

دراسة مقارنة لـ (السلسلة الزمنية الموسمية و ARMAX, SARIMA, Transfer function) Harmonic regression لإنتاج الماء في بغداد

*أ.م. د. رعد فاضل التميمي ** م.م. رائد لازم الحسناوي

المستدل

نظراً لأهمية الماء فقد حرص الباحثون في هذا المجال على اجراء الدراسات بالطرق العلمية لتوفير ما يحتاجه الانسان من الماء الصحي الصالح للاستخدام البشري ويعتمد ذلك على التخطيط الاقتصادي والأداري وعلى دراسة توقعات المستقبل. وبما ان اهدف تحليل السلسلة الزمنية للدراسة هو بناء نموذج تنبؤي كفؤ لوصف البيانات يكون بأقل نسبة من الاخطاء عند ذلك ظهرت المعالجات المختلفة لبناء النموذج وهدفنا هو البناء حيث تم بناء النماذج التالية:-

- نموذج الانحدار الذاتي والأوساط المتحركة بمتغيرات توضيحية (ARMAX)
- النموذج الموسمي للانحدار الذاتي والأوساط المتحركة (SARIMA)
- نموذج سلسلة فوريير(Harmonic regression analysis)

ولبيانات انتاج الماء الصافي في بغداد للفترة (2004 - 2009)
وان سلوك سلسلة استهلاك الماء في مدينة بغداد يتبع النموذج SARIMA (O,1,1)(O,1,1)12 ويطول
دورة (I=12) حيث كانت المعلم الموقفة هي كما يلي MA(1)=0.829 SMA(1)=0.799
وأفضل النماذج عند المقارنة مابين سلسلة فوريير ونماذج الانحدار يكون بأقل أخطاء موقفة وهو ما أظهره
نموذج سلسلة فوريير بطول دورات (L=12) و L=6 و L=4

Abstract

For the importance of the water, researchers studying human need of the water , researchers interested in studying the human need of the water using scientific method ,one of these methods is the analysis of time feries which build predictive model to

Represented the data with minimum errors , and then using these models in planning and managing the expected uses of the water in our research we estimate the following models

*ARMAX

*SARIMA

*Harmonic regression analysis

These model were estimated using data represent the product of water in Baghdad for the internal 2000-2004 from the comparison between the above model we found. That the Harmonic regression models is the best one .

* الجامعة المستنصرية / كلية الادارة والاقتصاد .

** الجامعة المستنصرية / كلية الادارة والاقتصاد .

مقبول للنشر بتاريخ 2013/1/22

1-المقدمة

يعتبر الماء من العوامل الأساسية في بقاء الكائن الحي على هذه الأرض وهو من النعم التي أنعمها الله تعالى للإنسان لأنه من خلال الماء بدأ الحياة وذلك تحقيقاً لقوله تعالى "وجعلنا من الماء كل شئ حي"....سورة الانبياء آية (29). حيث يعطي الماء 71% من الكره الأرضية ويكون حوالي (65)% من جسم الإنسان ، ونظراً لأهمية الماء فقد حرص الباحثون في هذا المجال على إجراء الدراسات بالطرق العلمية لتوفير ما يحتاجه الإنسان من الماء الصحي الصالح للاستخدام البشري ويعتمد ذلك على التخطيط الاقتصادي والأداري وعلى دراسة توقعات المستقبل لذا اهتمت كثير من الدراسات ولاسيما الاقتصادية والاجتماعية بدراسة السلسلة الزمنية والتباين بما سيحدث لها من تغير في المستقبل على ضوء سلوكها في الماضي فدراسة السلسلة الزمنية يعني تحليها إلى عواملها المؤثرة : الاتجاه العام ، التغيرات الموسمية ، التغيرات الدورية و التغيرات العرضية وقد قام الكثير من الباحثين الاحصائيين بوضع نماذج للسلسلة الزمنية تختلف في طرق معالجتها لمكونات السلسلة .

2-هدف البحث

إن هدف تحليل السلسلة الزمنية للدراسة هو بناءً نموذج تنبؤي كفؤ لوصف البيانات يكون بأقل نسبة من الأخطاء عند ذلك ظهرت المعالجات المختلفة لبناء النموذج وهدفنا هو البناء والمقارنة مابين النماذج التالية :-

- نموذج الانحدار الذاتي والأوساط المتحركة بمتغيرات توضيحية (ARMAX)
- النموذج الموسمي للانحدار الذاتي والأوساط المتحركة (SARIMA)
- نموذج سلسلة فوريير(Harmonic regression analysis) ولبيانات انتاج الماء الصافي في بغداد للفترة (2009 – 2004)

3- الجانب النظري

1-3:- يوصى نموذج الانحدار الذاتي والمتواسطات المتحركة في الدرجة (ARMA(p, q)) وفق العلاقة الاحصائية التالية [4]

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + a_t - \sum_{i=1}^q \theta_i a_{t-i} \quad \dots \quad (1)$$

