{2\sigma_a^2} S(\phi, \theta, \mu) \dots (2)$$

وعند تعظيم الصيغة (2) بالنسبة الى  $\phi, \theta, \mu$  و  $\sigma_a^2$  فان :-

$$\hat{\sigma}_a^2 = \frac{S(\hat{\phi}, \hat{\theta}, \hat{\mu})}{n}$$

$$\therefore \ln L = -\frac{n}{2} \ln \hat{\sigma}_a^2 - \frac{n}{2} \ln(1 + 2\pi) \dots (3)$$

وبسبب ان الحد الثاني في الصيغة (3) ثابت ، فان مقياس (AIC) يقلص الى :-

$$AIC(M) = n \ln \hat{\sigma}_a^2 + 2M \dots (4)$$

وبالتالي فان اختيار الرتبة المثلى (M) للانموذج والتي هي دالة بالمعلمتين  $(p,q)$  تتحقق بحيث ان المقياس  $AIC(M)$  يكون اقل مايمكن .

ثانياً :- مقياس Akaike البيزي :

لقد أوضح (Shibata,1976) [7] بان مقياس (AIC) يميل الى الافراط في تقدير رتبة الانحدار الذاتي ، وبذلك فقد طور (Akiake ,1978,1979) [2],[3] عن طريق التوسيع البيزي (Bayesian Extension) لمقياس (AIC) المصغر واطلق عليه مقياس (BIC) والذي ياخذ الشكل الاتي :-

$$BIC(M) = n \ln \hat{\sigma}_n^2 - (n - M) \ln \left( 1 - \frac{M}{n} \right) + M \ln n + M \ln \left[ \left( \frac{\hat{\sigma}_n^2}{\hat{\sigma}_1^2} - 1 \right) / M \right] \dots (5)$$

حيث ان  $\hat{\sigma}_n^2$  تمثل تقدير الامكان الاعظم لـ  $M$  تمثل عدد المعلمات وتباين العينة للسلسلة وقد اثبت (Akiake,1978) [2] ومن خلال دراسة المحاكاة ان المقياس (BIC) يمثل اقل افراطا في تقدير الرتبة لانحدار الذاتي.

### ثالثا :- مقياس Schwartz's - SBC

لقد اقترح (Schwartz,1978) [6] بالمثل مع مقياس (Akiake-BIC) المقياس البيزي التالي لاختيار الانموذج الملائم والذي اطلق عليه (SBC) نسبة الى (Schwartz Bayesian Criterion) :-

$$SBC(M) = n \ln \hat{\sigma}_n^2 + M \ln n \dots (6)$$

حيث ان  $(\hat{\sigma}_n^2)$  تمثل تقدير الامكان الاعظم لـ  $M$  عدد معلمات الانموذج و  $(n)$  عدد المشاهدات والتي تكافئ عدد البواقي المحسوبة في السلسلة 0

### رابعا :- مقياس Parzen's - CAT

اقترح (Parzen,1977) [6] مقياس الانموذج الافضل واطلق عليه (CAT) نسبة الى (Criterion for Autocorrelation Transfer function) والذي صيغته كما يأتي :-

$$CAT(P) = \begin{cases} -\left(1 + \frac{1}{n}\right) & , p = 0 \\ \frac{1}{n} \sum_{s=1}^p \frac{1}{\hat{\sigma}_s^2} - \frac{1}{\hat{\sigma}_p^2} & , p = 1, 2, 3, \dots \end{cases} \dots (7)$$

حيث ان  $\hat{\sigma}_j^2$  يمثل تقدير غير متحيز الى  $\sigma_j^2$  عندما يكون  $AR(j)$  هو الانموذج الملائم وان  $(n)$  تمثل عدد المشاهدات . وان الرتبة  $(p)$  يتم اختيارها بحيث ان  $CAT(p)$  يكون اقل مايمكن . كما ان هناك العديد من المقاييس المستخدمة في هذا الخصوص مثل (Stone,1979) [9] و (Hannan,1980) [5] واخرون .

