المقارنة بين طرائق تحديد رتبة انموذج الانحدار الذاتي الطبيعي (باستخدام بيانات مولدّة وبيانات لبعض العناصر المناخية في العراق)

أ. د. عبد المجيد حمزة الناصر   أ. م. د. احلام احمد جمعة

كلية الادارة والاقتصاد/ جامعة بغداد

المستخلص

يعتبر تحليل السلاسل الزمنية إحدى الطرائق الرياضية والإحصائية الخاصة في تفسير طبيعة الظواهر وسلوكها عبر فترات زمنية معينة، ولأن دراسة السلاسل الزمنية من حيث بناء النماذج وتحليلها ثم التنبؤ المستقبلي قد أعطي لها الأولوية في تطبيقاتها بمختلف المجالات.

لذلك فان تشخيص واختيار الانموذج، له أهمية كبيرة رغم الصعوبات التي تواجهه وان الطرائق القياسية للاختيار ذات قدرة على اخذ الأخطاء في تقدير معلمات الانموذج، وتكون موازنة بين الملاءمة وبساطة الانموذج والتي تقاس بقلة عدد المعلمات (Parsimony).

في تحليل البيانات يوجد العديد من النماذج الملائمة والتي بالإمكان استخدامها لتمثيل مجموعة معينة من البيانات. لذلك يمكن ادخال معايير كثيرة في مقارنة الانموذج وهذه المعايير تختلف عن الطريقة التقليدية في تحديد الانموذج بـ (دالة الارتباط الذاتي ACF ، الة الارتباط الذاتي الجزئي PACF ودالة الارتباط الذاتي المعكوس IACF).

في هذا البحث يتم مقارنة معايير تحديد رتبة الانموذج لبيانات مولدة وبيانات لبعض العناصر المناخية في العراق ممثلا" بسطوع الشمس ودرجات الحرارة والرطوبة النسبية وقد تم الحصول على نتائج جديدة (تجريبيا" وعمليا").

Abstract

The analysis of time series considers one of the mathematical and statistical methods in explanation of the nature phenomena and its manner in a specific time period.

Because the studying of time series can get by building, analysis the models and then forecasting gives the priority for the practicing in different fields, therefore the identification and selection of the model is of great importance in spite of its difficulties.

The selection of a standard methods has the ability for estimation the errors in the estimated the parameters for the model, and there will be a balance between the suitability and the simplicity of the model.

In the analysis of data there are many suitable models that can be taken for representation in certain groups of data (autocorrelation function ACF, partial autocorrelation function PACF and inverse autocorrelation function IACF).

In this search a comparison was done using generated data (simulation) and practical application, namely, the data of some climate elements in Iraq (sun-shine, temperatures and relative humidity). Where some new results are obtained.

1- المقدمــة

يعتبر تحليل السلاسل الزمنيـة إحدى الطرائـق الرياضيـة والإحصـائية الخاصـة فـي تفسير طبيعة الظواهر وسلوكها عبر فترات زمنيـة معينـة ، ولأن دراسـة السلاسل الزمنيـة من حيث بنـاء النمـاذج وتحليلها ثم التنبؤ المستقبلي قد أعطي لها الأولوية في تطبيقاتها بمختلف المجالات .

لـذلك فـان تشـخيص واختيـار الانمـوذج[7]، لـه أهميـة كبيـرة رغـم الصـعوبات التـي تواجهـه وان الطرائق القياسية للاختيار ذات قدرة على اخذ الأخطـاء فـي تقـدير معلمـات الانمـوذج، وتكـون موازنـة بين الملاءمة وبساطة الانموذج والتي تقاس بقلة عدد المعلمات (Parsimony).

في تحليل البيانـات يوجد العديد من النماذج الملائمة والتي بالإمكان استخدامها لتمثيل مجموعـة معينـة من البيانـات. لذلك يمكن ادخال معايير كثيرة في مقارنـة الانمـوذج وهذه المعـايير تختلـف عن الطريقـة التقليدية فـي تحديـد الانمـوذج بــ (دالـة الارتبـاط الـذاتي ACF ،دالـة الارتبـاط الـذاتي الجزئـي PACF ودالة الارتباط الذاتي المعكوس IACF).

ان انموذج الانحدار الذاتي Autoregressive Model [16] وفيـه القيمـة الحاليـة للسلسـلة الزمنيــة يعبــر عنهــا بدلالــة المجمــوع المــوزون للقــيم الســابقة للسلسـلة نفســها مضــافاً اليــه الخطــأ العشوائي. ويمكن كتابة الصيغة العامة لانموذج الانحدار الذاتي من الرتبة p والذي يرمز بـ AR(p) بما يلي:-

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + \ldots + \phi_p Z_{t-p} + a_t\ , \quad t= p+1, p+2, \qquad \ldots\ldots (1\text{-}1)$$

حيث ان

a_t : يمثل الخطأ العشوائي ويتبع التوزيع الطبيعيGaussian بوسط حسابي صفر وتباين σ^2_α .

ϕ_i : يمثل معلمات Parameters الانموذج لـ $(i = 1,2, ..., p)$ وفيها تحقق صفة الاستقرارية.

ويمكن كتابة الصيغة اعلاه على النحو الاتي:-

$$(1-\phi_1 B \ldots\ldots\ldots \phi_p B^p)\ Z_t = a_t$$

$$\phi(B)\ Z_t = a_t \qquad \ldots\ldots (1\text{-}2)$$

ويمكـن كتابة انموذج الانحدار الذاتي من الرتبة الأولى First Order Autoregressive Model بعـد تعويض الصيغــة رقــم (1-1) بـ (p = 1) وكما يلي: [16]

$$Z_t = \phi_1 Z_{t+1} + a_t \qquad \ldots.. (1\text{-}3)$$

والـذي يرمـز لـه بــ AR(1) ويـدعى ايضـاً بعمليـة مـاركوف Markov Process وباستـخدام عامـل الارتداد الخلفي (B) فان الانموذج AR(1) يكتب وفق الصيغة التاليـة:-

$$\phi(B)\ Z_t = a_t \qquad \ldots.. (1\text{-}4)$$

حيث ان :-

$\phi(B) = 1- \phi_1 B$

ويتم تحقيق الاستقرارية عندما تكون جذور المعادلة $\phi(B) = 0$ خارج الدائرة التي نصف قطرها يساوي واحد. أي ان $[\,|B| > 1\,]$ وبمعنى اخر فان $\left[|\phi_1| = \frac{1}{|B|} < 1 \right]$.

في هذا البحث يتم اجراء مقارنة بين المعايير المستخدمة في تحديد رتبة الانموذج مع معايير مقترحة تجريبيا" والتي تعتبر من اهم مراحل تحليل السلسلة وبنائها. مع التطبيق العملي لبعض العناصر المناخية في العراق.

2 - معايير تحديد رتبة الانموذج Model Selection Criterions

لقد اقترح بعض الباحثين معايير تحديد رتبة الانموذج Model Selection Criterions إذ ان المشكلة البارزة هو تقدير رتبة الانموذج[14]، فلو تم اختيار الرتبة بحيث تكون ادنى من الرتبة الفعلية له فهذا يؤدي الى عدم اتساق Non Consistent معلمة الانموذج. اما عند اختيار رتبة اعلى فان تباين الانموذج سيزداد وبالتالي فانه يفقد صحته بسبب الزيادة في عدد معلمات الانموذج المختار. كما ان معايير اختيار الانموذج تستند على الإحصاءات الخاصة بالبواقي Residuals والناتجة من مطابقة الانموذج Fitted Model والذي يكون بصورة عامة غير قابل للتحيز Unbiased .