حيث ان a_t عبارة عن الخطأ العشوائي للسلسلة الزمنية عند الفترة الزمنية t وان p و q أعداد صحيحة تشير الى درجة نموذج الانحدار الذاتي والأوساط المتحركة على التوالي ومن خلال استخدام معامل الارتداد الخلفي (Back shift operator) فان النموذج يوصى

$$\phi_p(B)y_t = \mu + \theta_q(B)a_t \quad \dots \quad (2)$$

$\phi_p(B)$ عبارة عن متعدد الحدود في الدرجة p لنموذج الانحدار الذاتي AR ويمثل بالصيغة $(1 - \phi_1B - \phi_2B^2 - \dots - \phi_pB^p)$

$\theta_q(B)$ عبارة عن متعدد الحدود في الدرجة q لنموذج المتواسطات المتحركة MA ويأخذ العلاقة $(1 - \theta_1B - \theta_2B^2 - \dots - \theta_qB^q)$

ان النموذج يمتلك استقرارية ضعيفة من الدرجة الثانية بالاعتماد على قيمة جذور

$$\theta_q(B), \phi_p(B)$$

المطلقة فيما اذا كانت أكبر من واحد . ونماذج هو جزء من نموذج أوسع واسهل في حالة احتوانة على التأثيرات الموسمية والذي يوصى

$$\phi_p(B)\phi_P(B^L)(1 - B^L)^d y_t = \mu + \theta_q(B)\theta_Q(B) \quad \dots \quad (3)$$

حيث ان L تمثل طول الموسم و D تمثل الفرق الاعتيادي والفرق الموسمي الموصوف للسلسلة الزمنية y_t ، وان $\phi_p(B^L)$ متعدد الحدود من الدرجة p للجزء الموسمي لنماذج الانحدار الذاتي وكذلك $\phi_Q(B^L)$ تمثل متعدد الحدود من الدرجة Q للجزء الموسمي لنماذج الاوساط المتحركة و غالباً ما يوصى

النموذج بالصيغة $(P,D,Q)_L(p,d,q)$ مع احتفاظ متعدد الحدود (B^L) ، $\phi_p(B)$ ، $\theta_q(B)$ بتعريفهما السابق . وتوجد نماذج أخرى نحصل عليها عندما يكون μ دالة خطية لبعض المتغيرات التوضيحية X_t فان صيغة نماذج الانحدار الذاتي والأوساط المتحركة

$$\phi_p(B)(y_t - X_t\beta) = \theta_q(B)a_t \quad \dots \quad (4)$$

حيث يطلق على النموذج في بعض الاحيان بنموذج انحدار باخطاء تتوزع ARMA والهيكلية بصورة أدق قد توصف بالعلاقة التالية

$$Y_t = X_t \beta + a_t \quad \dots \quad (5)$$

$$\phi_p(B)a_t = \theta_q(B)e_t$$

ويرمز للنموذج (ARMA+ eXogenous Variables) أي نموذج انحدار ذاتي وأوساط متحركة بمتغيرات توضيحية . وهذا النموذج يجمع مابين العلاقة السببية لانماذج الانحدار بوجود المتغيرات المستقلة x_t فضلاً عن التعامل مع اخطاء نموذج الانحدار a_t عند وجود ارتباط موجب بينها من خلال تمثيلها بنموذج السلسلة الزمنية وهذا العرض يرفع من دقة النموذج الموفق وبالتالي من كفاءة التنبؤ. بالإضافة الى ان النموذج (5) يعتبر حالة خاصة ايضاً في نموذج دالة التحويل (Transfer function) [4] والموصوفة بالصيغة

$$y_t = \sum_{i=1}^m \frac{w_i(B)}{\delta_i(B)} X_{i,t-b_i} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t$$

وعندما تأخذ $w_i(B) = 1$ و $\delta_i(B) = 1 - \phi(B)$ و $\theta(B) = 1 - \phi(B)$ ماتعد حدود من الدرجة M

2-3 نموذج الانحدار ونموذج سلسلة فوريير(Regression model and Harmonic analysis) بالامكان التعامل مع السلسلات الزمنية الموسمية من خلال دراسة علاقة نموذج الانحدار ونموذج سلسلة فوريير فنموذج الانحدار يوصف [3].

$$Y_t = X_t \beta + a_t \quad \dots \quad (6)$$

Y_t عبارة عن متوجه للسلسلة الزمنية بابعاد $T \times 1$ ، X_{P*1} مصفوفة المتغيرات التوضيحية التي تصف دورية بيانات السلسلة الزمنية عندها بالامكان وصف هذه المتغيرات بالصيغة

$$X_{1t} = \sin\left(\frac{2\pi t}{L}\right)$$

$$X_{2t} = \cos\left(\frac{2\pi t}{L}\right)$$

وان (L) يمثل طول الموسم وبالامكان اختيار متغيرات توضيحية أخرى لاجل زيادة دقة نموذج الانحدار من خلال تعريف متغيرات توضيحية بطول دورة (S) أقل من طول الموسم (L) مع مراعات الموسمية في البيانات وبطبيعة الحال فان النموذج والذي يحتوي الاتجاه الدوري في السلسلة الزمنية يتم تقديره من خلال الصيغة

$$\hat{\beta}_{OLS} = (\hat{X}\hat{X})^{-1}\hat{X}Y \quad \dots \quad (7)$$

او الصيغة

$$\hat{\beta}_{GLS} = (\hat{X}\Omega^{-1}\hat{X})^{-1}\hat{X}\Omega^{-1}Y \quad \dots \quad (8)$$

وان الخطأ المعياري للمعلم المقدر

$$Var(\hat{\beta}) = S_e^2(\hat{X}\hat{X})^{-1}$$

حيث يتم الحكم على النموذج من خلال معامل التحديد R^2 والقياسات المرتبطة بمعامل النموذج ومنها اختبارات t للمعلم وكذا اختبار ديرين واطسون D.W للحكم على وجود الارتباط الموجب بين بوافي معادلة التقدير لنموذج الانحدار.

