المجلة العراقية للعلوم الاحصائية (13) 2008
ص ص [35–56]

تحسين نموذج دالة القاعدة النصف قطرية(الشعاعية)

ميسون مال الله عزيز*		أسماء عبدالمنعم عبدالله**

الملخص :

في هذا البحث تم تحسين نموذج دالة القاعدة النصف قطرية (الشـعاعية) وتطبيقها على السلسلة الزمنية للبقع الشمسية . إذ تم استنتاج نموذج محسن للسلسلة الزمنية اللاخطية، ووضحت الخصائص الاحتماليـة لهـذه السلسـلة مـع تحليـل الفوضوية للبيانات المولدة من النموذج المحسن، إذ تبـين ان النمـوذج المحسـن جيشاني و مقاييس BIC وSIC والخطأ هي أفضل من دالة القاعدة النصف قطرية (الشعاعية).

Revised model for radial Basis Function

ABSTRACT:
In this paper , a revised model for radial basis function has been done with application of sunspot time series. It has been arrived at a revised model for nonlinear time series. The probability characteristics have been explained for such series with chaotic analysis of the simulated data from revised model ,which indicates that the revised model is chaotic and bayesian information criterion (BIC) Schwarz information criterion (SIC)and the error are better than radial basis function

* استاذ/ قسم الرياضيات /كلية علوم الحاسبات والرياضيات / جامعة الموصل
** مدرس مساعد/ قسم الرياضيات /كلية علوم الحاسبات والرياضيات / جامعة الموصل
تاريخ التسلم : 2006/12/21 ـــــــــــــــــــتاريخ القبول : 2007/5/21

الجانب النظري

المقدمة : Introduction

من المألوف في عملية البناء الديناميكي هو بناء دالة من بيانـات السلسـلة الزمنية إذ أن النظام الديناميكي غالبا ما يكـون خوارزميـا (Algorithmically) بدلاً من ان يكون محددا (Explicitly) ويملك تقريبا ديناميكية البيانـات نفسـها . النظام الناتج يستعمل لـ ـ للتنبـؤ (Prediction) ، التوليـد (Interpolation) ، السيطرة (Control) ، واختبار وجود اللاخطية (Nonlinearity) .

لقد ازداد البناء واصبح اكثر شيوعا كطريقة لفهـم موضـوع السلاسـل الزمنية التي يعتقد انها ممكن ان تحتوي على ميزات ديناميكية غير خطية ، فضلا عن سهولة حساب الاحصائيات كالبعد الكسوري (Grassberger, 1983; Judd, 1992) .وعلى وجه الخصوص بمجموعات بيانات صغيرة . ان أغلب اهتمامـات الإحصائيين تركز على نماذج السلاسل الزمنية الخطية واللاخطية وهناك جهد قليل (Mees.,1993) في طرق بناء نماذج بعدد قليل من المعلمات .

$\{Y_t\}$ تمثل قيماً حقيقية للسلسلة الزمنية و $\{Z_t\}$ هي قيم k من المتجهات (k- Vector valued time series)،حيث

$$Y_t = f(Z_t) + V_t \qquad \ldots\ldots\ldots\ldots(1)$$

المسألة هي ايجاد المقدر $\hat{f}$ للدالة غير المعروفة f .ان البواقي $\{V_t\}$ تؤخذ إذ تكون متغيرات عشوائية مستقلة ولها التوزيع الاحتمالي الطبيعـي نفسـه (IID (Normal أي (Independently identically normally distributed) بمعدل صفر وتباين غير معلوم.

هناك طرائق عدة لاشتقاق المقدر $\hat{f}$ ، في هذا البحث سنتناول طريقة دالة القاعـدة النصف قطريـة (الشـعاعية) (Radial basis function approach) (عزيـز وعبدا ,(8)2005).

1. تحسين النموذج : The improvement Model

يتم تحسين نموذج دالة القاعدة النصف قطرية(الشعاعية)وذلك بإضـافة الحـدود α, β, Z

$$\hat{f}(Z)=\sum_{s=1}^{N} S_s\, \phi(|Z-C_s|) \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots(2)$$

المعادلـة (2) هـي نمـوذج القاعـدة النصـف قطريـة (RB) الأصـلية Original Radial Basis (RB) Model إذ ϕ هـي دالـة القاعـدة (Basis Function) ، $\{C_s\}$ تمثل المراكز (Centers) التي تختار عشوائيا وتكون علـى شكل مجموعات جزئية من Z_t . وبوجود السلسلة الزمنية Y_t نقوم بتوليد المتجهات Z_t منها وذلك باستخدام طريقة Takens (عزيز وعبدا ,(8)2005) . إذ يتغيـر نموذج القاعدة النصـف قطريـة (RB) (Original Radial Basis (RB) Model (عزيز وعبدا ,(8)2005) إلـى النمـوذج الجديـد فـي المعادلـة (3) (Mees., 1993).

$$\hat{f}(z)=\alpha.z+\beta+\sum_{S=1}^{N} S_s\, \phi\left(\left|Z_t-C_s\right|\right) \quad \ldots\ldots\ldots(3)$$

إذ ان α,β هي كميتان غير متجهتين، حيث يتم توليد Z_t بطريقة Taken's (عزيز وعبدا ,(8)2005). بفرض البعـد المغمـور هـو d، حيـث ان $Z_t \,\varepsilon R^d$ و $Z_t^j = Z_{tj}$. إذ $\beta_j = S_{n+1+j}$, $j = 1, 2, \ldots \rho$

$\beta = S_{n+1}$

اذا

$$Y=\sum \alpha_j Z^j+\beta+\sum_{i=1}^{N} S_i \phi^i \quad \ldots\ldots\ldots(4)$$

نقوم بتوسيع ϕ^i وذلك بفرض :

$\phi^{N+1+j} = Z^j$, $j = 1, 2, \ldots, \rho\rho$

اذا

$$Y=\sum_{i=1}^{N'} S_i \phi^i \quad \ldots\ldots\ldots(5)$$

إذ

$$N' = N + 1 + j$$

2. الخوارزمية : Algorithm

1. نفرض

$$m=1 \ , \quad Y=Y_1 \quad , \ I^i = I_1^i$$

$$Y = Y_t \quad t = 1,2,3,\ldots,T$$

انتقل الى الخطوة (2) والخطوة (7)

2. نوجد الأس q وذلك

$$I_m^q = Y.I_m^i \,/\, I_m^i \,.\, I_m^i \qquad \text{over} \quad i$$

نفرض

$$H_m = Y.I_m^q \big/ | I_m^q |$$

3. إذا

$$Y.Y - \sum_{j=1}^{m} H_j^2 \quad \leq \quad \theta Y.Y$$

اذهب إلى الخطوة (6)

4. لكل i ، نفرض

$$I_{m+1}^i = I_m^i - I_m^i . I_m^q \big/ I_m^q . I_m^q$$

5. عرف $i_{m+1} = q$ بزيادة m واذهب إلى خطوة (2) .

6. احسب S بواسطة الحل بالمربعات الصغرى

المعادلة $I(m)\, S = Y$

عندما

$$I(m) = \left\{ I^{i_1}, I^{i_2}, \ldots, I^{i_m}, \right\}$$

بحيث أن $I(m)$ عبارة عن أعمدة .