وفيما يأتي بعض معايير تحديد الرتبة الخاصة بانموذج الانحدار الذاتي

2-1 : - معيار معلومة اكيكي Akaike Information Criterion

قدم الباحث Akaike عام (1969 ,1970)[5],[2] اسلوباً جديداً في اختيار رتبة الانموذج (P) سميّ بمعيار خطأ التنبؤ النهائي Final Prediction Error Criterion ويرمز بـ FPE ويعّرف بـ

$$FPE(p) = \hat{\sigma}_a^2 \left(1+\frac{p}{n}\right)\left(1-\frac{p}{n}\right)^{-1} \qquad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (2-1)$$

ويعتبر هذا المعيار كتقدير لتباين خطأ التنبؤ لفترة تنبؤية قادمة واحدة (L=1).

ويمكن كتابة الصيغة اعلاه بما يلي

$$FPE(p) \cong \frac{n+p}{n-p}\hat{\sigma}_a^2 \qquad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (2-2)$$

حيث ان:-

p : رتبة الانموذج المختارة

n : عدد المشاهدات المقابلة لعدد البواقي

$\hat{\sigma}_a^2$: تقدير تباين الخطأ

ومن الناحية العملية يتم احتساب تقديرات المعيار FPE ولكل انموذج من نماذج الانحدار الذاتي مع عدد من الرتب الاحتمالية واختيار اصغر تقدير لمعيار FPE [ويدعى خطأ التنبؤ النهائي الاصغر Minimum Final Prediction Error] ويرمز بـ MFPE من بين قيم التقديرات للحصول على انموذج انحدار ذاتي مثالي* وعليه فان:-

$$\hat{p} = k = MFPE(p)$$

ومن اجل التعرف على نوعية ومطابقة الانموذج فقد ادخل الباحث Akaike عام (1971, 1973a) [14],[15],[16] معياراً جديداً واكثر تطوراً مقارنة بمعيار FPE في تحديد رتبة الانموذج واطلق عليه معيار معلومة اكيكي Akaike Information Criterion ويرمز بـ AIC الموضح بالتعريف الاتي:-

AIC(p) = -2 Ln [Maximum Likelihood] + 2p .... (2-3)

وان لوغاريتم دالة الامكان Log-Likelihood Function لانموذج الانحدار الذاتي هو كما يلي:

$$Ln\,L = -\frac{n}{2} Ln\left(2\pi\sigma_a^2\right) - \frac{1}{2\sigma_a^2} S(\underline{\phi}) \qquad .... (2-4)$$

حيث ان

$$S(\underline{\phi}) = \sum_{t=-p}^{n} \left[E\left(a_t / \phi, Z\right)\right]^2 \qquad .... (2-5)$$

وان p يمثل اكبر عدد كاف Sufficiently Large Integer بحيث ان الكمية $|E(Z_t/\phi,Z)-E(Z_{t-1}/\phi,Z)|$ تكون اقل من أي قيمة صغيرة ولتكن $\in$. وعند اخذ تعظيم Maximum الصيغة رقم (2-4) بالنسبة الى $\underline{\phi}$ و σ_a^2 عندئذ نحصل على صيغة AIC التقريبية:

$$AIC \cong nLn\hat{\sigma}_a^2 + n\left(1 + Ln(2\pi)\right) + 2p \qquad .... (2-6)$$

ولان الحد الثاني لدى الصيغة رقم (2-6) يكون ثابتاً Constant، فيتقلص المعيار AIC ويصبح:

$$AIC(p) = nLn\hat{\sigma}_a^2 + 2p \qquad .... (2-7)$$

ويتم اختيار الرتبة المثالية للانموذج من خلال القيمة p التي تقابل اقل قيمة للمعيار ويرمز بـ MAIC . ان الحد الاول للصيغة اعلاه تمثل مدى المطابقة باخذ اقل تباين له بينما الحد الثاني يمثل عدد معلمات الانموذج المطابق.

ويمكن ان يكون المعيار AIC بصيغة معيارية، عن طريق قسمة المعيار على حجم العينة (n) ويرمز بـ NAIC وصيغته

NAIC(p) = AIC(p) / n .... (2-8)

ويتم اختيار الانموذج الأفضل بحيث يقابل اقل قيمة للمعيار AIC.

اما العلاقة الرياضية التي تربط المعيارين FPE و AIC فهي كما يأتي:-

$$AIC(p) \cong nLn\,(FPE(p))$$

وفي عام (1977) اقترح الباحثان Bhansali و Downham[3],[5] استخدام المعيار AIC من خلال استبدال الحد الثاني منه بالعوامل الكبيرة أي:-

$$AIC_\alpha = nLn\hat{\sigma}_a^2 + \alpha\, p \qquad , \alpha > 0 \qquad ..... (2-9)$$

حيث ان α : تاخذ القيم (3 ، 4).

* يقصد بانموذج الانحدار الذاتي المثالي هو الذي لا يعطي تحيزاً دالاً وهذا يقابله باقل ما يمكن من التباين.

كما وجد الباحثان Hurvich و Tsai[10],[6] عام (1989) معياراً جديداً اطلق عليه معيار معلومات اكيكي المصحح Corrected Akaike Information Criterion ويرمز بـ AIC_C وصيغته:-

$$AIC_C = nLn\hat{\sigma}_a^2 + n\frac{1+p/n}{1-(p+2)/n} \qquad .... (2-10)$$

ويكون مقدر غير متحيز لمعلومات كولباك – ليبلر Kullback- Leibler المقدرة. ان الغاية من استخدام المعيار AIC_C لتصحيح التحيز الذي يظهر المعيار السابق، إذ ان المعيار AIC يعطي تقدير متحيز لمعلومات كولباك-ليبلر الذي هو دالة الإمكان اللوغاريتمية المتوقعة.

والصيغة المكافئة للمعياريين هي:-

$$AIC_C = AIC + \frac{2(p+1)(p+2)}{n-p-2} \qquad .... (2-11)$$

بثبوت p ، عندما $n \to \infty$ فان[5]: $AIC_C \to AIC$

وان المعيارين متكافئان تقريباً.

وفي عام (1991) اقترح الباحثان Brockwell و Davis[11] معياراً جديداً وذلك بالاعتماد على المعياريين AIC_C, AIC والذي يرمز بـ AIC_C^{BD} وكما يأتي:-

$$AIC_C^{BD} = n\left(Ln\hat{\sigma}_a^2 + 1\right) + \frac{2(p+1)n}{n-p-2} \qquad .... (2-12)$$

وهو مقدار غير متحيز لمعلومات Kullback- Leible المقدرة وافضل في دقة تحديد الرتبة مقارنة بالمعياريين السالفي الذكر.

2-2: معيار دالة تحويل الانحدار الذاتي

Criterion For Autoregressive Transfer Function

اقترح الباحث Parzen عام (1974)[13],[4] معياراً استخدم فيه دالة التحويل للانحدار الذاتي وكما يأتي:-

$$CAT(p) = 1 - \left\{\hat{\sigma}_\infty^2 / \tilde{\sigma}_{(p)}^2\right\} + \left(p/n\right) \qquad .... (2-13)$$

حيث ان:

$\tilde{\sigma}_{(p)}^2$: يمثل التقدير الغير متحيز لـ $\hat{\sigma}_a^2$ عند مطابقة الانموذج AR(p) للسلسلة وصيغته:

$$\tilde{\sigma}_{(p)}^2 = n(n-p)^{-1}\hat{\sigma}_p^2$$

$\hat{\sigma}_\infty^2$: يمثل تقدير التباين للسلسلة الزمنية الغير محدود المعالم.

وصيغته:-

$$\hat{\sigma}_{\infty}^{2}=2\pi\exp\left[\left\{m^{-1}\sum_{j=1}^{m}Ln\,I^{(n)}(w_j)\right\}+\gamma\right]$$

$$I^{(n)}(\lambda)=(2\pi n)^{-1}\left|\sum_{t=1}^{n}Z_t\exp(-it\lambda)\right|^{2}$$

حيث ان :

$$\gamma=0.57721 \qquad , \; w_j=2\pi_j/n \qquad and \quad m=\frac{(n-1)}{2}$$

وعملياً ومع توافر الفرضيات الخاصة بالاحتمالية* فان:

وعليه فان الصيغة رقم (2-13) تصبح:-

$$CAT(p)=1-\left\{\hat{\sigma}_z^2/\tilde{\sigma}_p^2\right\}+(p/n) \qquad .... \quad (2-14)$$

حيث ان:

$\hat{\sigma}_z^2$: تقدير تباين السلسلة المدروسة.