اما نموذج فوريير لبيانات سلسلة زمنية دورية فيوصف بعد تعريف السلسلة الزمنية X_{ti} حيث ان $t=1,2,\dots,n$ تمثل حجم السلسلة بالإضافة الى ان $i=1,2,\dots,r$ حيث ان r تمثل تكرارات السلسلة الزمنية لذلك فإنه بالامكان وصف النموذج بالصيغة التالية

$$X_t = A_0 + \sum_{k=1}^r \left[A_k \cos\left(\frac{2\pi k(t-1)}{n}\right) + B_k \sin\left(\frac{2\pi k(t-1)}{n}\right) \right] + a_t \quad \dots \quad (9)$$

عبارة عن معلم النموذج المرتبطة بـ r من تكرارات البيانات والمتغيرات التوضيحية B_k ، A_k ، A_0 . X_{tk}^* ، X_{tk} وانه بالامكان وصف المقدار بين القوسين بالصيغة التالية

$$A_k \cos\left(\frac{2\pi k(t-1)}{n}\right) + B_k \sin\left(\frac{2\pi k(t-1)}{n}\right) \\ = \sqrt{A^2 + B^2} \sin\left(\frac{2\pi k(t-1)}{n} + \phi_k\right) \quad \dots \quad (10)$$

حيث ان $V_k = \sqrt{A^2 + B^2}$ و تدعى $\phi_k = \tan^{-1}\left(\frac{A_k}{B_k}\right)$ (Semi-amplitude) و تمثل زاوية الطور (phase angle) ويتم تقدير معلم نموذج دالة فوريير بالاعتماد على العلاقات التالية

$$A_0 = T/nr$$

$$A_k = \left(\sum_{t=1}^n X_{tk} \cdot T_t/r \right) / \sum_{t=1}^n X_{tk}^2$$

$$B_k = \left(\sum_{t=1}^n X_{tk}^* \cdot T_t/r \right) / \sum_{t=1}^n X_{tk}^{*2}$$

مع الاخذ بنظر الاعتبار ان المتغيرات المستقلة

$$X_{tk} = \cos\left(\frac{2\pi k(t-1)}{n}\right)$$

$$X_{tk}^* = \sin\left(\frac{2\pi k(t-1)}{n}\right)$$

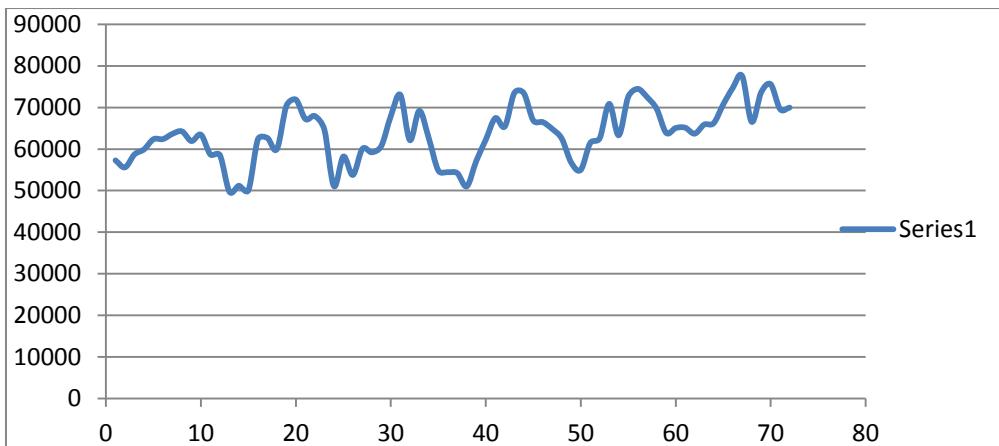
الكلي للبيانات المشاهدة بالصيغة $T_t = \sum_{i=1}^r X_{ti}$ و r تمثل عدد تكرارات البيانات و $i=1,2,\dots,r$ ويمثل المجموع الكلي للبيانات المشاهدة بالصيغة $T = \sum_{t=1}^r \sum_{i=1}^r X_{ti}$ ، مع ملاحظة التطابق بالنتائج مع نماذج الانحدار بعد الاخذ بنظر الاعتبار طبيعة المتغيرات

4- الجانب العملي

1-4 تم الاعتماد على بيانات كميات انتاج الماء الصافي الشهري في مدينة بغداد للفترة (2004-2009) والمقدمة بالметр المكعب والموضحة في جدول رقم (1) وبرسم البيانات نلاحظ عدم احتواء البيانات على اتجاه عام ولكن ظهور الموسمية بشكل واضح وبطول دورة $L=12$ ، لذلك تم الاعتماد على هذه الصفة لاجل بناء متغيرات النموذج التنبؤي