7. نفرض $d=1$ و $h=1$ نوجد $Z_t = (Y_t\, , Y_{t-h}\ \, , Y_{t-2h}\ \, , \ldots\ldots , Y_{t-(d-1)h})$

8. نختار C_s عشوائيا من Z_t بفرض $s=1,2,\ldots,N$

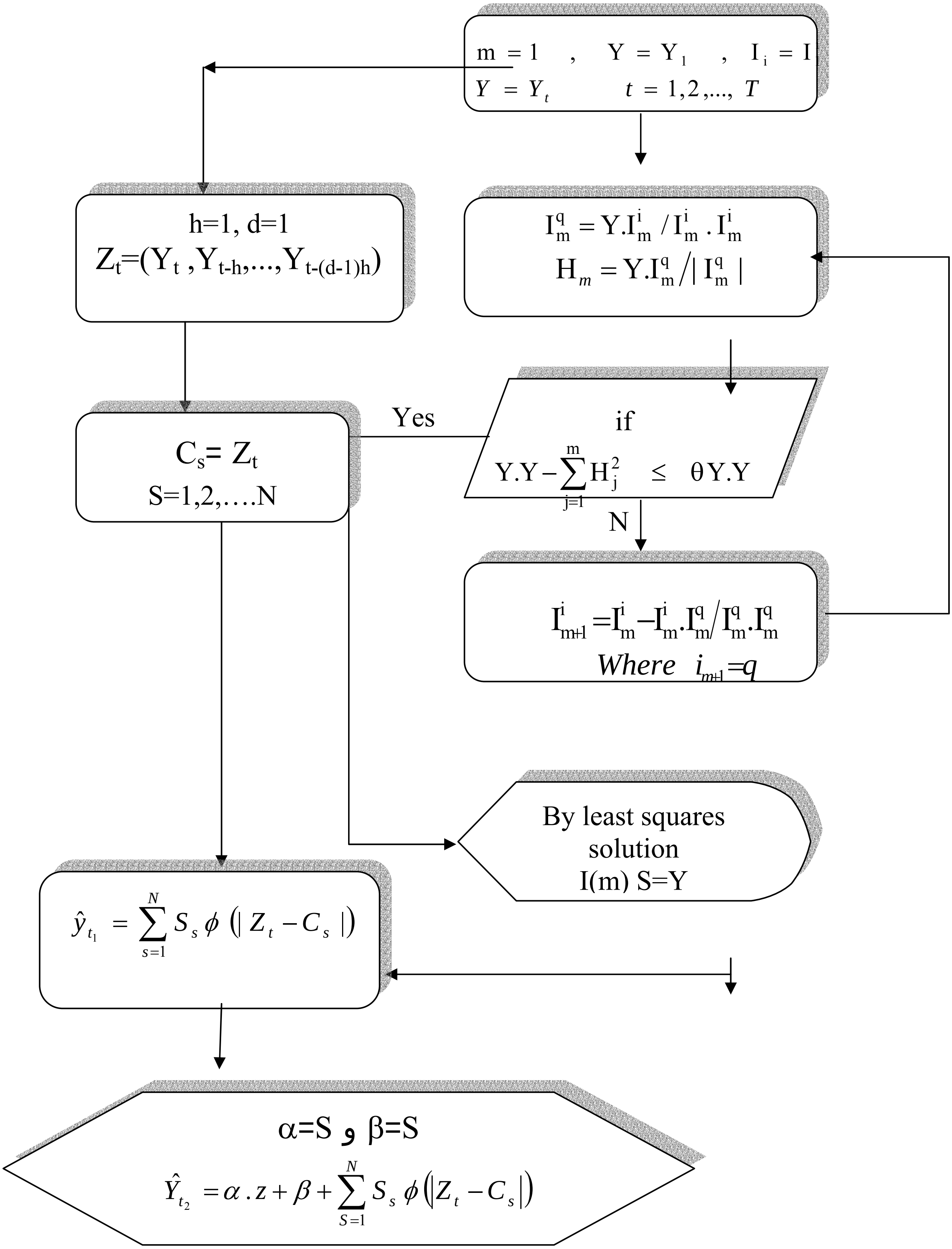
9. احسب القيمة التقديرية

$$\hat{y}_{t_1} \ = \ \sum_{s=1}^{N} S_s \, \phi \, \left(| \, Z_t - C_s \, | \right)$$

10.نفرض β=S و α=S احسب القيمة التقديرية

$$\hat{Y}_{t_2} = \alpha . z + \beta + \sum_{S=1}^{N} S_s \, \phi \left(\left| Z_t - C_s \right| \right)$$

المخطط الانسيابي للخوارزمية
Flowchart of Algorithm



وبعد ان تم حساب القيمة التقديرية لـ $\hat{f}$.

نجد الخطأ (Mees. , 1993) .

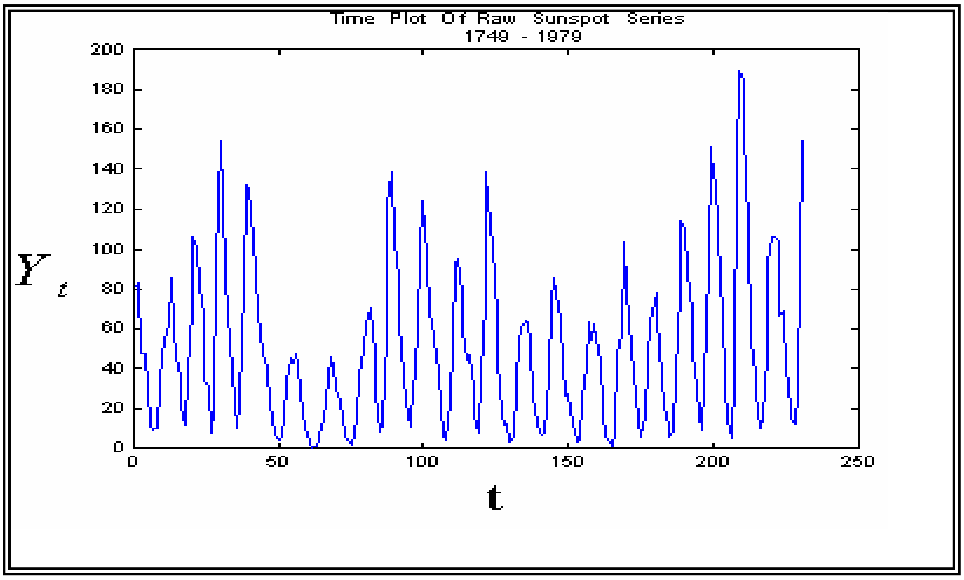
$$err = \frac{\sum_{t=1}^{T} (\hat{y}_t - y_t)^2}{\sum y_t^2} \qquad \text{...........(6)}$$