ويدعى معيار دالة التحويل للانحدار الذاتي **Criterion For Autoregressive Transfer Function**

وفي عام (1977) ادخل الباحث نفسه[4] صيغة معدلة لمعياره الاول من خلال تعديل دالة الجزاء **Penalty Function** المستخدمة في معيار **CAT** وصيغته:

$$CAT^{*}(p)=n^{-1}\sum_{j=1}^{p}\tilde{\sigma}^2(j)-\tilde{\sigma}^2 p \qquad .... \quad (2-15)$$

اما الباحث **Bhansali** فقد اقترح عام (1985) توسيع دالة الجزاء لمعيار **CAT*** وادخال معياراً جديداً وكما يأتي:-

$$CAT_{\alpha}(p)=1-\left\{\hat{\sigma}_{\infty}^2/\hat{\sigma}_p^2\right\}+\alpha(p/n) \qquad .... \quad (2-16)$$

حيث ان

$\hat{\sigma}_p^2$: يمثل تقدير التباين لاخطاء الانموذج ذات الرتبة **p** .

α : ثابت اعتباطي **Arbitrary Constant** وقيمته $(\alpha>1)$.

* ان الفرضيات الخاصة هنا وهي (3,2,1) على التوالي مذكورة في مصدر رقم [4] ص 316-318.

حيث اجرى الباحث تعديل لدالة الجزاء Q(p) المستخدمة في معيار CAT* التي تمثل متوسط مربعات خطأ التنبؤ وصيغته.

$$Q(p) = \left\| \hat{a}(p) - \hat{a}(j) \right\| = \hat{\sigma}_a^2(j) - \hat{\sigma}_a^2(p) \qquad for \quad p \geq j$$

ودراسة تحيز هذه الدالة.

2-3 : معيار معلومة بيز Bayesian Information Criterion

لقد اظهر الباحث Shibata عام (1976)[14] ان معيار AIC يميل الى المغالاة في التقدير Overestimate* لرتبة الانحدار الذاتي وللدقة اكثر فقد طوّر مؤخراً الباحث Akaike عام (1979, 1978)[16],[3] توسيع بيزي Bayesian Extension لطريقة AIC في الحد الادنى له ويدعى بمعيار معلومة بيز Bayesian Information Criterion ويرمز بـ BIC وياخذ الصيغة الآتية:

$$BIC(p) = nLn\hat{\sigma}_a^2 - (n-p)Ln\left(1 - \frac{p}{n}\right) + pLnn + pLn\left[\left(\frac{\hat{\sigma}_z^2}{\hat{\sigma}_a^2} - 1\right) / p\right] \quad ....(2-17)$$

وباستخدام المحاكاة Simulation توصل الباحث Akaike ان معيار BIC له اقل احتمالية في المغالاة لتقدير رتبة الانحدار الذاتي.

وبعد اهمال بعض الحدود فان الصيغة (2-17) تكتب:

$$BIC(p) = nLn\hat{\sigma}_a^2 + pLnn \quad .... \; (2-18)$$

كما يمكن ان يؤخذ المعيار BIC بشكل معياري وكما يأتي:-

NIBC(p) = BIC(p)/n .... (2-19)

ويتم اختيار الرتبة للانموذج التي تقابل اقل قيمة للمعيار أي

$$\hat{p} = k \rightarrow MBIC(p)$$

وقد اقترح الباحث Schwartz عام (1978)[16] معياراً على غرار معيار BIC ويتضمن اقتراح المعيار البيزي في اختيار الانموذج ويدعى Schwarts Bayesian Criterion ويرمز بـ SBC وكما يأتي:-

$$SBC(p) = nLn\hat{\sigma}_a^2 + pLnn$$

2-4 : معيار حنان – كوين Hannan- Quinn Criterion

اقترح الباحثان Hannan و Quinn عام (1979)[9],[8] معياراً جديداً لتحديد رتبة الانموذج المدروس ويدعى بمعيار حنان –كوين Hannan –Quinn Criterion ويرمز بـ H-Q (p) وصيغته الرياضية:-

$$H - Q(p) = Ln\hat{\sigma}_a^2 + 2pC\,Ln(Lnn)/n \quad , \quad C > 2 \qquad .... \; (2-20)$$

ان الحد الثاني للصيغة اعلاه ينخفض باسرع مقدار ممكن عند ثبات الرتبة بسبب اللوغاريتم المتكرر.

يكون الانموذج الملائم الذي يقابل اقل قيمة للمعيار H - Q (p) أي

* يقصد بـ Overestimate بان المعيار AIC يتجه احياناً الى اخذ رتبة اعلى من الرتبة المحددة للانحدار الذاتي.

$\hat{p}=k \rightarrow MH-\mathrm{Q}(p)$

3 - المقارنـة بـين طرائـق تحديـد رتبـة الانمـوذج الطبيعـي AR(P) باستخدام انمـوذج الانحدار الذاتي الطبيعي من الرتبة الاولى AR(1).

يمكن استخدام المحاكاة Simulation في الاحصاء للحصول على مقدرات لمعلمات النماذج الاحصائية، وكذلك في تشخيص الانموذج ولتوليد بيانات ذات توزيعات احصائية بمعايير محددة للاختبارات الاحصائية المختلفة تسهل من دراسة الجوانب النظرية لها .

لقد تم توليد أعداد عشوائية (u_1,u_2) تتبع التوزيع المنتظم المستمر U(0,1) Uniform Distribution. وفي خطوة لاحقة تم استخدام هذين العددين العشوائيين لتوليد متغيرين عشوائيين يتبعان التوزيع الطبيعي Normal Distribution لاستخدامهما في توليد السلسلة الزمنية الخاصة بالاخطاء العشوائية (a_t) التي تتبع التوزيع الطبيعي القياسي Standard Normal Distribution بوسط حسابي (صفر) وتباين (واحد) باستخدام صيغة Box-Muller .

وقد كتبت جميع البرامج الخاصة بالجانب التجريبي وفق لغة Visual Basic 6.0.

التجربة الاولى : توليد سلاسل زمنية مستقرة من الانموذج AR(1) الطبيعي

بهدف المقارنة بين طرائق تحديد رتبة الانموذج الطبيعي AR(P) (P=1,2,3) ، تم تصميم تجربة محاكاة باستخدام حجوم العينات عينات مختلفة (25 ، 50 ، 100 ، 200) مع بتكرار التجربة (1000) مرة.

ولتوليد سلسلة زمنية مستقرة تتبع الانموذج الطبيعي AR(1) تم اخذ السلسلة الزمنية الخاصة بالأخطاء العشوائية (a_t) والمتولدة وفق صيغة Box-Muller وبقيم معلمات ϕ_1 الافتراضية التالية:

$\phi_1 = 0, \pm 0.1, \pm 0.3, \pm 0.5, \pm 0.9$

والتي تقع ضمن منطقة استقرارية الانموذج AR(1) أي أن $|\phi_1|<1$.