جدول (1)
يبين كميات انتاج الماء الصافي في بغداد لسنوات (2004-2009) مقاسة بالметр المكعب

الشهر	2004	2005	2006	2007	2008	2009
2 ك	57280	49735	58218	54199	56733	65139
شباط	55600	51170	53762	51032	54998	63703
اذار	58710	50095	60050	57166	61465	65881
نيسان	59910	62380	59214	62252	62606	66225
آيار	62368	62665	60767	67435	70871	70698
حزيران	62400	59980	67955	65430	63305	74663
تموز	63665	70405	73028	73457	72555	77570
أب	64250	71900	62139	73452	74473	66550
أيلول	61920	67220	69206	66875	72455	73635
1ت	63450	67935	62551	66479	69645	69590
2ت	58670	64660	54832	64830	63890	69975
1ك	58520	51080	54445	62505	65056	69975



شكل رقم (1)
يمثل السلسلة الزمنية

تم توفيق ثلاثة نماذج وهي كما يأتي :

- نموذج انحدار متعدد بمتغيرات توضيحية دالة الجيب والجيب تمام بالاعتماد على طول دورة ($L=12$) ، قد تم وصف نتائج هذا النموذج في جدول (2) حيث بلغت القوة التفسيرية للنموذج بحدود 71% مع وجود فروق معنوية للنموذج من خلال جدول (ANOVA) حيث بلغت قيمة اختبار F المحسوبة 36.44 بالإضافة إلى أن اختبار t للمعلم المقدرة أشار إلى معنويتها الإحصائية وبالتالي تأثيرها في كفاءة النموذج .
- نموذج سلسلة فوريير بأربعة متغيرات توضيحية دالة الجيب والجيب تمام وبالاعتماد على طول دورة ($S=6$) ، وقد كانت النتائج كما في جدول (3) حيث بلغت القوة التفسيرية للنموذج بحدود 72% وللنماذج المقدر وإن جدول تحليل التباين أشار إلى انخفاض قيمة F المحسوبة حيث بلغت 18.25 بالرغم من زيادة عدد المتغيرات وهذا ما يعكس عدم جدوى إدخال المتغيرات التوضيحية بطول دورة ($s=6$) في النموذج ويشير أيضاً إلى أنه ليس بزيادة عدد المتغيرات سوف ترتفع القوة التفسيرية للنموذج .
- نموذج سلسلة فوريير الهارموني والمعبّر عنه في جدول (4) حيث تم التعامل مع عدة مشاهدات وتكرار واحد وبطول دورة مختلفة ($L=12$) ، ($L=6$) ، ($L=4$) نلاحظ وقوع تحسن طفيف في النموذج الموفق وهذا ما يعكس على معامل الارتباط المتعدد R^2 المعدل مع انخفاض في الخطأ المعياري صاحبه ارتفاع في قيمة اختبار F المحسوبة حيث بلغت 30.39 بالمقارنة بالنماذج (2) مما يعني جودة النموذج وهذا يشير إلى كفاءة هذا النموذج وإن الاختيار مابين هذه النماذج يعتمد على خبرة الباحث ومدى تعقيد النموذج المختار.

جدول رقم (2)
لنتائج نموذج الانحدار (سلسلة فوريير) لطول دورة (L=12)

Multiple R	0.716740634
R Square	0.513717136
Adjusted R Square	0.49962198
Standard Error	4783.601474
Observations	72
F	36.44636

جدول رقم (3)
لنتائج نماذج سلسلة فوريير لطول (L=12) و (L=6)

	Coefficients	Standard Error	t Stat	P-value	Lower 95%	Upper 95%	Lower 95.0%	Upper 95.0%
Intercept	63671.01612	567.5385288	112.1880064	5.47336E-78	62538.20448	64803.82777	62538.20448	64803.82777
X Variable 1	-5337.501262	802.4337708	-6.651640865	6.33313E-09	-6939.165772	3735.836752	-6939.165772	-37 35.836752
X Variable 2	-4225.515375	802.807583	-5.26342235	1.60442E-06	-5827.926018	2623.104733	5827.926018	-2623.104733
X Variable 3	834.5296825	802.4893742	-1.039926146	0.302112499	-2436.305177	767.2458124	2436.305177	767.2458124
X Variable 4	27.23295917	802.7520922	0.033924495	0.973038226	-1575.066923	1629.532841	1575.066923	1629.532841

Multiple R	0.722114875
R Square	0.521449893
Adjusted R Square	0.492879737
Standard Error	4815.721477
Observations	72
F	18.25155938

جدول رقم (4)
لنتائج نماذج سلسلة فوريير لطول (L=12) ، (L=6) ، (L=4)