#### خامساً :- المقياس المقترح :-

ان المقياس المقترح يعتمد اساسا على مقياس Schwartz's - SBC والمعروف بالصيغة (6) والذي يشتمل في مكوناته على مركبة تباين البواقي ومركبة المعلمات الخاصة بالانموذج المراد اختياره . كما يعتمد على دالة الارتباط الذاتي (ACF) ودالة الارتباط الذاتي الجزئي (PACF) . وهذا يعني ان المقياس المقترح الجديد هو خليط بين اداتين في اختيار الانموذج الملائم .

أ- يتم اضافة المقدار  $\left\{ -\frac{1}{p} \sum_{k=1}^p \ln |\hat{\phi}_{k,k}| \right\}$  في حالة اختيار الانموذج  $AR(p)$

لان اضافة هذا المقدار سيؤدي الى تقليص قيمة المقياس عندما يكون الانموذج الملائم من الرتبة نفسها ، فعندما يكون الانموذج الملائم مثلا  $AR(1)$  فان قيمة معامل الارتباط الجزئي  $\hat{\phi}_{1,1}$  يكون معنوي وقيمته محددة بـ  $-1 \leq \hat{\phi}_{1,1} \leq 1$  وبذلك فان اضافة لوغاريتم القيمة المطلقة سوف يؤدي الى تقليص قيمة المقياس بقدر معين يكون اقل بالمقارنة مع النماذج الاخرى وعليه فان صيغة المقياس تكون بالشكل الاتي :-

$$SSB(p) = n \ln \hat{\sigma}_v^2 + p \ln n - \frac{1}{p} \sum_{k=1}^p \ln |\hat{\phi}_{zk}| \dots \dots (8)$$

ب- يتم اضافة المقدار  $-\frac{1}{q} \sum_{k=1}^q \ln |\hat{\rho}_k|$  في حالة اختيار الانموذج MA(q)

لان في هذا الانموذج يكون معامل الارتباط الذاتي ( $\hat{\rho}_k$ ) معنوي وان اضافة لوغاريتم القيمة المطلقة سوف يؤدي الى التقليل في قيمة المقياس المقترح وعليه فان الصيغة ستكون :-

$$SSB(q) = n \ln \hat{\sigma}_v^2 + q \ln n - \frac{1}{q} \sum_{k=1}^q \ln |\hat{\rho}_k| \dots \dots (9)$$

ج- اضافة المقدار في الفترتين (أ) و (ب) في حالة اختيار الانموذج المختلط ARMA(p,q) وكما ياتي :-

$$SSB(p,q) = n \ln \hat{\sigma}_v^2 + (p+q) \ln n - \frac{1}{p} \sum_{k=1}^p \ln |\hat{\phi}_{zk}| - \frac{1}{q} \sum_{k=1}^q \ln |\hat{\rho}_k| \dots \dots (10)$$

وتجدر الاشارة هنا بانه في حالة اختيار الانموذج ARIMA(p,d,q) فان عدد المشاهدات حينئذ ستكون (n-d) ، واطافة الى ذلك فانه سيتم اللجوء الى اسلوب المحاكاة في استخلاص كفاءة هذا المقياس وذلك بمقارنته مع المقاييس الاخرى قيد البحث.

#### 4. دراسة المحاكاة :-

تم تصميم ثلاثة تجارب محاكاة لاختيار المقياس المقترح الجديد من خلال المقارنة مع بعض مقاييس تحديد الرتبة للانموذج ARMA(p,q) .

#### التجربة الاولى:-

لقد تم تصميم تجربة باستخدام اسلوب المحاكاة للمقارنة بين المقياس المقترح والذي سنرمز له بـ (SSB) مع المقاييس (SBC),(AIC),(BIC) عندما

تكون السلسلة  $(X_t)$  تتبع انموذج الانحدار الذاتي من الرتبة الاولى  $AR(1)$  والذي صيغته :

$$x_t = \phi x_{t-1} + a_t \dots\dots (11)$$

حيث يتبع الخطأ العشوائي  $a_t$  التوزيع الطبيعي القياسي  $N(0,1)$ .