بعد ذلك يتم توليد بيانات السلسلة الزمنية Z_t للانموذج AR(1) وتقدير معلمات كل من النماذج الثلاثة لـ AR(P) حيث ان (P=1,2,3) باستخدام أسلوب OLS. والجدول رقم (1) يبين مقدار التحيز المطلق ومتوسط مربعات الخطأ للانموذج الطبيعي AR(1). ومن خلال ملاحظة الجدول نجد أن:

جدول رقم (1) يبين مقدار التحيز المطلق ومتوسط مربعات الخطأ لقيم ϕ_1 المقدرة لتنويعة من القيم للمعلمة ϕ_1 وحجوم عينات مختلفة للانموذج الطبيعي AR(1) وبتكرار (1000) مرة

n	ϕ_1	| Biased |	*MSE*	σ^2_{at}
25	-0.9	0.1168	0.0272	1.0409
	-0.5	0.1401	0.0321	0.9998
	-0.3	0.1478	0.0343	1.0252
	-0.1	0.1553	0.0368	1.0008
	0	0.1508	0.0347	1.0011
	0.1	0.1557	0.0370	1.0043
	0.3	0.1475	0.0343	0.9972
	0.5	0.1386	0.0319	1.0033
	0.9	0.1204	0.0290	1.0205
50	-0.9	0.0715	0.0099	1.0091
	-0.5	0.0991	0.0165	1.0029
	-0.3	0.1080	0.0188	1.0031
	-0.1	0.1101	0.0190	0.9954
	0	0.1105	0.0188	1.0107
	0.1	0.1116	0.0192	1.0068
	0.3	0.1062	0.0176	1.0136
	0.5	0.1025	0.0168	0.9976
	0.9	0.0709	0.0101	1.0020
100	-0.9	0.0417	0.0034	0.9958
	-0.5	0.0655	0.0070	0.9984
	-0.3	0.0771	0.0095	1.0038
	-0.1	0.0791	0.0096	0.9963
	0	0.0790	0.0100	1.0007
	0.1	0.0793	0.0101	1.0032
	0.3	0.0767	0.0092	1.0019
	0.5	0.0701	0.0078	0.9993
	0.9	0.0405	0.0031	1.0050
200	-0.9	0.0279	0.0015	0.9939
	-0.5	0.0500	0.0041	0.9965
	-0.3	0.0547	0.0047	0.9947
	-0.1	0.0552	0.0054	1.0031
	0	0.0593	0.0064	0.9953
	0.1	0.0594	0.0049	0.9969
	0.3	0.0530	0.0044	1.0006
	0.5	0.0499	0.0039	1.0072
	0.9	0.0267	0.0013	1.0001

1- إن تقدير معلمات الانموذج بأسلوب OLS ملائم جداً اعتماداً على قيم التحيز المطلق ومتوسط مربعات الخطأ .
2- إن قيم التحيز المطلق للانموذج بصورة عامة تتناقص مع زيادة حجم العينة n وانها تزداد مع اقتراب قيم المعلمات الافتراضية من الصفر حيث أن اكبر قيمة لها عند (ϕ_1=0.1).
3- إن قيم متوسط مربعات الخطأ يتناقص مع زيادة حجم العينة ويزداد مع اقتراب قيم المعلمات الافتراضية من الصفر وان اكبر قيمة لها عند (ϕ_1=0.1).
4 - ان قيم تباين الخطأ التجريبي (σ^2_a) تقترب من قيمة الواحد كلما ازداد حجم العينة، علماً ان قيمة هذا التباين يمثل تباين الخطأ النظري.

التجربة الثانية: ايجاد التوزيع التكراري للرتبة باستخدام معايير تحديد الرتبة للنماذج الثلاث المتولدة من الانموذج الطبيعي AR(1)

بعد تقدير معلمات النماذج الثلاثة لـ AR(P) الطبيعي (P=1,2,3) في التجربة الاولى تم احتساب تباين الخطأ لكل من النماذج الثلاثة ومن ثم استخدامه في تقدير معايير تحديد الرتبة التي ذكرت في المبحث الخاص بالجانب النظري.

وقد كررت التجربة (1000) مرة في احتساب المعايير والنتائج مبينة في الجدول رقم (2) والذي يوضح التوزيع التكراري لرتب النماذج الثلاثة باستخدام معايير تحديد الرتبة. ومن ملاحظة الجدول يتبين ان:-

1- يلاحظ بصورة عامة أن العدد الأكبر من التكرارات للمعايير جميعها تميل إلى الانموذج الأول AR(1). وهي نتيجة طبيعية حيث ان البيانات المتولدة تخص انموذج الانحدار الذاتي من الرتبة الاولى AR(1). مع ملاحظة إن حاصل جمع التكرارات للنماذج الثلاثة يساوي عدد التكرارات الكلية (1000).
2- يلاحظ ان عدد حالات نجاح التشخيص عند تطبيق معيار H-Q تميل الى الانموذج الاول AR(1) وهذا يشير الى ملاءمة هذا المعيار في تحديد رتبة الانموذج AR(1) علماً ان عدد التكرارات التي تقابل الانموذج AR(3) عند تطبيق هذا المعيار وبصورة عامة يساوي صفر. وهذا يرجع الى طبيعة الصيغة الرياضية الخاصة بهذا المعيار.
3- عند تطبيق المعيار BIC فان عدد حالات نجاح التشخيص تميل بالازدياد نحو الانموذج AR(2) عند حجم العينة الصغير (n=25) ويقل هذا التكرار كلما ازداد حجم العينة. مع ملاحظة إن عدد التكرارات التي تقابل الانموذج الأول AR(1) لهذا المعيار تزداد عند زيادة حجم العينة.

جدول رقم (2) يبين التوزيع التكراري للرتب الثلاث لنماذج الانحدار الذاتي الطبيعي باستخدام معايير تحديد الرتبة لحجوم عينات مختلفة وبتكرار (1000) مرة للأنموذج الطبيعي AR(1)

4 - في العينات الصغيرة (n=25) يتبين التقارب بين معياري AIC_C و AIC_C^{BD} في دقة تشخيص الانموذج AR(1) وهي على التوالي 92.5% و 92.7%. وعند العينات الكبيرة (n=100, 200) يلاحظ الانخفاض الضئيل في عدد التكرارات التي تقابل كل من هذين المعيارين التي تبلغ دقتهما في التشخيص 90.2% و 90% على التوالي. ويتبين انهما افضل من المعيارين AIC و CAT^*.

التجربــة الثالثــة: المقارنة بين طرائق تحديد رتبة الانموذج الطبيعي AR(P) لـ (P=1,2,3)

تم احتساب مقياس التحيز المطلق في تصميم هذه التجربة ومتوسط مربعات الأخطاء لرتبة النماذج الثلاثة المذكورة وقد كررت التجربة (1000) مرة وبنفس حجوم العينات السالفة الذكر. وباستخدام الصيغتين الاتيتين:-

$$\textbf{Biased} = \quad 1-\frac{\sum_{P=1}^{3} P f_P}{\sum_{P=1}^{3} f_P}$$

$$\mathrm{Var}(P)=\frac{\sum_{P=1}^{3} P^2 f_P-[(\sum_{P=1}^{3} P f_P)^2/\sum_{P=1}^{3} f_P]}{\sum_{P=1}^{3} f_P}$$

حيث ان:

P: يمثل رتبة الانموذج وان P=1,2,3.

f_P: يمثل التكرار المقابل للانموذج AR(P).

والجدول رقم (3) يبين النتائج لمقارنة طرائق تحديد رتبة الانموذج. ومن خلال الجدول يلاحظ:-

1- ان اكبر قيم متوسط مربعات الخطأ في المعيار CAT ويليه المعيار AIC ثم المعيار CAT^*.

2- يتبين إن قيم متوسط مربعات الخطأ في المعيارين AIC_C^{BD} و AIC_C كبيراً ومع ذلك يمكن اعتباره افضل مقارنةً بالمعايير الثلاثة في الفقرة الموضحة السابقة .

3- ان اقل القيم في متوسط مربعات الخطأ هي التي يعطيها المعيار H-Q ويتضح بأنه هو الأفضل في اختيار رتبة انموذج الانحدار الذاتي من الرتبة الاولى AR(1) ويلي ذلك المعيار BIC وبالتسلسل.