إذ أن $0 < err < 1$

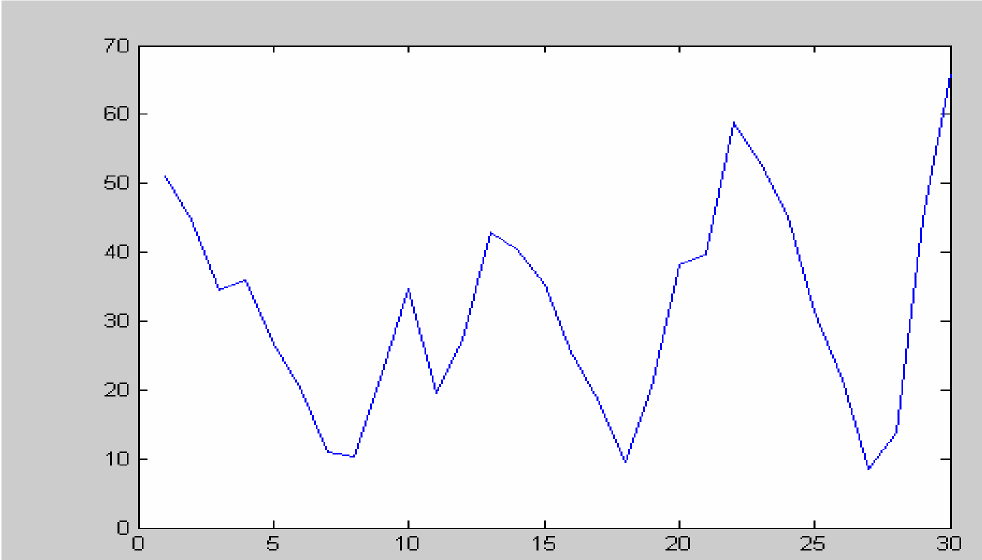
الجانب التطبيقي:

1 . المقدمة : Introduction

بأخذ سلسلة البقع الشمسية الشكل (1) لتطبيق طريقة دالة القاعدة النصـف قطرية (الشعاعية) (radial basis method) ، ولأن هذه السلسلة جلبت اكبر قسم من الاهتمام في موضوع الفيزياء الفلكية وذلك بسبب سـلوك المـدار الكلاسـيكي فيها.(Aziz, 1996)، وبعدما تم بناء نموذج صغير وذلك بتطبيـق طريقـة دالـة القاعدة النصف قطرية (الشعاعية)(radial basis method) والنمـوذج موضحـة سلسلته بالشكل (2) ادناه.



الشكل (1):السلسلة الزمنية للبيانات الحقيقية للبقع الشمسية من 1749-1979



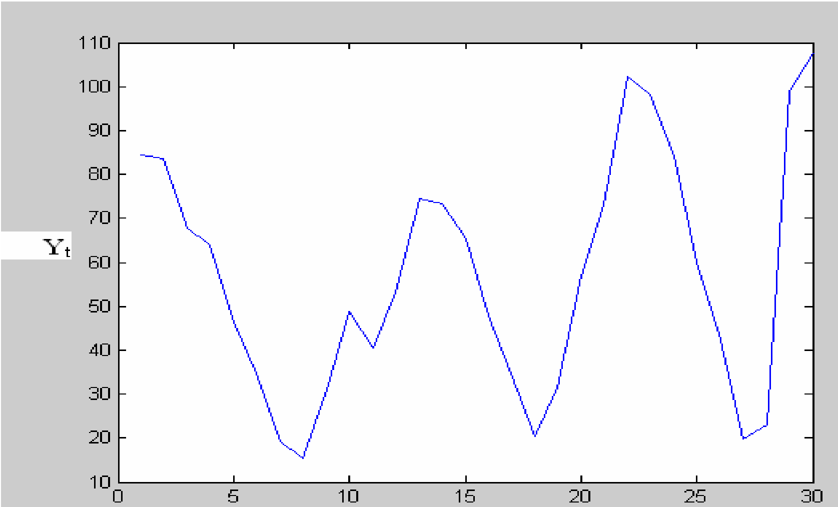
الشكل (2): السلسلة الزمنية للنموذج قبل التحسين

2. تحسين النموذج : Model Improvement

بعد ماتم بناء النموذج الموضح سلسلته بالشكل (2) (عبدا ،2005)وحيث ان $\hat{Y}_t$ تمثل القيم التقديرية الناتجة لبيانات النموذج من تطبيق طريقة دالة القاعدة ، حيث ان بيانات النموذج هي :

$\hat{Y}_t$ =[51.1606 44.6979 34.4487 35.9007 26.7333
20.4415 10.8755 10.3346 22.4628 34.5911 19.5874
27.3881 42.7904 40.3420 35.2743 25.5661 18.7048
9.5944 20.4415 38.1213 39.6302 58.8190 53.0966
45.0395 31.4594 21.6941 8.4271 13.8080 44.8118
66.0504];

وعند تطبيق المعادلة (3) نحصل على نموذج محسن سلسلته كما في الشـكل (3) ادناه.



الشكل (3): السلسلة الزمنية للنموذج بعد التحسين

وعند المقارنة بين بيانات السلسلة الزمنية الحقيقية للبقع الشمسية وبيانات السلسـلة المقدرة قبل إضافة الحدود (قبل التحسين) ، نلاحظ أن التقارب بينهما يكون اقـل من التقارب بين بيانات

السلسلة بعد إضافة الحدود(بعد التحسين) وبين بيانات السلسلة الحقيقية وهذا مـا نلاحظه في الشكل (4) وكذلك الجدول (1) إذ تمت المقارنة بـين النمـوذج قبـل التحسـين وبعــده وبحسـاب BIC (Bayesian Information Criterion) وSIC (Schwarz Information Criterion) والخطـ ـأ(err) (عزيـ ـز وعبدا ,2005(8)).

استطاع العالم الياباني Akaike ان يفتح افاقا مهمة جدا عندما اقترح (Akaike, 1978 -1979) تطوير توسيع بيز (Bayesian) باجراءات قليلة على AIC بـ BIC (Bayesian Information Criterion)وسماه بمقياس معلومات بيز(BIC) ويعرف كما يأتي :

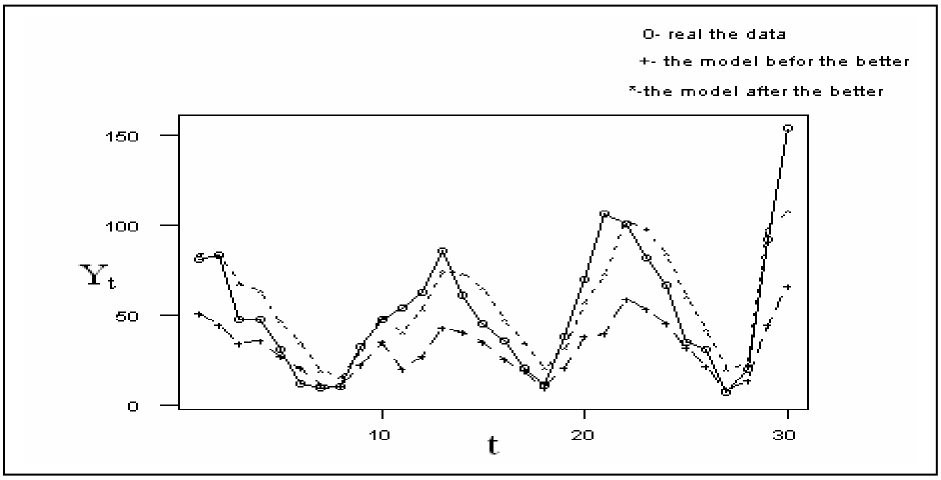
$$BIC(M) = T \, Log(err) + M \, Log(T)$$

إذ أن T يمثل حجم العينة المستخدمة ، و M يمثل عدد المعلمـات ، و(err) هـو الخطأ الذي يكون بين $0 < err < 1$ (عبدا, 2005).