اما قيم  $(\phi)$  فقد اختيرت على النحو الاتي:

$$\phi = -0.8, -0.5, -0.3, 0.2, 0.5, 0.9$$

ولحجوم عينات مختلفة  $n = (25, 50, 100, 150)$  وتم تكرار التجربة (500) مرة . اما توليد المتغيرات فقد تم باستخدام مولد الاعداد العشوائية ومن ثم تحويلها الى متغيرات طبيعية وفق اسلوب (Box – muller) . وبعد توليد السلسلة التي تتبع انموذج  $AR(1)$  ، تم تقدير معاملات النماذج التالية باستخدام البيانات الخاصة بالانموذج  $AR(1)$  :-

1. انموذج  $AR(1)$

2. انموذج  $AR(2)$

3. انموذج  $AR(3)$

وبالتالي تم ايجاد تقدير التباين للنماذج الثلاث ومن ثم احتساب المقاييس قيد البحث لكل تكرار واجراء المقارنة بينهما ، حيث يحدد الانموذج الملائم باقل قيمة لكل مقاييس في التجربة . والجدول رقم (1) يمش عدد التكرارات لكل نموذج ولكل مقياس عند قيمة افتراضية للمعمنة  $(\phi)$  . ومن خلال الجدول ينضح ماياتي :-

1- ان المقياس المقترح (SSB) قد اعطى نتائج ايجابية حيث ان اكبر عدد

للتكرارات كانت تمين لصالحه عند اختيار الانموذج  $AR(1)$  .

2- يلاحظ ان المقياس المقترح يكون افضل من المقاييس الاخرى كلما كبر

حجم العينة .

- 3- يلاحظ أيضاً من خلال الجدول المذكور ان المقياس (SBC) — (Schwartz) هو الاخر اعطى نتائج جيدة .
- 4- انفراد المقياس المقترح بالافضل وبخاصة عندما  $\phi = 0.9, -0.5, -0.8$  . وذلك لحجوم العينات كافة
- 5- لوحظ ان مقياس (AIC) افضل بكثير من مقياس (BIC) ولكافة حجوم العينات .
- 6- كان المقياس (SBC) افضل من المقياس المقترح في حالة حجوم العينة (25,50) وبخاصة عندما  $\phi = -0.3, 0.2$

#### التجربة الثانية :-

تم تصميم تجربة مماثلة للتجربة الاولى وذلك عندما تكون السلسلة الزمنية تتبع النموذج الوسط المتحرك من الرتبة الاولى MA(1) والذي صيغته:

$$x_t = a_t - \theta a_{t-1} \dots\dots\dots (12)$$

حيث يتبع الخطأ العشوائي التوزيع الطبيعي  $(0,1) N$  . وقد اختبرت قيم  $(\theta)$  الافتراضية بشكل متمائل للتجربة الاولى كذلك حجوم العينات . وبعد توليد النموذج MA(1) تم تقدير معاملات النماذج التالية باستخدام البيانات الخاصة به :

1- نموذج MA(1)

2- نموذج MA(2)

3- نموذج MA(3)

والجدول رقم (2) يبين عدد التكرارات لكل النموذج وكل مقياس عند قيمة افتراضية للمعلمة  $\theta$  . ومن خلال الجدول يتضح مايلي :-

استخدام المحاكاة للمقارنة بين بعض مقاييس اختيار رتبة. د. جواد كاظم الموسوي. ————— 2005

- 1- ان المقياس المقترح اعطى نتائج افضل بالمقارنة مع المقاييس الاخرى وايضا بالمقارنة مع نتائج التجربة الاولى .
- 2- ان عدد التكرارات للمقياس المقترح كانت هي الاكبر لكل احجام العينات وللمعاملات الافتراضية كافة الا انه يتساوى بعض الاحيان مع المقياس (SBC)
- 3- ان عدد التكرارات للمقاييس الاربع كانت الافضل في هذه التجربة وبالاخص فيما يتعلق بالمقاييس (AIC,BIC)
- 4- في حالة العينة الكبيرة ( $n=150$ ) كانت النتائج متقاربة للمقاييس كافة .
- 5- لم يؤثر مطلقا أي عدد من التكرارات للانموذج MA(3) .