بهدف الوصول الى قيمة معيارية يمكن استخدامها للمقارنة بين المعايير المختلفة ولإغراض التوضيح البياني، فقد تم احتساب احتمال النجاح لكل معيار ولكل حجم عينة. فكانت النتائج كما يظهرها الجدول رقم (4).

جدول رقم (3) يبين مقدار متوسط مربعات الخطأ للرتب للأنموذج الطبيعي AR(1) باستخدام معايير تحديد الرتبة لحجوم

	ϕ_1	AIC	CAT	BIC	CAT*	H-Q	AIC_C	AIC_C^{BD}
25	-0.9	0.215	0.377	0.107	0.206	0.014	0.162	0.143
	-0.5	0.165	0.187	0.057	0.154	0.003	0.099	0.097
	-0.3	0.177	0.185	0.079	0.163	0.004	0.112	0.098
	-0.1	0.203	0.194	0.078	0.191	0.003	0.102	0.122
	0	0.169	0.163	0.073	0.164	0.007	0.094	0.105
	0.1	0.184	0.170	0.055	0.172	0.007	0.088	0.102
	0.3	0.178	0.156	0.054	0.173	0.004	0.071	0.085
	0.5	0.209	0.222	0.083	0.190	0.009	0.120	0.115
	0.9	0.217	0.294	0.085	0.206	0.005	0.213	0.122
50	-0.9	0.203	0.402	0.043	0.199	0.001	0.169	0.171
	-0.5	0.191	0.225	0.037	0.185	0.001	0.161	0.143
	-0.3	0.181	0.182	0.029	0.176	0.004	0.159	0.139
	-0.1	0.222	0.212	0.043	0.210	0.001	0.173	0.145
	0	0.186	0.176	0.037	0.181	0.001	0.127	0.152
	0.1	0.161	0.159	0.047	0.159	0.003	0.129	0.137
	0.3	0.157	0.157	0.039	0.155	0.003	0.141	0.123
	0.5	0.187	0.211	0.043	0.187	0.005	0.129	0.160
	0.9	0.214	0.349	0.041	0.210	0.006	0.200	0.182
100	-0.9	0.206	0.378	0.033	0.204	0.000	0.190	0.189
	-0.5	0.216	0.265	0.031	0.211	0.000	0.139	0.200
	-0.3	0.165	0.175	0.033	0.156	0.000	0.172	0.138
	-0.1	0.146	0.138	0.017	0.144	0.001	0.123	0.132
	0	0.198	0.196	0.033	0.194	0.001	0.183	0.179
	0.1	0.197	0.197	0.014	0.197	0.000	0.162	0.182
	0.3	0.179	0.186	0.025	0.179	0.000	0.182	0.171
	0.5	0.167	0.206	0.022	0.167	0.001	0.170	0.154
	0.9	0.187	0.347	0.036	0.187	0.001	0.169	0.171
200	-0.9	0.205	0.398	0.015	0.204	0.001	0.138	0.200
	-0.5	0.169	0.216	0.025	0.168	0.001	0.136	0.159
	-0.3	0.172	0.178	0.011	0.170	0.001	0.164	0.165
	-0.1	0.169	0.164	0.015	0.165	0.001	0.166	0.157
	0	0.207	0.206	0.022	0.207	0.002	0.145	0.200
	0.1	0.201	0.201	0.015	0.198	0.001	0.139	0.190
	0.3	0.160	0.175	0.020	0.160	0.000	0.172	0.147
	0.5	0.201	0.271	0.017	0.197	0.003	0.201	0.193
	0.9	0.228	0.405	0.016	0.228	0.000	0.187	0.203

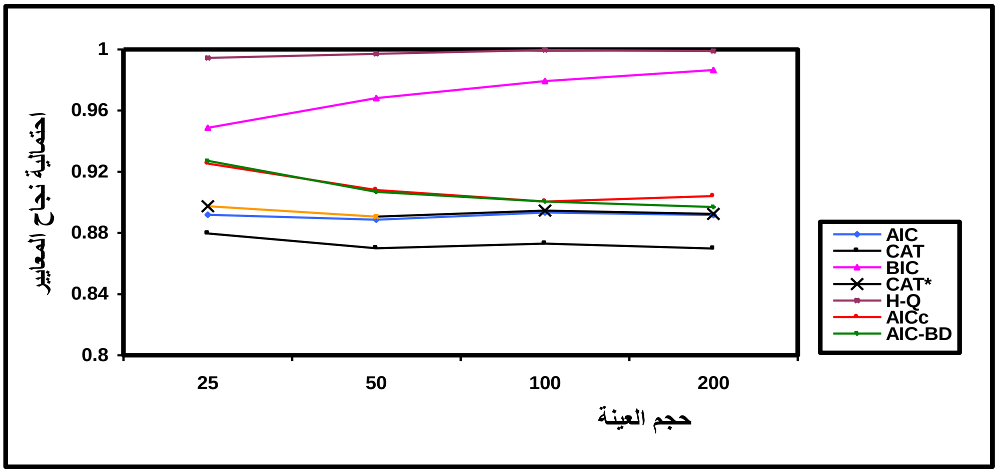
جدول رقم (4) يبين احتمالية نجاح المعايير في اختيار (تشخيص) الانموذج الطبيعي AR(1)

Criter n	AIC	CAT	BIC	CAT^*	H-Q	AIC_C	AIC_C^{BD}
25	0.8919	0.8796	0.9488	0.8974	0.9944	0.9253	0.9271
50	0.8886	0.8699	0.9682	0.8907	0.9972	0.9081	0.9068
100	0.8934	0.8730	0.9793	0.8946	0.9996	0.9006	0.9006
200	0.8918	0.8697	0.9866	0.8924	0.9989	0.9041	0.8970

لذا يكون تسلسل الافضلية من الادنى الى الاعلى ولمختلف حجوم العينات بالتسلسل الآتي

عينات صغيرة	CAT	AIC	CAT^*	AIC_C	$AIC_{C_D}^{B}$	BIC	H-Q
عينات متوسطة	CAT	AIC	CAT^*	AIC_C^{BD}	AIC_C	BIC	H-Q
عينات كبيرة	CAT	AIC	CAT^*	AIC_C^{BD}	AIC_C	BIC	H-Q
الأدنـى					الأعلـى		

وتم تنفيذ ذلك بيانياً ويظهر الشكل رقم (1) التمثيل البياني لهذه النتائج .



شكل رقم (1)

احتمالية نجاح المعايير في اختيار الانموذج الطبيعي AR(1) عند حجوم عينات (25 ، 50 ، 100 ، 200) وبتكرار (1000) مرة

4 - معاييـر مقترحـة

من خلال المتابعة لنتائج الجدول رقم (4) التي أظهرت احتمالية نجاح المعايير في اختيار الانموذج الطبيعي AR(1) ومن الشكل رقم (1)، وجد ان معيار H-Q ومن بعده معيار BIC كانا يعطيان افضل النتائج وبالتسلسل. وان معياري AIC و CAT كانا يعطيان اقل النتائج تشخيصاً بتسلسل تصاعدي، الى هذا فقد تم الربط بين معياري H-Q و BIC لايجاد المشتركات بينهما فظهر لها ان المشترك هو $\ln(\hat{\sigma}_a^2)$ و ln(n) مضروباً في رتبة النموذج p الى هذا فقد اقترحت معادلة اولية هي:

$$\ln(\hat{\sigma}_a^2) + p\ln(n) \quad \text{...(2-21)}$$

في الخطوة التالية لوحظ بان مقياس CAT* يعطي نتائج افضل من معيار CAT فلما لاحظت الفرق بين المعيارين وجدت انه يتعلق بـ $\hat{\sigma}_p^2$ واعتبرت ذلك سبباً أساسيا" في تحسّن أداء المعيارين . الى ذلك فقد تم ادخال الاحصاءة $\hat{\sigma}_p^2$ الى المعادلة (2-21) باختيارين:

$$\ln(|\hat{\sigma}_a^2 - \tilde{\sigma}_p^2|) + p\ln(n) \quad \text{...(2-22)}$$

$$\ln(\hat{\sigma}_a^2 + \tilde{\sigma}_p^2) + p\ln(n) \quad \text{...(2-23)}$$

بعد ذلك وبهدف اعطاء اهمية لطول السلسلة الزمنية التي وجد بانها كانت ذا تأثير في المعايير التي وضعت فيها، فتم اضافة تأثير هذه القيمة على المكوّن الاول للصيغتين (2-22) و (2-23) وهكذا فتم توصل الى اقتراح معيارين مطورين لاختيار رتبة الانموذج وكما يأتي:

$$A_1 = n(\ln(|\hat{\sigma}_a^2 - \tilde{\sigma}_p^2|) + p\ln(n) \quad \text{...(2-24)}$$

$$A_2 = n(\ln(\hat{\sigma}_a^2 + \tilde{\sigma}_p^2) + p\ln(n) \quad \text{...(2-25)}$$