	Coefficients	Standard Error	t Stat	P-value	Lower 95%	Upper 95%	Lower 95.0%	Upper 95.0%
Intercept	58064.02595	870.5632417	66.69707974	1.39593E-61	56325.3911	59802.6608	56325.3911	59802.6608
X Variable 1	-5337.501262	802.4337708	65535	6.33313E-09	-6939.165772	-3735.836752	-6939.165772	-3735.836752
X Variable 2	152.9618972	20.72704634	7.379821257	1.60442E-06	111.5671272	194.3566672	111.5671272	194.3566672
X Variable 3	-4437.19548	1220.708757	-3.634933766	0.000550239	-6875.11921	-1999.27175	-6875.11921	-1999.27175
X Variable 4	-4976.202164	1233.658339	-4.033695559	0.000146887	-7439.988	-2512.41633	-7439.988	-2512.41633
X Variable 5	-8.706610761	29.36024471	-0.296544216	0.767759992	-67.3430685	49.92984696	-67.3430685	49.92984696
X Variable 6	16.11393893	29.07648796	0.554191378	0.581349617	-41.9558174	74.18369527	-41.9558174	74.18369527

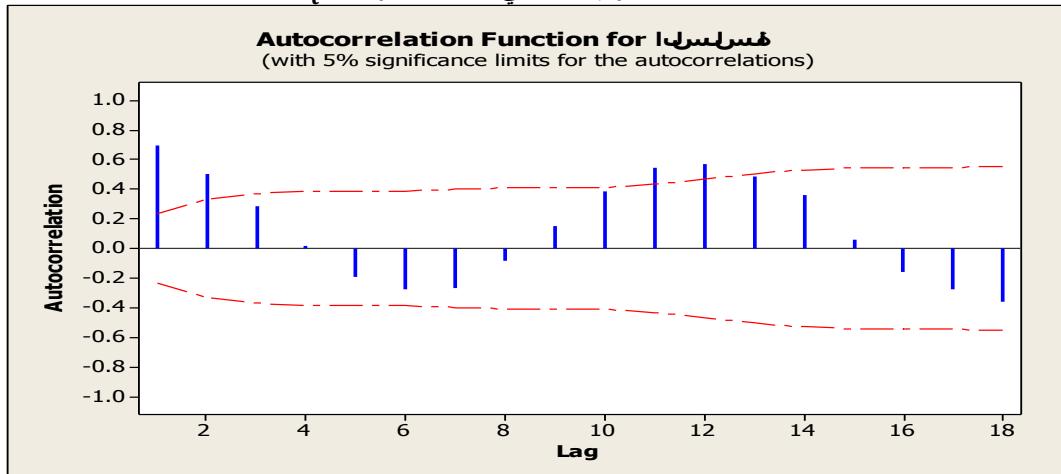
Regression Statistics	
Multiple R	0.858623674
R Square	0.737234614
Adjusted R Square	0.712979348
Standard Error	3622.950937
Observations	72
F	30.3948265

4- النموذج الموسمي المضاعف SARIMA

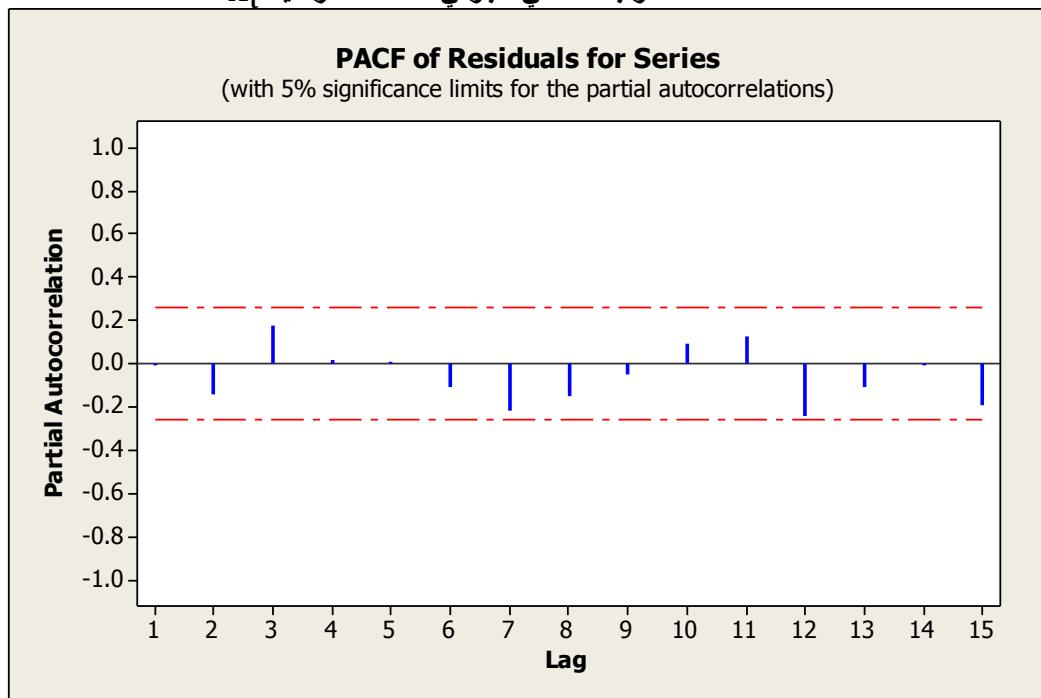
بالاعتماد على بيانات جدول رقم (1) وسلوك السلسلة الزمنية ومعايير الشكل البياني الذي يشير الى عدم وجود اتجاه عام في السلسلة مما يتطلبأخذ الفروق الاعتيادية وكذلك الفرق الموسمي الاول لتحقيق الاستقرارية في السلسلة الزمنية وقد بين ذلك ايضاً ”الشكل (2)“ لمعاملات الارتباط الذاتي والشكل (3) للارتباط الذاتي الجزئي وبعد اخذ الفروق المناسبة واعادة احتساب معاملات الارتباط الذاتي والجزئي . تم تحقق الاستقرارية واعادة حساب معاملات الارتباط الذاتي والارتباط الجزئي ورسم هذه المعاملات وملاحظة معنوية معاملات الارتباط الذاتي عند الازاحة (L=12) ، حيث أظهرت هذه المعاملات انها واقعة ضمن حدود