#### التجربة الثالثة :-

تم تصميم تجربة مماثلة للتجربتين السابقتين وذلك عندما تكون السلسلة الزمنية تتبع الانموذج المختلط ARMA(1,1) والذي صيغته :

$$x_t = \phi x_{t-1} + a_t - \theta a_{t-1} \dots \dots (13)$$

حيث يتبع الخطأ العشوائي التوزيع الطبيعي ( 0,1 ) N .

وقد اختيرت قيم المعلمات الافتراضية على النحو الاتي:

$$(\phi, \theta) = (0.3, 0.6), (0.4, -0.5), (0.6, -0.3), (-0.5, 0.2), (-0.3, 0.5), (-0.6, 0.3)$$

وبعد توليد الانموذج ARMA( 1,1) تم تقدير معاملات النماذج التالية :

1- الانموذج ARMA(1,1)

2- الانموذج ARMA(1,2)

3- الانموذج ARMA(2,1)

والجدول رقم (3) يبين عدد التكرارات لكل انموذج . ومن خلال هذا الجدول يتضح ماياتي :

- 1- ان المقياس المقترح اعطى نتائج مشجعة بالمقارنة مع المقاييس الاخرى
- 2- ان عدد التكرارات للمقياس المقترح كانت بشكل افضل عندما  $(n = 100, 150)$  بينما كان القياس (SBC) هو الافضل عندما  $(\phi, \theta) = (0.3, 0.6)$  في حالة  $(n = 25, 50)$  الا انه يتساوى في العدد عند بعض الحالات مع المقياس المقترح .
- 3- ان نتائج المقاييس بشكل عام تكون افضل كلما ازداد حجم العينة عدا المقياس ( BIC )

### 5. الجانب التطبيقي :-

تم استخدام البيانات الخاصة بمبيعات الجلود الحيوانية بعدد (55) مشاهدة ((انظر الجدول رقم (7) في المصدر (10) )) وذلك لاستخلاص النتائج التطبيقية للمقاييس التي ذكرت في الجانب النظري والتجريبي .

ولاجل بناء الانموذج (ARMA) فقد تم تهيئة البيانات بعد معالجتها بأخذ اللوغاريتم الطبيعي وبالتالي استخراج معاملات دالة (ACF) و (PACF) وذلك لتحديد الانموذج بأسلوب (Box – Jenkins) كما في الجدول رقم (4). كما انه تم رسم هاتين الدائتين كما في الشكل (1) وذلك بهدف تحليل السلوك النظري لهما . ومن خلال الرسم يتضح ان دالة (ACF) تسلك سلوك ( الجيب والجبب تمام ) وهذا بدوره يشير الى ان الانموذج هو  $AR(p)$  عندما  $p \geq 2$  . ويتضح من خلال سلوك (PACF) ان هناك ثلاث معاملات معنوية فعلية تكون قيمة (p) تساوي (3) . وبذلك فان الانموذج المرشح هو  $AR(3)$  والذي صيغته :

استخدام المحاكاة للمقارنة بين بعض مقاييس اختيار رتبة. د. جواد كاظم الموسوي. ————— 2005

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \phi_3 B^3)(\text{Ln } x_t - \mu) = a_t \dots \dots \dots (14)$$

وبعد تشخيص الانموذج تم الحصول على تقدير معاملات الانموذج المذكور وكما يأتي :

$$(1 - 0.97 B + 0.12 B^2 + 0.50 B^3)(\text{Ln } x_t - 0.58) = a_t \dots \dots \dots (15)$$

ان المعلمات المقدرة جميعها معنوية عدا  $\phi_3$  ، حيث بالامكان حذفها اذا كان ذلك ضروريا . وبعد استخراج البواقي وايجاد معاملات دالة (ACF) تبين ان قيمة الاحصاءة (Q) تساوي ( 26.7 ) وهي اقل من  $\chi_{0.05}^2(21) = 32.7$  فعليه فان الانموذج AR(3) يكون ملائما للبيانات المدروسة .