حيث ان

$$\hat{\sigma}_j^2 = \frac{1}{n-j}\sum_{k=1}^{j}\hat{a}_t^2(k) \quad , \quad \tilde{\sigma}_p^2 = \frac{n}{n-p}\hat{\sigma}_j^2 \quad , \quad \hat{\sigma}_a^2 = \frac{1}{n-p}\sum_{j=1}^{p}\hat{a}_t^2(j)$$

وتركت الاختيار بينهما لعملية المحاكاة. والنتائج مبينة في جدول رقم (5) وكما يلي:

1- ان المعيار المقترح A_1 قد تفوق على المعايير الأخرى حيث يلاحظ بان عدد التكرارات عند تطبيق هذا المعيار يميل تماماً الى الانموذج الأول AR(1) ، اذ ان عدد التكرارات التي تقابل AR(2) بصورة عامة تساوي صفر خاصة عند ازدياد حجم العينة. اما عدد التكرارات التي تقابل AR(3) عند تطبيق هذا المعيار فانه يساوي صفر.

وهذا يشير الى ملاءمة هذا المعيار وجودته وانه افضل من المعيار H-Q.

جدول رقم (5)

يبين التوزيع التكراري للرتب الثلاث لنماذج الانحدار الذاتي الطبيعي ومتوسط مربعات الخطأ للرتب مع احتمالية النجاح في اختيار انموذج AR(1) باستخدام المعايير المقترحة لحجوم عينات مختلفة وبتكرار (1000) مرة

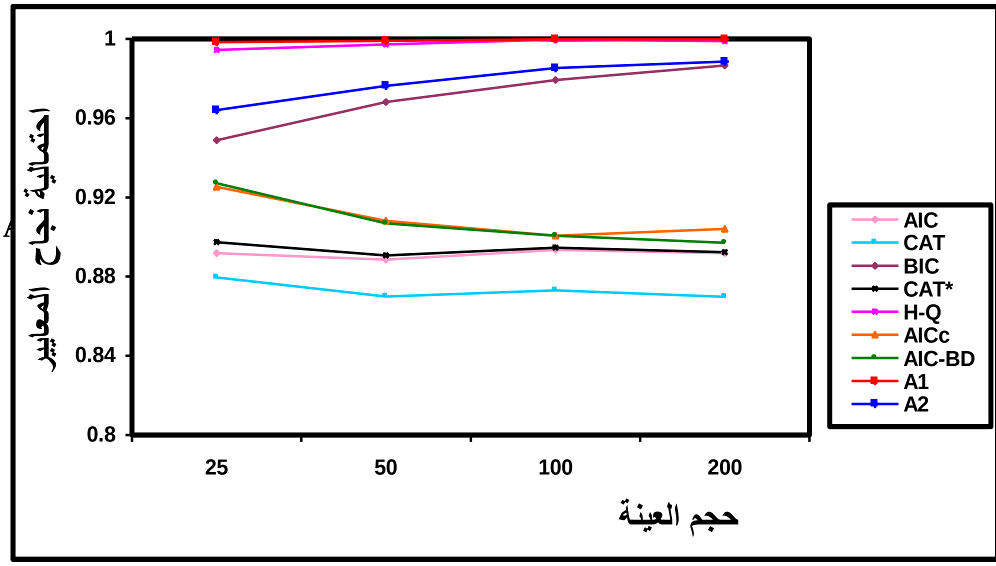
n	ϕ_1	التوزيع التكراري						MSE		احتمالية النجاح	
		A_1			A_2			A_1	A_2	A_1	A_2
		(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)				
25	-0.9	998	2	0	938	58	4	0.002	0.074	0.9983	0.9640
	-0.5	998	2	0	967	32	1	0.002	0.036		
	-0.3	998	2	0	965	29	6	0.002	0.053		
	-0.1	999	1	0	974	23	3	0.001	0.035		
	0	998	2	0	964	32	4	0.002	0.048		
	0.1	998	2	0	967	28	5	0.002	0.048		
	0.3	999	1	0	974	24	2	0.001	0.032		
	0.5	999	1	0	969	24	7	0.001	0.052		
	0.9	998	2	0	958	37	5	0.002	0.057		
50	-0.9	1000	0	0	978	20	2	0.000	0.028	0.9990	0.9763
	-0.5	1000	0	0	982	17	1	0.000	0.021		
	-0.3	998	2	0	979	21	0	0.002	0.021		
	-0.1	1000	0	0	973	26	1	0.000	0.030		
	0	1000	0	0	976	24	0	0.000	0.024		
	0.1	999	1	0	976	21	3	0.001	0.033		
	0.3	999	1	0	978	18	4	0.001	0.034		
	0.5	998	2	0	970	28	2	0.002	0.036		
	0.9	997	3	0	975	23	2	0.003	0.031		
100	-0.9	1000	0	0	977	22	1	0.000	0.026	0.9999	0.9853
	-0.5	1000	0	0	987	12	1	0.000	0.016		
	-0.3	1000	0	0	983	15	2	0.000	0.023		
	-0.1	1000	0	0	990	10	0	0.000	0.010		
	0	1000	0	0	985	11	4	0.000	0.027		
	0.1	1000	0	0	992	8	0	0.000	0.008		
	0.3	1000	0	0	987	11	2	0.000	0.019		
	0.5	999	1	0	988	11	1	0.001	0.015		
	0.9	1000	0	0	979	20	1	0.000	0.024		
200	-0.9	1000	0	0	987	13	0	0.000	0.013	0.9998	09886
	-0.5	1000	0	0	985	14	1	0.000	0.018		
	-0.3	1000	0	0	994	6	0	0.000	0.006		
	-0.1	1000	0	0	990	9	1	0.000	0.013		
	0	999	1	0	989	8	3	0.001	0.020		
	0.1	1000	0	0	994	4	2	0.000	0.012		
	0.3	1000	0	0	983	16	1	0.000	0.020		
	0.5	999	1	0	987	13	0	0.001	0.013		
	0.9	1000	0	0	988	12	0	0.000	0.012		

2- ان المعيار المقترح A_2 اعطى نتائج فاقت نتائج معيار BIC المعروف. حيث ان عدد التكرارات للمعيار المقترح A_2 التي تقابل AR(2) هي اقل عدداً مقارنة بمعيار BIC وكما ان عدد التكرارات التي تقابل AR(3) تقترب من الصفر. وتزداد ملاءمة المعيار المقترح هذا في تحديد رتبة الانموذج AR(1) عند زيادة حجم العينة وبشكل افضل مقارنة بمعيار BIC.

3- عند تطبيق المعيار المقترح A_1 فان قيم متوسط مربعات الخطأ تكون ضئيلة جداً وقد تكون مساوية إلى الصفر عند ازدياد حجم العينة.وهذا يشير إلى ان درجة ملاءمة هذا المعيار المقترح في تحديد رتبة الانموذج AR(1) هي اكبر مقارنة بمعيار H-Q.