ويرمز لمقياس معلومات شـوارز (Schwarz Information Criterion) بـ (SIC) (Tong, 1990; LeBaron, 1991)الذي اشتق بالاعتماد على مفهـوم ريـزانين لقيـاس أقـل نـوع طـول(Rissanen's Concept of minimum description length) (Mees,A. I. , 1993). اذ أننا بالاعتماد على مقيـاس شوارز (Schwarz) تم بناء نماذج صغيرة بخصائص جيدة وبأقل خطأ (عبدا , 2005). ويعرف كما يأتي :

$$SIC (M) = BIC (M) / T$$

إذ ان M تمثل عدد معلمات النموذج ، T حجم العينة المستخدمة .



الشكل (4):مقارنة بين بيانات النموذج قبل التحسين وبعده وبين البيانات الحقيقية للسلسلة الزمنية

الجدول (1):مقارنة بين نتائج النموذج للبيانات قبل التحسين وبعده

بعد التحسين	قبل التحسين	
0.0675	0.2279	Err
-77.4676	-40.9643	BIC
-2.5823	-1.3655	SIC

3. تحليل البواقي: Residuals Analysis

بتطبيق المعادلة (1) نحسب البواقي (residuals) كما في الجدول (2) إذ يمثل V_t البواقي الناتجة من حساب الفرق بين بيانات السلسلة الزمنية الاصـلية Y_t وبعـدد (30) قيمة مأخوذة من البيانات الاصلية للسلسلة الزمنية للبقع الشمسية وبين بيانات النموذج بعد التحسين $\hat{Y}_{t_1}$ فتمثل بيانات النموذج قبل التحسين. امـا، $\hat{Y}_{t_2}$ فـي أي نوع من الاختبارات لنماذج السلاسل الزمنية من المهم جدا فحص البواقي للتأكد من سلامة الفروض التي وضعت عليها بعد تخمين معلماتها . والبواقي V_t تعرف بأنها الفرق بين القيمة الملاحظة والقيمة المجهزة مـ ـن النموذج ولعل من أهم الفروض التي تفترض على البواقي هو ان تكون غير مرتبطة (uncorrelated) مع بعضها البعض ، واذا كانت البواقي غير مرتبطة فيفضل اختبار فيما اذا كانت تتبع التوزيع الطبيعي $N\left(0,\sigma_z^2\right)$ (العبيدي، 1989) .

4 . اختبار عدم الارتباط : Uncorrelation Test

لتكن $\{V_t;\ t = 1,2\ ,\ \ldots\ldots\}$ ترمز الى البواقي الناتجـة مـن النمـوذج المحسن المقترح لبيانات السلسلة الزمنيـة $\left\{\hat{Y}_t; t=0,\pm1,\pm2,\ldots\right\}$ ، ولـتكن $\hat{r}_k$ معامل الارتباط الذاتي لفترة k حيث ان $k = 1,2,\ldots..$ ، ومعامل الارتباط معرف كما يأتي : (Aziz , 1996)

$$\left[\hat{r}_k = \sum_{t=k+1}^{n}(v_t-\bar{v})\ (v_{t-k}-\bar{v}) \Big/ \sum_{t=1}^{n}(v_t-\bar{v})^2\right]$$

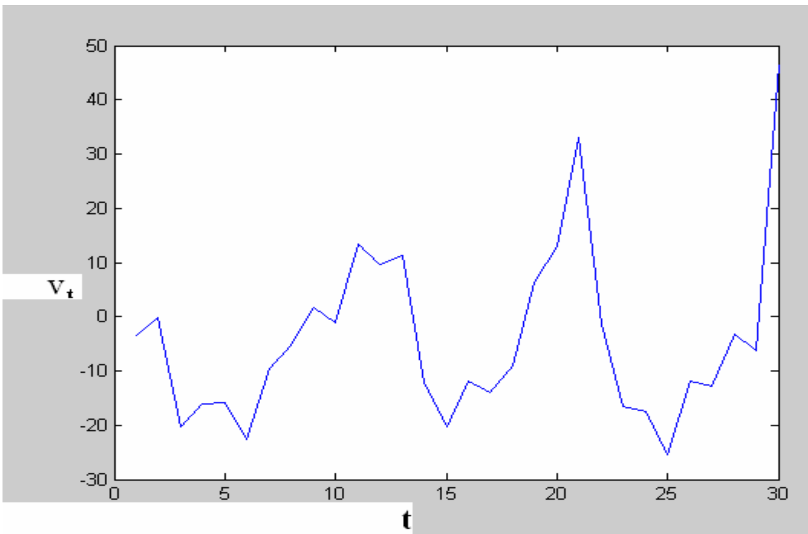
where

$$\bar{v} = n^{-1}\sum_{t=1}^{n} v_t$$

ومن المعروف ان $\hat{r}_k$ يتوزع طبيعيا بمعدل صفر وتباين $1/\sqrt{n}$ عنـدما تكـون البواقي غير مرتبطة مع بعضها البعض لذا فإذا كانت V_t's غيـر مرتبطـة فانـه يفترض ان نلاحظ مالا يقل عن 95% من r_k's تقـع داخـل القيـد $\pm1.96/\sqrt{n}$ (العبيدي، 1989) . فإننا نقبل البواقي لكي تكون غير مرتبطة وبعكسه فإننا نرفض ذلك . والشكل (5) يمثل رسـم البواقي بالنسبة الى الزمن (t) .