ولنفس البيانات فان التشخيص البديل هو الانموذج ARMA(2,1) ، حيث ان الصيغة التقديرية له تكون :-

$$(1 - 1.55B + 0.94 B^2)(\text{Ln } x_t - 0.58) = (1 - 0.59B)a_t \dots \dots \dots (16)$$

وان قيمة الاحصاءة Q تساوي 10.0 . وبذلك فان كلا النموذجين AR(3) و ARMA(2,1) ملائمين بشكل جيد . ولاجل اختيار الانموذج الامثل تم احتساب المقاييس الاربعة المذكورة لاختيار رتبة الانموذج الملائم . والجدول رقم (5) يبين اقيام مقاييس اختيار الرتبة ، حيث تم احتساب هذه المقاييس عندما تكون اقيام المعلمات التجريبية  $p, q = 0, 1, 2, 3$  ومن خلال الجدول يتضح ان المقاييس لاختيار الرتبة كانت جميعها ترشح الانموذج ARMA(2,1) كالمودج مثالي لكونه اعطى اقل قيمة لكل مقياس مدروس ، ويلبي في ذلك الانموذج AR(3) كثاني اقل قيمة للمقاييس AIC, BIC, SBC, SSB .

## 6. الاستنتاجات :-

من خلال الجانب النظري والتجريبي والعملية نستنتج ماياتي :-

1- ان دراسة مقاييس اختيار الرتبة مسألة في غاية الاهمية وخصوصا في الجانب العملي وذلك بسبب ظهور اكثر من مرشح ملائم لمطابقة البيانات المدروسة .

2- ان المقياس المقترح (SSB) قد اعطى نتائج ايجابية ومشجعة وكان هو المقياس الافضل نسبيا بالمقارنة مع المقاييس المدروسة وذلك من خلال النتائج التي اظهرتها دراسة تجارب المحاكاة .

جدول رقم (1) يمثل عدد التكرارات لكل نموذج ومقياس عند توليد النموذج AR(1)

P ar .	n	AIC			BIC			SSB			SSB		
		AR(1)	AR(2)	AR(3)	AR(1)	AR(2)	AR(3)	AR(1)	AR(2)	AR(3)	AR(1)	AR(2)	AR(3)
-8		440	43	17	382	25	43	479	21	0	483	17	0
-5		425	39	6	355	66	39	475	21	1	476	33	1
-3	25	453	34	13	402	51	37	477	21	2	476	21	3
.2		452	38	16	394	71	35	479	20	1	464	32	4
.5		441	38	21	388	68	44	473	20	7	471	21	8
.9		455	31	14	375	27	48	477	18	5	482	15	3
-8		451	29	10	400	66	34	482	17	1	482	14	1
-5		450	37	12	384	80	36	491	8	1	491	8	1
-3	50	452	35	13	403	62	35	485	13	2	483	15	2
.2		447	41	12	383	77	40	482	17	1	474	25	1
.5		443	40	17	401	62	37	491	9	0	492	8	0
.9		457	33	10	381	69	34	482	16	2	487	13	0
-8		451	38	11	394	68	38	491	6	3	493	5	2
-5		457	32	11	398	72	40	495	4	1	496	4	0
-3	100	445	38	17	385	68	47	493	6	1	493	6	1
.2		431	54	15	381	81	38	487	12	1	484	13	3
.5		450	36	14	387	74	33	492	7	1	495	4	1
.9		458	34	8	377	74	29	495	5	0	496	4	0
-4		458	29	16	409	27	33	496	3	1	499	0	1
.5		451	23	20	392	25	23	500	0	0	500	0	0
-3	150	458	33	9	386	67	37	494	6	0	494	6	0
.2		429	27	18	409	63	46	492	5	3	492	5	3
.5		452	33	15	375	61	44	493	5	2	495	3	2
.9		450	35	14	383	72	45	489	9	2	493	5	2

استخدام المحاكاة للمقارنة بين بعض مقاييس اختيار رتبة د. جواد كاظم الموسوي \_\_\_\_\_ 2005