الثقة لها وهذا يعني تحقيق استقرارية السلسلة وبالتالي تشير الى الصيغة الاولية للنموذج SARIMA(0,1,1)(0,1,1) وهذا ما سيتم الاعتماد عليه في توفيق النموذج التنبؤي

شكل (2)
لمعاملات الارتباط الذاتي للسلسلة الزمنية X_t



شكل (3)
لمعاملات الارتباط الذاتي الجزئي للسلسلة الزمنية X_t



وباستخدام نظام (MINTAB VER 16) تم تقدير معلم النموذج الموسمي المضاعف وتمثلت بمعاملة المتوسطات المتحركة الاعتيادية (MA(1)=0.829) ومعلمجة المتوسطات المتحركة الموسمية SMA(1)=0.7991 وقد اشار اختيار T الى معنوية معلم النموذج المقدرة حيث بلغت (4.73 , 9.66) عاى التوالي وأكد ذلك فيه اختبار p التي ساوت القيمة الصفرية وبمتوسط مربعات الاخطاء MS=14785339 مع قيم اختيار Box-Pierce عند الاذاحت المختلفة وقد وصف النتائج بصورة اجمالية في جدول رقم (4).

جدول رقم (4)
لمعامل ومقاييس نموذج SARIMA

Type	Coef	SE Coef	T	P
MA 1	0.8293	0.0859	9.66	0.000
SMA 12	0.7991	0.1691	4.73	0.000
Constant	77.37	37.75	2.05	0.045

Residuals: SS = 827979003 (backforecasts excluded)
 MS = 14785339 DF = 56

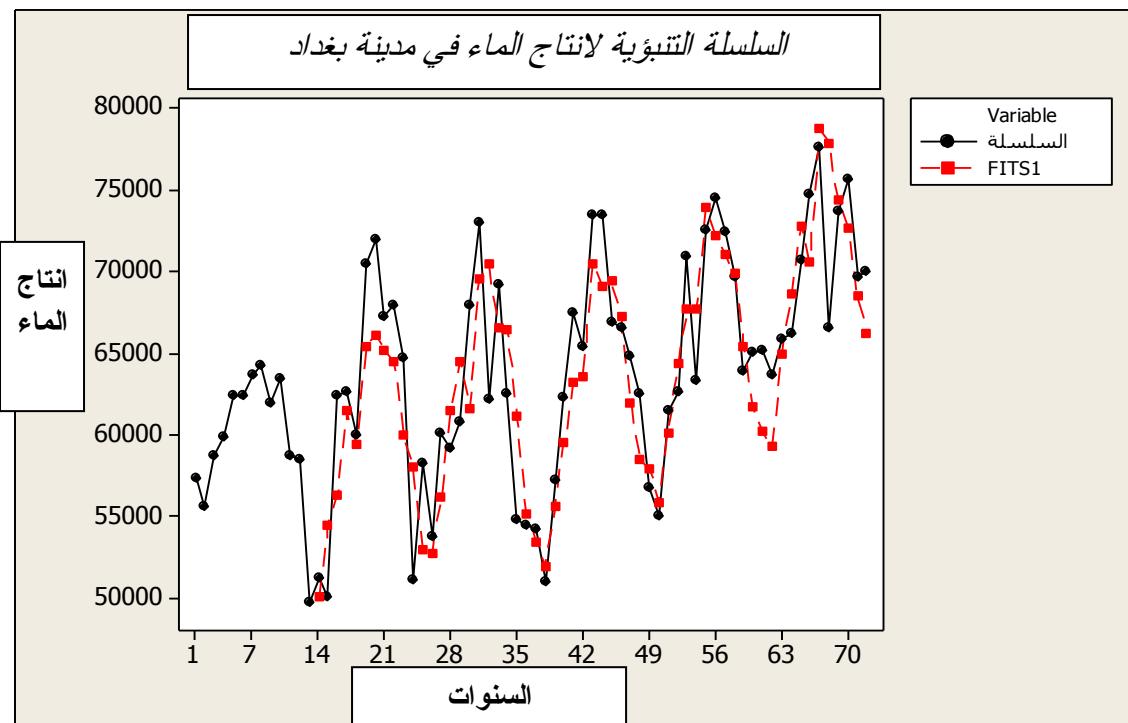
Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic

Lag	12	24	36	48
Chi-Square	12.2	23.8	32.1	54.9
DF	9	21	33	45
P-Value	0.203	0.304	0.512	0.148

وبالاعتماد على معامل النموذج المقدرة تم حساب القيم التنبؤية للنموذج مع حدود الثقة لها والمرفقة في جدول رقم (5) بالإضافة إلى رسم القيم للسلسلة الأصلية مع التنبؤية وأشهرها في شكل رقم (4)

جدول رقم (5)
القيم التنبؤية وحدود الثقة لها

Forecasts from period 72				
95 Percent Limits				
Period	Forecast	Lower	Upper	Actual
73	65282.4	57744.3	72820.4	
74	63651.7	56004.6	71298.8	
75	68090.1	60335.5	75844.7	
76	71036.8	63176.2	78897.4	
77	75716.3	67751.0	83681.5	
78	75069.9	67001.3	83138.4	
79	81730.8	73560.3	89901.3	
80	79039.2	70767.9	87310.4	
81	79249.3	70878.6	87620.0	
82	78434.6	69965.6	86903.6	
83	73656.8	65090.6	82223.0	
84	71809.2	63146.9	80471.6	



شكل (4)
السلسلة التنبؤية لانتاج الماء في مدينة بغداد بنموذج SARIMA

4-3 اختبار بوافي النموذج المرفق :

تم الاعتماد على عدة طرق لاختبار بوافي النموذج والتي وضحت في شكل رقم (5) وفيما يلي تفسير لهذه النتائج .

الشكل (5-1) اشار اختبار P-P الى ان غالبية الاخطاء تتوزع حول خط الانحدار مع وجود بعض القيم الشاذة في الجانب اليسير للنموذج .

الشكل (5-2) انتشار الاخطاء حول الصفر بصورة غير نظامية بحيث لا تظهر اي اتجاه عام او دورية في بوافي هذا يعني عشوائية . اخطاء النموذج وان اغلب مكونات السلسلة فسرت بالنموذج الموفق .

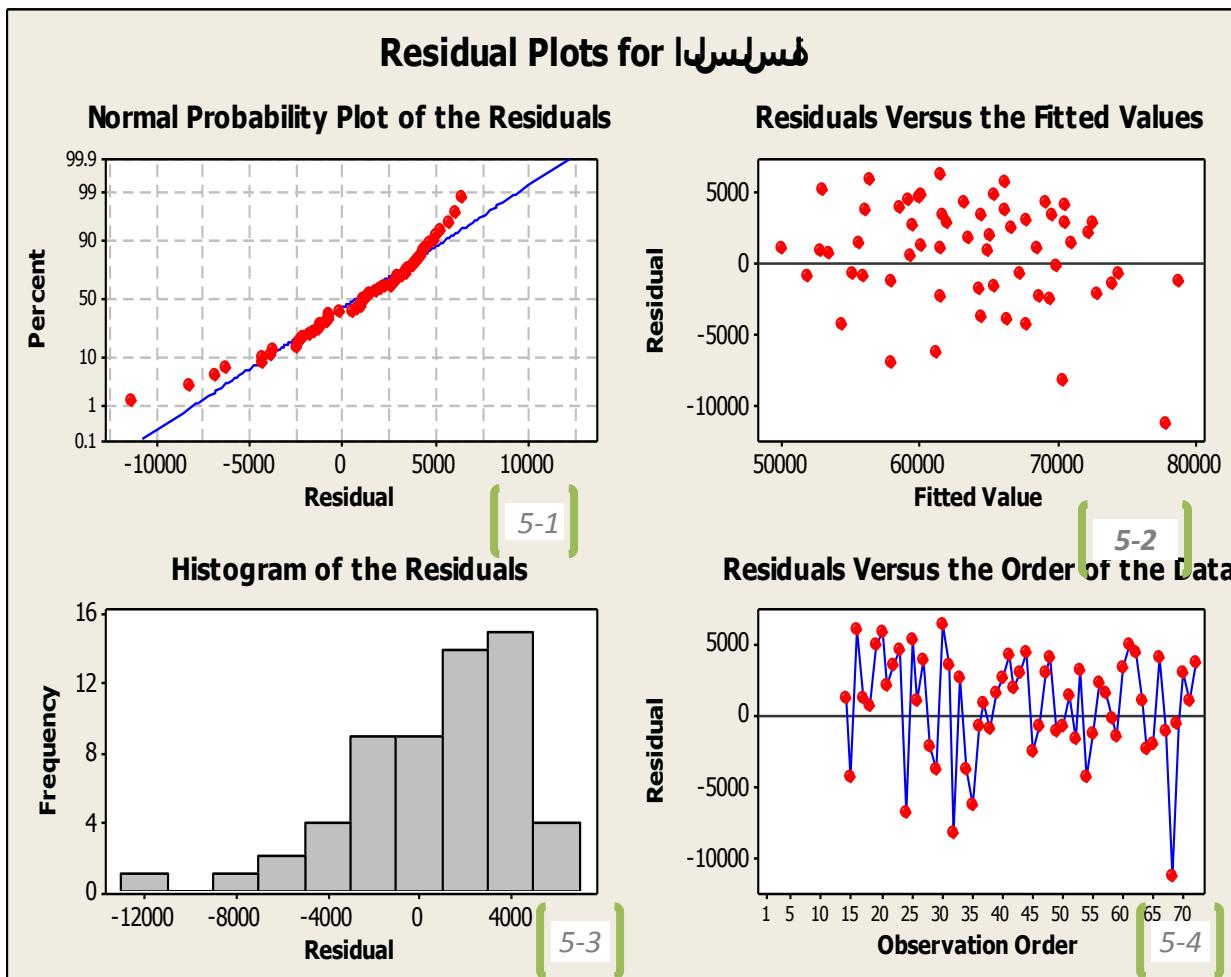
الشكل (5-3) بين المدرج التكراري لتوزيع اخطاء النموذج والذي يقترب من التوزيع الطبيعي مع ملاحظة تأكيد وجود قيم متطرفة في الجانب اليسير .