الجدول (2): جدول قيم البواقي

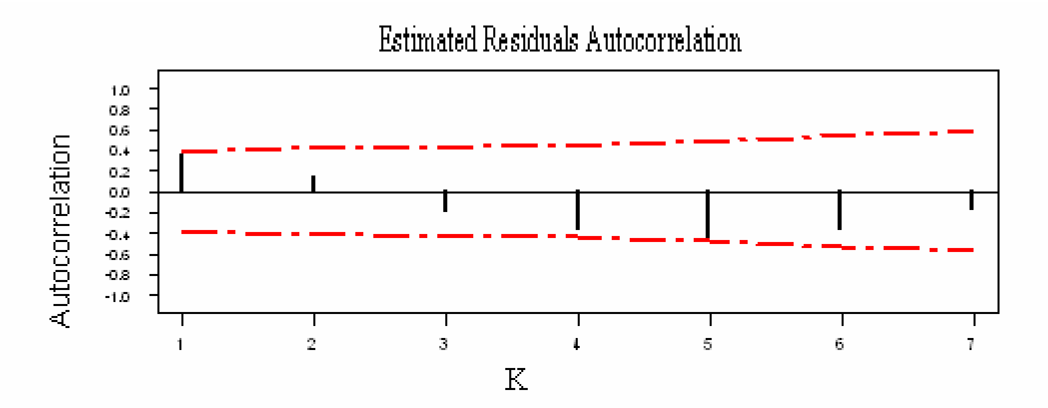
t	Y_t	$\hat{Y}_{t1}$ قبل التحسين	$\hat{Y}_{t2}$ بعد التحسين	V_t	t	Y_t	$\hat{Y}_{t1}$ قبل التحسين	$\hat{Y}_{t2}$ بعد التحسين	V_t
1	80.9	51.1606	84.3418	-3.4418	16	36.0	25.5661	47.9209	-11.9209
2	83.4	44.6979	83.4951	-0.0951	17	20.9	18.7048	34.7728	-13.8728
3	47.4	34.4487	67.6299	-0.2299	18	11.4	9.5944	20.4052	-9.0052
4	47.8	35.9007	63.9183	-6.1183	19	37.8	20.4415	31.5331	6.2669
5	30.7	26.7333	46.5297	-5.8297	20	69.8	38.1213	56.8413	12.9587
6	12.2	20.4415	34.7467	-2.5467	21	106.1	39.6302	3.1234	32.9766
7	9.6	10.8755	19.2215	-9.6215	22	100.8	58.8190	102.1402	-1.3402
8	10.2	10.3346	15.4826	-5.2826	23	81.6	53.0966	98.2586	-16.6586
9	32.4	22.4628	30.7620	1.6380	24	66.5	45.0395	84.0239	-17.5239
10	47.6	34.5911	48.8183	-1.2183	25	34.8	31.4594	60.1478	-25.3478
11	54.0	19.5874	40.6474	13.3526	26	30.6	21.6941	42.4265	-11.8265
12	62.9	27.3881	53.2061	9.6939	27	7.0	8.4271	19.8775	-12.8775
13	85.9	42.7904	74.5832	11.3168	28	19.8	13.8080	22.9184	-3.1184
14	61.2	40.3420	73.2580	-2.0580	29	92.5	44.8118	98.8212	-6.3212
15	45.1	35.2743	65.4135	-20.3135	30	154.4	66.0504	107.8116	46.5884



الشكل (5) : البواقي كدالة للزمن بالنسبة لنموذج دالة القاعدة النصف قطرية (الشعاعية) المحسن

5. اختبار الطبيعية : Test of Normality

وباستخدام نظام Minitab يتم حساب دالة الارتباط الذاتي للبواقي وبحيث ان دالة الارتباط الذاتي هنا هي $\hat{r}_k$, k=1,2,…,30 وحدود الثقة هي 95% و 99% الى r_k's ومن الشكل (6) نلاحظ ان دالة الارتباط الذاتي تبقى داخل القيد في الرسم وهذا يدل على ان البواقي غير مترابطة وان التوزيع الاحتمالي لهذه البواقي هو قريب من التوزيع الطبيعي، وكما موضح في الجدول (3) .



الشكل (6): الارتباط الذاتي للبواقي لنموذج دالة القاعدة النصف قطرية (الشعاعية) المحسن

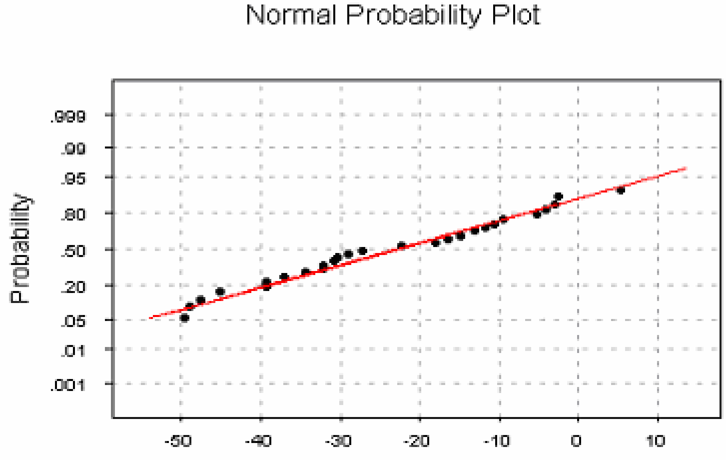
الجدول (3):جدول اختبار البواقي

الحد الأدنى	الحد الأعلى	المشاهدات	التوقعات	Chi- square
-26	-11	8	6.813	0.207
-11	4	15	11.361	1.16
4	19	5	7.674	0.932
19	34	1	2.094	0.57
34	49	1	0.471	0.59
Total		30		3.459
$\chi^2_{2,0.01}$ =9.21034				Accept H_0^*
$\chi^2_{2,0.05}$ = 5.99147				Accept H_0

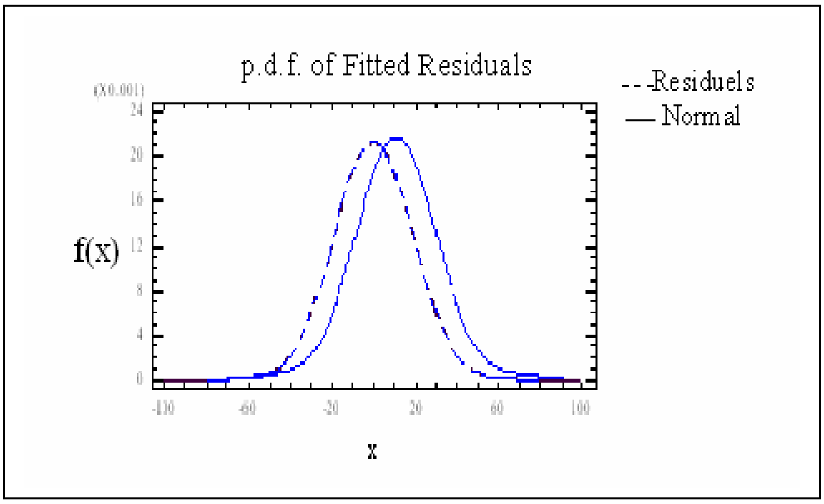
H_0^*: The residuals are normally distributed

إذ أن قانون (Chi- square) هو $\chi^2 = \sum_{i=1}^{14} \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}$