جدول رقم (2) يمثل عدد التكرارات لكل نموذج ومقاييس عند توليد الانموذج

MA(1)

Par.	AIC			BIC			SEC			SSR		
	MA(1)	MA(2)	MA(3)	MA(1)	MA(2)	MA(3)	MA(1)	MA(2)	MA(3)	MA(1)	MA(2)	MA(3)
.8	494	6	0	493	7	0	496	4	0	494	6	0
.5	479	21	0	469	31	0	492	8	0	491	9	0
.3	480	20	0	469	31	0	487	13	0	498	10	0
.2	467	33	0	449	51	0	487	13	0	487	13	0
.5	478	22	0	464	36	0	483	17	0	483	17	0
.9	484	16	0	482	18	0	491	9	0	491	9	0
.8	500	0	0	500	0	0	500	0	0	500	0	0
.5	496	4	0	495	5	0	498	2	0	498	2	0
.3	480	14	0	483	17	0	494	6	0	495	5	0
.2	481	19	0	479	21	0	490	10	0	493	7	0
.5	497	3	0	494	6	0	499	1	0	499	1	0
.9	491	9	0	490	10	0	494	6	0	494	6	0
.8	500	0	0	500	0	0	500	0	0	500	0	0
.5	499	1	0	499	1	0	500	0	0	500	0	0
.3	496	2	0	498	2	0	499	1	0	499	1	0
.2	494	6	0	492	8	0	497	3	0	498	2	0
.5	500	0	0	500	0	0	500	0	0	500	0	0
.9	496	4	0	495	5	0	497	3	0	499	1	0
.8	500	0	0	500	0	0	500	0	0	500	0	0
.5	500	0	0	500	0	0	500	0	0	500	0	0
.3	496	2	0	498	2	0	499	1	0	499	1	0
.2	496	4	0	495	5	0	499	1	0	500	0	0
.5	500	0	0	500	0	0	500	0	0	500	0	0
.9	497	3	0	496	4	0	498	2	0	500	0	0

جدول رقم (3) يمثل عدد التكرارات لكل نموذج ومقياس عند توحيد الامتداد  
ARMA(1,1)

Par.	n	AIC			BIC			SBC			SSB		
		ARMA			ARMA			ARMA			ARMA		
		(1,1)	(1,2)	(2,1)	(1,1)	(1,2)	(2,1)	(1,1)	(1,2)	(2,1)	(1,1)	(1,2)	(2,1)
.8		440	43	17	382	75	43	479	21	0	478	22	0
.5		455	39	6	395	66	39	476	23	1	478	21	1
.3	25	454	39	13	402	61	37	477	21	2	477	22	1
.2		452	38	10	394	71	35	479	20	1	480	19	1
.5		441	38	21	388	68	44	475	20	7	474	26	0
.9		455	31	14	375	77	48	477	18	5	475	20	5
.8		481	39	10	400	66	34	482	17	1	480	18	2
.5		450	37	13	384	80	36	491	8	1	495	6	1
.3	50	452	38	13	403	62	35	483	13	2	488	11	1
.2		447	41	12	393	77	40	482	17	1	486	11	3
.5		444	40	17	401	62	37	491	9	0	490	10	0
.9		457	33	10	391	69	51	482	16	2	482	15	3
.8		453	36	11	394	68	38	491	6	3	491	5	1
.5		467	32	11	398	72	30	495	4	1	496	4	0
.3	100	445	38	17	395	68	47	493	6	1	493	5	2
.2		431	54	15	391	81	38	487	12	1	488	12	0
.5		480	36	14	387	74	39	492	7	1	492	7	1
.9		458	34	8	397	74	29	495	5	0	495	5	0
.8		455	29	16	410	57	33	496	5	1	497	3	0
.5		454	26	20	392	55	53	500	0	0	500	0	0
.3	150	458	33	9	392	67	37	494	6	0	496	4	0
.2		455	27	18	389	65	46	492	5	3	495	4	1
.5		452	33	15	395	61	44	493	5	2	495	5	0
.9		450	36	14	382	72	45	489	9	2	496	4	0