4- إن قيم متوسط مربعات الخطأ في المعيار المقترح A_2 تكون صغيرة مقارنة بمعيار BIC وعليه فان درجة ملاءمة هذا المعيار المقترح في تحديد رتبة الانموذج AR(1) هي اكبر مقارنة بمعيار BIC.

بعد ذلك تم تنفبذ ذلك بيانيا" ، اذ تم رسم احتمالية نجاح المعايير جميعها في اختيار الانموذج الطبيعي AR(1) لحجوم عينات مختلفة . ويظهر هذا في الشكل رقم (2) .



شكل رقم (2)

احتمالية نجاح المعايير وبضمنها المعايير المقترحة في اختيار رتبة الانموذج الطبيعي AR (1) عند حجوم عينات (25، 50، 100، 200) وبتكرار (1000) مرة

5 - الجانب التطبيقي :

ونظراً لاهمية المناخ على الاصعدة الوطنية والاقليمية والعالمية فقد تم اختيار التطبيق ومنهجيته بالشكل الذي يكشف طبيعة التذبذبات والتقلبات المناخية في العراق ووصفها وتحليلها ومعرفة اسباب حدوثها ثم التنبؤ بها لفترات قادمة مستقبلية. وقد اعتمدت الدراسة التقسيم الذي وضعته دراسة البياني-الدوري [1] في تقسيم العراق الى اربعة اقاليم مناخية وعلى هذا الاساس فقد تم اختيارمحطة مناخية من كل اقليم لتمثيلها مراعين في ذلك قدم تسجيلات المحطة وهي كما يلي:

1. محطة الموصل.   2. محطة الرطبة.   3. محطة بغداد.   4. محطة البصرة.

وبما ان الدراسة هي لبيانات غير موسمية، ولما كانت الامطار التي تسقط على العراق تتأثر بدورة مناخية الى ذلك فقد تم اهمال هذا المتغير، واخذت الرطوبة النسبية ممثلة لها.

وعليه فقد تم اختيار ثلاثة عناصر مناخية من كل محطة من المحطات المناخية الاربع وهي :-

1- سطوع الشمس (ساعة/يوم). 2- درجات الحرارة (م°). 3 - الرطوبة النسبية (%).

وفيما يأتي توصيف العينات المدروسة في كل محطة مناخية.

جدول رقم (6) توصيف السلاسل الزمنية ولكل محطة مناخية قيد البحث في العراق

المحطة المناخية	عنصر المناخ	رقم السلسلة الزمنية	سنوات الدراسة	حجم العينة	الوسط الحسابي
الموصل	سطوع الشمس درجات الحرارة الرطوبة النسبية	1 2 3	2002 – 1960 2002 – 1941 2002 – 1941	43 62 62	8.4775 19.8944 53.4653
الرطبة	سطوع الشمس درجات الحرارة الرطوبة النسبية	1 2 3	2002 – 1976 2002 – 1941 2002 – 1941	27 62 62	9.1846 19.4486 57.0161
بغداد	سطوع الشمس درجات الحرارة الرطوبة النسبية	1 2 3	2002 – 1941 2002 – 1941 2002 – 1941	62 62 62	9.1619 22.6423 43.7116
البصرة	سطوع الشمس درجات الحرارة الرطوبة النسبية	1 2 3	2002 – 1971 2002 – 1941 2002 – 1941	32 62 62	9.0380 24.3336 58.3039

اما البيانات الاصلية لكل عنصر مناخي مسجل في المحطات المناخية الاربعة موجودة لدى الباحثان. وقد تم اخذ البيانات من كل سلسلة زمنية لكل محطة مناخية بعد طرحها من الوسط الحسابي التابع لها لبيان تذبذب البيانات وطبيعة السلسلة المدروسة. في خطوة لاحقة تم تحليل هذه السلاسل الزمنية باستخدام برنامج بلغة Visual Basic 6.0 على البيانات التطبيقية. وتطبيق الطرائق المشار اليها في الجانب النظري في تحديد رتبة الانموذج مع تطبيق واحد من الاسالوبين المقترحة على بيانات السلاسل الزمنية قيد البحث.

1 – 5 : اختيار الانموذج الملائم

ومن خلال رسم السلسلة يمكن التعرف على طبيعتها من حيث (خصائصها، سلوكها، استقرارها في المتوسط والتباين) بصورة مبدئية.فيلاحظ تذبذبات العناصر المناخية للمحطات المناخية الاربعة حول وسطها في كل محطة مناخية وان الاتجاه العام لكل عنصر مناخي عند كل محطة هو غير متزايد. وان تلك السلاسل الزمنية (العناصر المناخية) لها استقرارية في المتوسط واستقرارية في التباين الى حد ما. ويمكن اعتبار تذبذبات تلك العناصر المناخية الى ان تقترب الى التوزيع الطبيعي Normal Distribution بوسط حسابي μ وتباين σ^2. والاشكال من رقم (1) الى رقم (4) الخاصة بتذبذبات العناصر المناخية للمحطات المناخية الاربعة موضحة في الملحق.

ولمعرفة استقرارية السلسلة الزمنية يتم من خلال فحص معاملات* A.C و P.A.C ضمن حدي الثقة الخاص بهما. وتعتبر السلاسل مستقرة وعشوائية لان المعاملات واقعة وبمستوى ثقة 95% ضمن الفترة $\{\pm 1.96(n)^{-1/2}\}$.

كما يتم تحديد الانموذج الملائم لبيانات السلسلة الزمنية من خلال دراسة سلوك تقدير دالتي A.C و P.A.C وتحديد درجة الانموذج لمطابقة المعاملات المقدرة هذه مع السلوك النظري

* تم وضع القيم المقدرة لمعاملات A.C و P.A.C الخاصة لكل سلسلة زمنية في المحطات المناخية الاربعة في جدول رقم (1) في الملحق. حيث ان فترة الثقة للعنصرين المناخين 2و3 يساوي±0.2489 أما العنصر المناخي1 يساوي (±0.2989 للموصل،±0.3772 للرطبة،±0.2489 لبغداد،0.3465 ± للبصرة).

للدالتين، فقد يظهر اكثر من انموذج واحد ملائم او قد لا تظهر المعاملات هذه أي انموذج محدد وهنا تظهر اهمية خبرة الباحث [12] .وعند النظر الى المعاملات المقدرة للدالتين تظهر هذه الصعوبة في تمييز الانموذج الملائم.ومن دراسة سلوك السلسلة الزمنية يمكن القول ان انموذج الانحدار الذاتي من الرتبة الاولى قد لا يلائم بيانات السلسلة الزمنية.

الى ذلك فقد تم احتساب معيار متوسط مربعات الخطأ Mean Square Error (MSE) ومتوسط نسب الاخطاء المطلقة Mean Absolute Percentage Errors (MAPE) لكل سلسلة زمنية خاصة بمحطة مناخية معينة. حيث ان صيغتهما هي على التوالي: [12]، [16]

$$MSE = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}(Z_t - \hat{Z}_t)^2$$

$$MAPE = [\frac{1}{M}\sum_{L=1}^{M}|\frac{Z_{t+L} - \hat{Z}_t(L)}{Z_{t+L}}|] * 100\%$$

حيث ان: M تمثل عدد الفترات التنبؤية.

وتم تطبيق عدة نماذج لبيانات السلاسل الزمنية في جدول رقم (2) في الملحق وذلك بعد تقدير معلمات كل انموذج بطريقة OLS. ويتبين ان الانموذج AR(1) هو الافضل بعد النظر الى قيمتي MSE و MAPE لكل سلسلة زمنية مدروسة.

لذلك تم اختيار الانموذج AR(1) لكل سلسلة زمنية والنتائج الخاصة بهذا الانموذج مبينة في الجدول رقم (7).