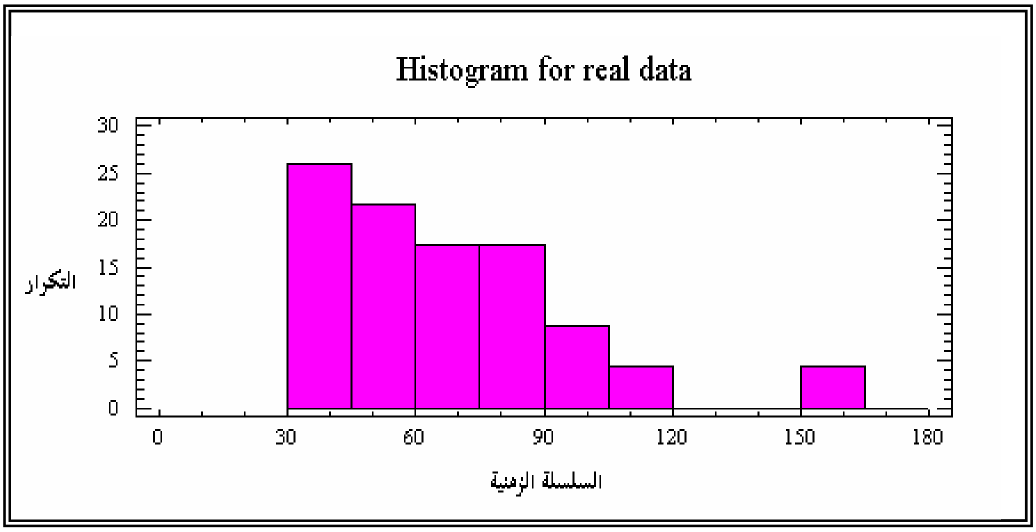
حيث ان E_i هي التوقعات و O_i هي المشاهدات ،ومن خلال استخدام نظام Minitab يمكن ملاحظة الشكل (7) للاحتمال الطبيعي للبواقي وكذلك الشكل (8) بالنسبة الى دالة كثافة الاحتمال للبواقي، حيث يرمز لدالة كثافة الاحتمال للاختصار بالرمز p.d.f. .



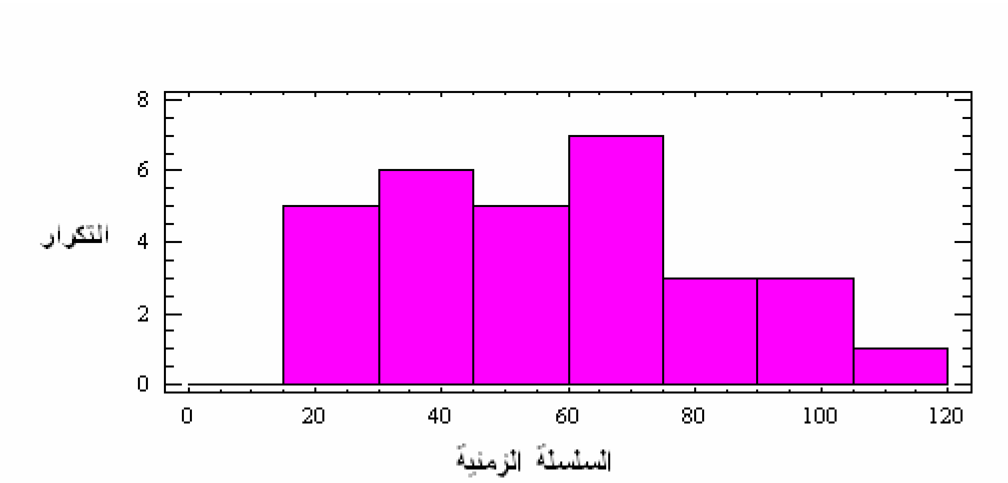
الشكل (7): شكل الاحتمال الطبيعي لبواقي نموذج دالة القاعدة النصف قطرية (الشعاعية) المحسن



الشكل (8):دالة كثافة الاحتمال لبواقي نموذج دالة القاعدة النصف قطرية (الشعاعية)المحسن



الشكل (9): المدرج التكراري للبيانات الحقيقية



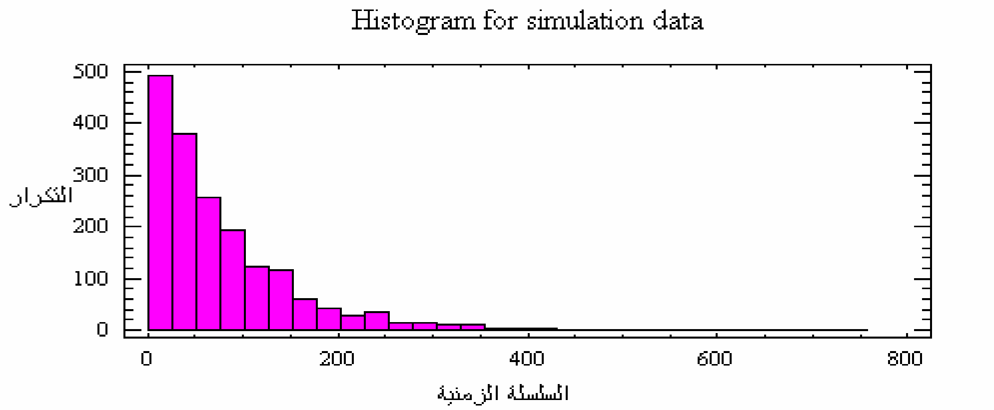
الشكل (10): المدرج التكراري لبيانات النموذج الشعاعي المحسن

تبين من الشكلين (9) و(10) وجود نوع من التطابق الى حد ما بينهما مما يدل على ان البيانات للنموذج المحسن مقاربة للبيانات الحقيقية.مـن الجـدول (4) نلاحـظ وبمستوى معنوية 0.01 و 0.05 بأن بيانات النموذج المحسن تتبع التوزيع الاسي .

الجدول (4): توزيع بيانات النموذج المحسن

الحد الأدنى	الحد الأعلى	المشاهدات	التوقعات	Chi- square
15	45	11	9.6	0.204
45	75	12	7.65	2.473
75	105	6	5.1	0.159
105	135	1	2.1	0.576
Total		30		3.412
$\chi^2_{2.0.01} = 9.21034$				Accept H_0^*
$\chi^2_{2.0.05} = 5.99147$				Accept H_0

H_0^*: the data of model are exponential distribution



الشكل (11):المدرج التكراري للبيانات المولدة من النموذج الشعاعي المحسن

6. المحاكاة باستخدام الشبه بالدالة الاسـية : Simulation of Exponential Function

من رسم الشكل (11) يمكن ملاحظة أن بيانات النمـوذج المحسـن تتبـع التوزيع الاسي أيضا ، اذا سنستنتج أنه يمكن عمل المحاكاة على عناصر النمـوذج المحسن باستخدام الدالة الاسية . ومن خلال نظام Minitab نولد بيانات من الدالة الاسية لعمل المحاكاة .