جدول رقم (4) يمثل اقيام معاملات دالة (ACF) ودالة (PACF)

K	ACF	PACF
1	.73	.73
2	.22	-.68
3	-.32	-.36
4	-.69	-.20
5	-.76	-.09
6	-.53	-.08
7	-.08	.13
8	.35	-.08
9	.61	-.06
10	.59	-.07
11	.31	-.13
12	-.06	.05
13	-.41	-.19

استخدام المحاكاة للمقارنة بين بعض مقاييس اختيار رتبة. د. جواد كاظم الموسوي ————— 2005

14	-.58	.07
15	-.49	-.02
16	-.21	-.04
17	.16	.14
18	.44	-.04
19	.54	.10
20	.40	-.09

جدول رقم (5) يمثل أقيام مقاييس اختيار رتبة الانموذج الملائم مع المقياس المقترح

	AIC				BIC			
	0	1	2	3	0	1	2	3
0	142.1	93.62	70.02	57.82	142.1	96.46	74.08	62.38
1	94.77	69.93	62.22	56.48	97.62	73.99	66.88	61.26
2	31.91	23.78	41.51	49.72	37.31	26.94	45.65	54.61
3	24.05	25.23	43.73	31.12	27.23	28.24	51.75	33.29

	SBC				SSB			
	0	1	2	3	0	1	2	3
0	142.1	95.63	74.03	63.84	142.1	95.94	74.95	64.83
1	96.78	73.94	68.24	64.51	97.10	75.57	69.47	65.81
2	38.00	29.80	49.54	59.76	36.27	30.47	50.81	61.10
3	30.07	33.26	53.77	43.16	30.65	34.15	55.26	44.72

المصادر :-

- 1.Akaike,H. (1974 A).A New Look At The Statistical Model Identification , IEEE Transations On Automatic Control, AC-19,716-723.
- 2.Akaike,H. (1978). A bayesian Analysis Of The Minimum AIC Procedure, Ann.Inst.Statist.Math., 30A,9-14

3. Akaike, H. (1979). A Bayesian Extension Of The Minimum AIC Of The Autoregressive Model Fitting, Biometrika, 66, 237-242.
4. Box, G.E.P & Jenkins, G.M. (1976). Time Series Analysis: Forecasting And Control, San Francisco, Holden-Day.
5. Hannan, E.J. (1980). The Estimation Of The Order Of An ARMA Process, Ann. Statist., 8, 1071-1081.
6. Parzen, E. (1977). Multiple Time Series Modeling : Determining The Order Of Approximating Autoregressive Schemes, In Multivariate Analysis IV, 283-289, North-Holland, Amsterdam.
7. Schwartz, G. (1978). Estimating The Dimension Of A Model, Ann. Statist., 6, 461-464.
8. Shibata, R. (1976). Selection Of The Order Of An Autoregressive Model By Akaike's Information Criterion, Biometrika, 63, 117-126.
9. Stone, M. (1979). Comments On The Model Selection Criteria Of Akaike And Schwartz, J. Roy. Statist. Soc., Ser. B, 41, 276-278.
10. Wei, W.W.S. (1990). Time Series Analysis: Univariate And Multivariate Methods. Addison-Wesley Publishing Company, USA.

## Using Simulation To Compare Some Of Order Selection Criteria Of ARMA(P,Q) Model With Suggested Formula

Dr. Jawad K. Al-Mossawi\*

### Abstract :

In time series analysis , the model identification tools such as Autocorrelation Function (ACF), Partial Autocorrelation Function (PACF), and Inverse Autocorrelation Function (IACF) are used only for identifying adequate models. For a given data set, when there are multiple adequate models , the selection criterion is normally based on statistics from residuals computed from a fitted model . In this article , some model selection criteria based on residuals are introduced. A new criteria based on identification tools and Schwartz's criterion SBC(M) is suggested . A simulation study is carried out to compare the suggested criteria with some other criterions . Finally , we apply our results to real data.

---

\*Statistics and information department / Al-Rafidian University College