الشكل (5-4) توزيع الاخطاء مقابل رتب البيانات ونلاحظ تذبذبها العشوائي وعدم وجود أي معلومات مخترنة فيه غير مفسرة .

وان اختبارات (Box-pierce) أكد عشوائية اخطاء السلسلة الزمنية وعدم معنوية معاملات الارتباط الذاتي للاخطاء مما يشير الى امكانية اعتماد النموذج في التنبؤ

شكل رقم (5)

٥- اختبارات بواقي النموذج



5- الاستنتاجات والتوصيات

(1) ان سلوك سلسلة استهلاك الماء في مدينة بغداد ينتمي إلى النموذج SARIMA (0,1,1)(0,1,1)₁₂ وبطريق دائرة (L=12) حيث كانت المعالم الموفقة هي كما يلي SMA(1)=0.829 MA(1)=0.799 =0.799

(2) نماذج الانحدار وسلسلة فوريير وبطريق دائرة L=12 و L=6 و L=4 أفضل من نموذج فوريير بطريق دائرة L=12 حيث بلغت القوة التفسيرية من خلال معامل التحديد المعدل 0.737 الا ان ذلك كان على حساب زيادة العمليات الحسابية وتعقيد صيغة النموذج .

(3) أفضل النماذج عند المقارنة مابين سلسلة فوريير ونماذج الانحدار يكون بأقل أخطاء موفقة وهو ما أظهره نموذج سلسلة فوريير بطريق دورات (L=12) و L=6 و L=4

(4) ضرورة العمل على بناء نماذج لا معلمية لا تستند الى فرضيات التوزيع الطبيعي وحساب ممهدات السلسلة الزمنية باستخدام نموذج التقسيح العام (GAM) ومقارنتها مع النماذج المعلمية .

6- المصادر

- [1] العقابي ، عباس لفته (2001) "استخدام التحليل الطيفي في مجال الانحدار الذاتي ثانوي المتغيرات "، أطروحة دكتوراه في الإحصاء ، جامعة بغداد ، كلية الإدارة والاقتصاد .
- [2] الموسوي ، جواد كاظم (1986) "استخدام نماذج السلسلة الزمنية متعددة المتغيرات في التنبؤ بمباعات وانتاج السكر في المنشأة العامة للسكر في ميسان " ، رسالة ماجستير في الإحصاء ، جامعة بغداد ، كلية الإدارة والاقتصاد .
- [3] النقاش ، افتخار عبد الحميد (1982) "تحليل السلسلة الزمنية للتنبؤ باستهلاك الطاقة الكهربائية لمدينة بغداد " ، رسالة ماجستير في الإحصاء ، جامعة بغداد ، كلية الإدارة والاقتصاد .

- [4] والتر فاندل " السلسل الزمنية من الوجهة التطبيقية ونماذج بوكس جنكز " تعریف وترجمة عبد المرضي حامد عزام . 1992 م
- [5] Bjoern Schelter (2009) , " Multivariate Time Series Analysis in Neurology " Hamilton Institute , Germany .
- [6] Box , G.E.P , and G.M.Jenkins (1976) " Time series analysis , Forecasting and control , Holden day, San Francisco " .
- [7] Johannes Ledolter (1977) , " The Analysis of Multivariate Time Series With A View To Applications In Hydrology "
- [8] Michael Sampson (2001) , " Time Series Analysis " Loglinear Publications , Concordia University , Montreal , Quebec , Canada .
- [9] N. R. Draper and H. Smith (1980) , " Applied Regression Analysis " , Second Edition , John Wiley & Sons, Inc , New York , USA .
- [10] Ruey S. Tsay (2002) , " Analysis of Financial Time Series " , John Wiley & Sons, Inc. , New York ,USA .
- [11] Sergey K. (2005) , " Modeling Of Multivariate Time Series Using Hidden Markov Models " Submitted Partial Satisfaction Of The Requirements For The Degree Of Doctor Of Philosophy in Information and Computer Science .
- [12] S. Makridakis , S. C. Wheelwright and R. J. Hyndman (1998) , " Forecasting Methods and Applications " , Third Edition , John Wiley & Sons, Inc , Publication , New York , USA
- [13] Wei , W.W.S. (1990) , " Time Series Analysis Univariate and Multivariate Methods " , Addison - Wesley Publishing Company, Inc
-
.....
.....