تشخيص الجيشان

7. تحليل الفوضوية للسلسلة الزمنية للبقع الشمسية :

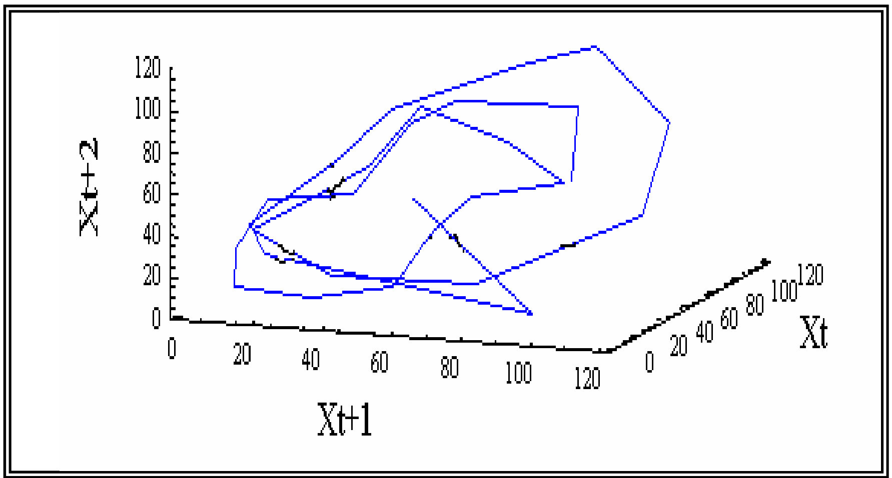
1.دوال الارتباط الذاتي r_k's عندما $k=1,2,\ldots,10$ مختلفة معنويا عـن الصـفر، بالنسبة الى البيانات الحقيقية للسلسلة الزمنية وكذلك البيانات المولدة (simulated data) من النموذج المحسن بعدم وجود التشويش ومن ملاحظة الجدول (5) يتبـين لنا ان السلسلة الزمنية للبقع الشمسية هي ليست مستقلة وليس لها التوزيع الاحتمالي نفسه أي انها ليست (iid) .

الجدول (5): دوال الارتباط الذاتي للبيانات الحقيقية والبيانات المولدة من نموذج الدالة النصف قطرية (الشعاعية) المحسن بعدم وجود التشويش

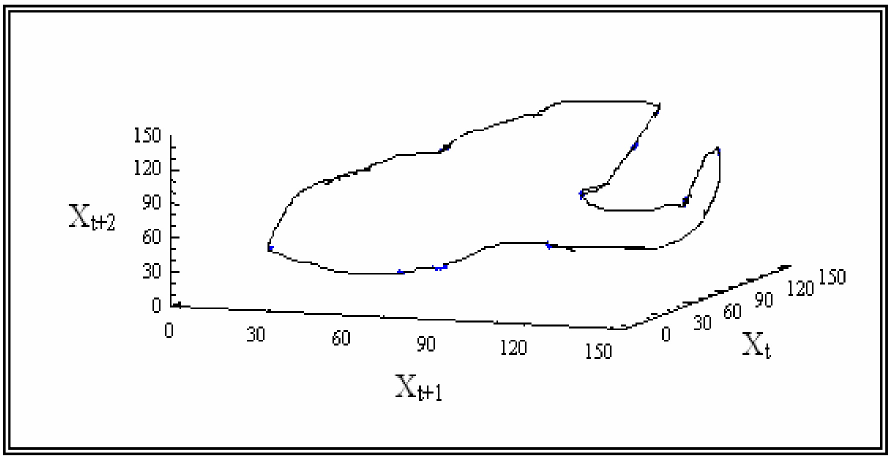
lag	Raw data Estimated ACF	Simulated data without noise Estimated ACF
1	0.796929	0.0107709
2	0.414749	- 0.0216268
3	0.015018	- 0.0024124
4	-0.278502	-0.0009392
5	-0.411543	- 0.0277216
6	-0.361532	0.0241531
7	-0.151552	0.0159906
8	0.146619	0.0007545
9	0.441206	-0.0072848
10	0.606310	-0.0256522

2.الشكل (12) يوضح صورة فضاء الطور التي تم الحصـول عليهـا باسـتخدام طريقة Taken's (عزيز وعبدا ,(8)2005) على البيانات الحقيقية عندما h = 1 والبعد d = 3 ، الذي يدل على ان الشكل هو لجاذب فوضوي .

3.من تطبيق طريقة Taken's(عزيز وعبدا ,(8)2005) على البيانات المولدة من النموذج الشعاعي المحسن بدون تشويش لـ , d=3 h=1،الشكل (13) يشير إلى ان الجاذب فوضوي (Tong, and Cheng, 1992).



الشكل (12):إسقاط ثلاثي البعد لـ (X_t, X_{t+1}, X_{t+2}) للبيانات الحقيقية



الشكل (13): الشكل المبعثر غير المباشر لـ (X_t, X_{t+1}, X_{t+2})

8.حساب بعد الارتباط للسلسلة الزمنية من المحاكاة بطريقة التشابه بالدالة الاسية:

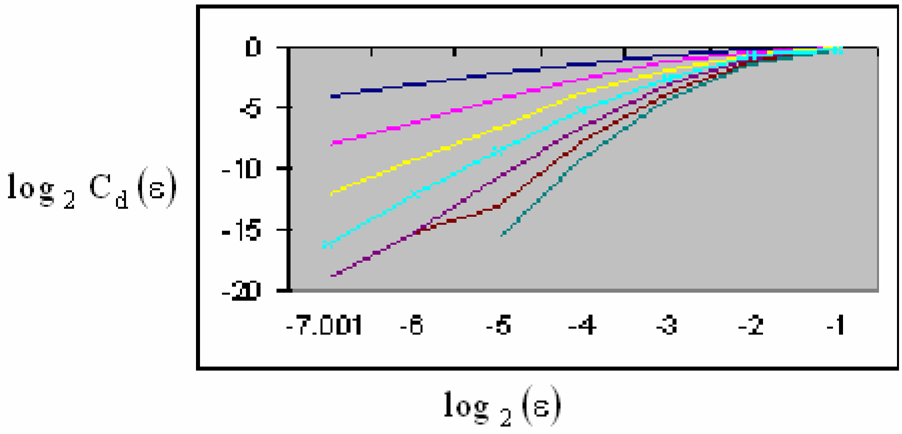
لحساب بعد الارتباط لنموذج دالة القاعـدة النصـف قطريـة (الشـعاعية) المحسن تم اخذ السلسلة الزمنية من المحاكـاة (simulation) وباسـتعمال نظـام Minitab ومن خلال الشبه بالدالة الاسية بحجـم (1800). وباسـتخدام برنـامج BDS تم حساب تكامل الارتباط
(عزيز وعبدا ,(9)2006) لنموذج دالة القاعدة النصـف قطريـة (الشـعاعية) المحسن للسلسلة الزمنية المولدة بدون تشويش متمثلا بالجدول (6).

الجدول (6)

قيم تكامل الارتباط لنموذج (radial basis) للسلسلة الزمنية المولدة من الدالةالاسية

J	حجم العينة (1800) بدون تشويش البعد المغمور (d)						
	1	2	3	4	5	6	7
1	0.98582	0.97177	0.9578	0.94391	0.93011	0.91640	0.90276
2	0.87102	0.75981	0.66173	0.57508	0.49941	0.43452	0.37818
3	0.64186	0.41596	0.26924	0.17455	0.11397	0.0733683	0.04748
4	0.39635	0.15881	0.063459	0.025531	0.010567	0.0042804	0.0017552
5	0.22178	0.049776	0.011042	0.0024589	0.00056331	0.00011366	0.000018653
6	0.11858	0.014142	0.0016447	0.0002076	0.000027917	0.0000024843	
7	0.061174	0.003742	0.00022841	0.000013633	0.0000018611		

حيث ان كل عمود يمثل بعداً مغموراً مختلفاً d وإذ ان كل صف يبين قيماً مختلفـة لـ j إذ $\varepsilon_j = (0.5)^j$ وكل خلية تمثل قيمة تكامـل الارتبـاط C (ε , d).(عزيـز وعبدا ,(9)2006).تم تحويل قيم تكامل الارتباط للمتغير الموجود فـي الجـدول (6) بـ $\log_2$ ومن خلال استخدام برنامج statgraph نحصل على الشكل (14).