جدول رقم (7) يبين تقديرات معلمة انموذج الانحدار الذاتي من الرتبة الأولى ومعياري MSE و MAPE لكل سلسلة زمنية.

المحطة مناخية	رقم السلسلة الزمنية	تقدير انموذج AR(1)	S.E($\hat{\phi}_1$)	MSE	MAPE %
الموصل	1	$\hat{Z}_t = 0.2201Z_{t-1}$	0.1008	0.0542	1.21
	2	$\hat{Z}_t = 0.2419Z_{t-1}$	0.1206	0.4818	1.48
	3	$\hat{Z}_t = 0.2584Z_{t-1}$	0.1240	8.2826	1.41
رطبة	1	$\hat{Z}_t = 0.3756Z_{t-1}$	0.1820	0.0772	1.08
	2	$\hat{Z}_t = 0.3229Z_{t-1}$	0.1240	0.4260	1.47
	3	$\hat{Z}_t = 0.3951Z_{t-1}$	0.1182	5.3302	1.64
بغداد	1	$\hat{Z}_t = 0.3606Z_{t-1}$	0.1194	0.1128	1.16
	2	$\hat{Z}_t = 0.3858Z_{t-1}$	0.1192	0.4555	1.72
	3	$\hat{Z}_t = 0.2781Z_{t-1}$	0.1217	6.7754	1.12
بصرة	1	$\hat{Z}_t = 0.1930Z_{t-1}$	0.0896	0.1143	2.36
	2	$\hat{Z}_t = 0.1917Z_{t-1}$	0.0526	0.3989	1.94
	3	$\hat{Z}_t = 0.2031Z_{t-1}$	0.1279	5.2186	1.32

ومن جانب اخر فقد تم احتساب بعض المعايير الخاصة بتحديد الرتبة والموضحة في الجانب النظري مع معيار A_1 المقترح لعدد من النماذج والموضحة في جدول رقم (3) في الملحق، وتبين ان الانموذج AR(1) هو الافضل والجدول التالي يبين احتساب تلك المعايير للانموذج.

جدول رقم (8) يبين احتساب معايير اختيار رتبة انموذج AR(1) لكل سلسلة زمنية

المحطة المناخية	رقم السلسلة الزمنية	AIC_c^{BD}	BIC	H-Q	A_1
الموصل	1	-1.8151	-2.8276	-2.9108	-6.5653
	2	0.3376	-0.6637	-0.7280	-4.7745
	3	3.1820	2.1807	2.1164	-1.9302
الرطبة	1	-1.3947	-2.4393	-2.5515	-5.6974
	2	0.2145	-0.7867	-0.8511	-4.8976
	3	2.7412	1.7400	1.6756	-2.3709
بغداد	1	-1.1143	-2.1156	-2.1799	-6.2264
	2	0.2814	-0.7180	-0.7841	-4.8307
	3	2.9811	1.9799	1.9155	-2.1310
البصرة	1	-1.0310	-2.0606	-2.1616	-5.4946
	2	0.1488	-0.8525	-0.9168	-4.9634
	3	2.7200	1.7188	-1.6544	-2.3921

الاستنتاجات

يمكن ان نركز اهم الاستنتاجات التي تمخض عنها البحث في جوانبه النظرية والتجريبية والتطبيقية على النحو الآتي:-

1- تم التوصل الى اقتراح صيغتين لتحديد رتبة أنموذج الانحدار الذاتي هما الصيغتان A_1 و A_2 وبينت النتائج كفاءتهما في الأداء بالاعتماد على معيار متوسط مربعات الخطأ، إذ أن المعيار المقترح الاول قد تفوق على جميع المعايير ، اما المعيار المقترح الثاني فقد تفوق على المعايير باستثناء معيار H-Q.

2- بينت تجارب المحاكاة ان المعايير التالية CAT، AIC ثم CAT^* تمثل اوطأ كفاءة في الاداء على عكس المعيار المقترح A_1 ومعيار H-Q اللذان يمثلان افضل المعايير في تحديد رتبة الأنموذج وكذلك المعيار المقترح A_2 وBIC اللذان يمتازان بجودتهما في تحديد رتبة الأنموذج المدروس.

3- ان إحصاءات الاختبار المقترحة A_1 و A_2 أثبتت الكفاءة العالية لانموذج AR(1) المستقر في إنجاز تجارب المحاكاة والجانب التطبيقي ويمكن اعتبارهما اختبارا" جديدا" واضافيا" في حقل السلاسل الزمنية.

التوصيات

1- ضرورة الاهتمام باختبار الفرضيات في السلاسل الزمنية لما لها من أهمية وتأثير في بناء الانموذج الصحيح وتوسيع مجال البحث ليشمل نماذج السلاسل الزمنية غير الطبيعية.

2- الاهتمام بالتقدير الفئوي Interval Estimate بدرجة الاهتمام بالتقدير النقطي Point Estimate عند اجراء اختبارات السلاسل الزمنية .

المصادر

1- البياتي، صبري مصطفى والدوري، احلام احمد- 2000 – (تصنيف مناخ العراق) - مجلة الجمعية الجغرافية العراقية- العدد 45، ص(290-319) .

2- Akaike, Hirotugu – 1970 – (Statistical Predictor Identification) – Ann. Inst. Statist., Vol. 22, PP.(203-217).

3 - Akaike, Hirotugu – 1979 – (A Bayesian Extension of the Minimum AIC Procedure of Autoregressive Model Fitting) - Biometrika, Vol. 66, No. 2, PP.(237-242).

4 - Bhansali, R. J. – 1986 – (Asymptotically Efficient Selection of the Order by the Criterion Autoregressive Transfer Function) – The Ann. Statist., Vol. 14, No. 1, PP.(315-325).

5 - Bhansali, R. J. – 1993 – (Order Selection for Linear Time Series Models: A Review)– In Developments in Time Series Analysis in Honour of Maurice – B. Priestley – Chapman & Hall – London, PP.(50-66) .

6 - Cavanaugh, Joseph E. – 1997 – (Unifying the Derivations for the Akaike and Corrected Akaike Information Criteria) - Statistics & Probability Letters, Vol. 33, PP.(201-208) .

7- Forster, Malcolm R. – 1998 – (Key Concepts in Model Selection: Performance and Generalizability) – published in the British Journal for the Philosophy of Science .-

8 - Hannan, E. J. and Quinn, B. G. – 1979 – (The Determination of the Order of Autoregressive)– Journal of Royal Stat. Soc. Ser. B.41, PP.(190-195).
9 - Hannan, E. J.– 1980 – (The Estimation of the Order of an ARMA Process) – The Annals of Statist., Vol. 8, No. 5, PP.(1071-1081).
10 - Hurvich, Clifford M. and Tsai, Chih-Ling –1989 –(Regression and Time Series Model Selection in Small Sample) – Biometrika, Vol. 76, No. 2, PP.(297-307).
11 - Hurvich, Clifford M. and Tsai, Chih-Ling – 1993 – (A Corrected Akaike Information Criterion for Vector Autoregressive Model Selection)– Journal of Time Series Analysis, Vol. 14, No. 3, PP.(271-279).
12- Makridakis, Spyros and Others – 1998 – (Forecasting: Methods and Application) -3rd ed., John Wiley & Sons. Inc.
13 - Parzen, E. – 1974 – (Some Recent Advances in Time Series Modeling) – IEEE Trans. Automat. Control, Vol. 19, PP.(723-730).
14 - Shibata, Ritei – 1976 – (Selection of the Order of an Autoregressive Model by Akaike's Information Criterion) – Biometrika, Vol. 63, No. 1, PP.(117-126).
15 - Tsay, R.S.–1984 – (Order Selection in Non-stationary Autoregressive Models) – The Annals of Statist., Vol. 12, No. 4, PP.(1425-1433).
16 - Wei, William W. S. – 1990 – (Time Series Analysis) – Addison – Wesley publishing Company.