الشكل (14): $\log_2 C_d(\varepsilon)$ كدالة لـ $\log_2(\varepsilon)$ لقيم مختلفة d لسلسلة زمنية حجمها 1800 بدون تشويش لنموذج دالة القاعدة النصف قطرية (الشعاعية)المحسن $\log_2 C_d(\varepsilon)$ عكس $\log_2(\varepsilon)$ يمثل بعد الارتباط

نحسب الجدول(7) (عزيز وعبدا ,(9)2006) إذ D_c^* تمثل قيم بعد الارتباط لنموذج دالة القاعدة النصف قطرية (الشعاعية) المحسن.

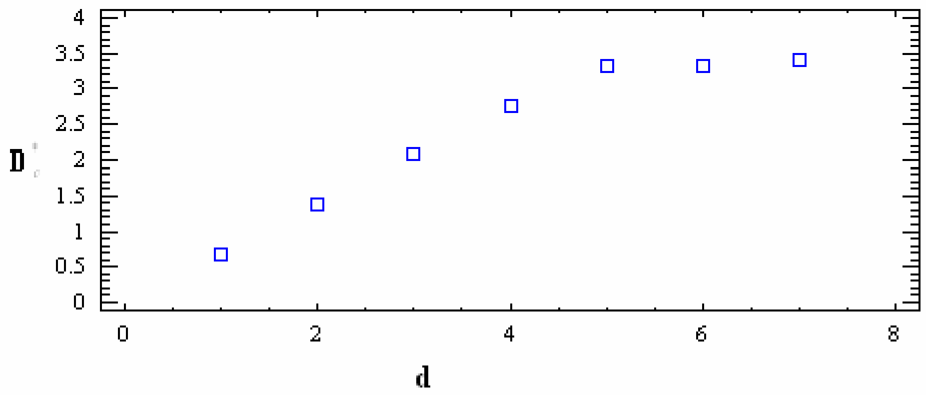
الجدول (7)

بعد الارتباط لنموذج دالة القاعدة النصف قطرية (الشعاعية) المحسن D_c^*

بدون تشويش- d تمثل البعد المغمور

البعد المغمور (d)	بعد الارتباط (D_c^*)
1	0.689
2	1.379
3	2.0718
4	2.759
5	3.31
6	3.311
7	3.421

ومن الجدول(7) و باستخدام برنامج statgraph نحصل على الشكل (15)



الشكل (15)

يمثل بعد الارتباط والبعد المغمور لنموذج دالة القاعدة النصف قطرية (الشعاعية) المحسن بدون تشويش

من الشكل (15) يتم تحديد بعد الارتباط لنموذج دالة القاعدة النصف قطريـة (الشعاعية)المحسن عند البعد المغمور إذ نجد أن بعد الارتباط لنموذج دالة القاعـدة النصف قطرية (الشعاعية) المحسن هو (3.31) وان البعد المغمـور (5) .حيـث نستنتج بأن السلسلة الزمنية للنموذج المحسن هي سلسلة جيشانية.

الاستنتاجات :Conclusions

1 .نستنتج ان النموذج المحسن لدالة القاعدة النصف قطرية (الشعاعية) من حساب مقاييس BIC، SIC، والخطأ حيث تكون القيم الناتجة اقل من قيم النمـوذج قبـل التحسين وكما موضح في الجدول (1) .ومن ثم فالنموذج بعد التحسين يكون افضل من النموذج قبل التحسين وتعتبر طريقة التحسين هذه من الطرائق الجيدة لتحسـين النماذج بعد بنائها .

2 .نلاحظ ان السلسلة الزمنية للنموذج المحسن هي سلسلة جيشانية .

3 . بعد الارتباط للنموذج المحسن يساوي (3.31) كما ان البعد المغمـور يسـاوي (5).

4 . وحسب اختبار BDS وبعد حصولنا على المقادير قيم التكامل الارتبـاط فـي الجدول (6) ومن خلال عدم تحقق العلاقة الاتية :

$$C_d(\varepsilon)=(C_1(\varepsilon))^d \ldots\ldots\ldots\ldots(1)$$

إذ تكون المتغيرات غير مستقلة وكذلك يمكننا التحقق ايضـا مـن خـلال العلاقة الاتية

$$C_d(\varepsilon)/(C_1(\varepsilon))^d > 1 \ldots\ldots\ldots\ldots(2)$$

إذ نجد من العلاقة (2) ما يأتي:

a. في حالة كون هذه العلاقة أكبر من واحد فأن هذا يعني أن القيم هنا تكـون ذات تجاذب قوي أي متباعدة وهذا يعني وجود حالة الجيشان .

b. في حالة كون هذه العلاقة أقل من (1) فأن هذا يعني وجود تجاذب ولكنه يكو ن متقارباً أي لا وجود لحالة الجيشان .

c. عندما تساوي هذه الحالة واحداً لا يتحقق تعريف الجيشان وان المتغيرات تكون مستقلة ومتماثلة وبذلك من 3,2,1 نجد أن نموذج دالة القاعدة النصف قطريـة (الشعاعية)المحسن لسلسلة البقع الشمسية يكون جيشانيا .

المصادر

1. العبيدي ، عبد الغفور جاسم (1989) ، "تحليل ونمذجة السلسلة الزمنية لدرجات الحرارة في مدينة الموصل" ، رسالة ماجستير غير منشورة، جامعة الموصل ، كلية العلوم.

2. عبدا ، اسماء عبد المنعم (2005) ، " بناء نموذج شعاعي مع تحليل احصائي وتشخيص الجيشان "،رسالة ماجستير غير منشورة ، جامعة الموصل ، كلية علـوم الحاسبات والرياضيات.

3. عزيز، ميسون مال ا و عبدا ،أسماء عبدالمنعم ((8)2005)، " بناء نظـام ديناميكي للسلاسل الزمنية بمعلمات قليلة "، المجلة العراقية للعلوم الاحصـائية ص ص [140- 165] .

4. عزيز ،ميسون مال ا و عبدا ،أسـماء عبـدالمنعم ((9)2006) ،" تحليـل الجيشان لنموذج دالة القاعدة النصف قطرية(الشعاعية) " ، المجلة العراقية للعلـوم الاحصائية ص ص[102-124] .

5. Aziz, M.M. (1996), “A New Analysis of Sunspot time Series", Unpublished, Ph.D. Thesis, University of Mosul.

6. Grassberger, P. and Procaccia, I. (1983), “Characterization of Strange Ahractor”, Physics Review Letter So: 346.

7. Mees, A.I., (1993), “Parsimonious Dynamical Reconstruction”, The University of Western Australia, In: Bifurcation and Chaos3, 669 – 675.

8. Tong, H. and B. Cheng (1992), “On Consistent non-parametric order deterimination and chaos", J.R. Statisti Soc. B. 54, No. 2, pp. 427-449.