

## استخدام تحليل السلسل الزمنية للتنبؤ بأعداد المصابين بالأورام الخبيثة في محافظة الانبار

## Using Analysis of Time Series to Forecast numbers of The Patients with Malignant Tumors in Anbar Province

م.م / سعدية عبد الكريم طعمه

جامعة الانبار / كلية الادارة والاقتصاد ( فلوجة )

**المستخلص**

يهدف البحث إلى تحليل السلسل الزمنية باستخدام طريقة (Box & Jenkins) في التحليل (التشخيص، التقدير، اختبار ملائمة النموذج، التنبؤ). لإيجاد أفضل نموذج للتنبؤ بأعداد المصابين بالأورام الخبيثة في محافظة الانبار وذلك بالاعتماد على البيانات الشهرية للفترة (2006-2010). وقد أظهرت نتائج تحليل البيانات أن النموذج الملائم لها هو نموذج الانحدار الذاتي المتكامل من الدرجة الثانية (ARIMA(2,1,0) وبالاعتماد على هذا النموذج تم التنبؤ بأعداد المصابين بالأورام الخبيثة شهرياً ولستنين قادمتين وقد كانت القيم التنبؤية متتناسبة مع قيم السلسلة الأصلية مما يدل على كفاءة النموذج.

**Abstract:**

The aim of this research is to analysis time series with using (Box & Jenkins) method (Identification, Estimation, Diagnostic Checking of Model, Forecasting) to find the best forecasting model to the number of patients with Malignant Tumors in Anbar Province by using the monthly data for the period (2006-2010). The result of data analysis show that the proper and suitable model is Integrated Autoregressive model of order (2) ARIMA (2, 1, 0). According to this model the Research forecast the numbers of patients with Malignant Tumors the next two years in monthly bass, so the forecasting values represented the scours time series data that deal to the efficiency of the model.

**المقدمة**

لقد مر بلدنا الحبيب طيلة الثلاثين عام المنصرمة بعوائق طلاق طلاق موارده المادية و البشرية سيما الهجمة الأمريكية التي دمرت البنية التحتية له ولواث مائه وهوائه مما يقتضي إجراء نهضة شاملة في كافة المجالات و الانشطه الاقتصادية وهذا يحصل بنكائف جهود الباحثين في كافة الاختصاصات لإجراء الدراسات والبحوث التي من شأنها الحد مما أصاب البلد من ثلث و أمراض و أفات طالت الجانب الصحي و الزراعي و الصناعي، لذا جاءت هذه الدراسة لتناول الجانب الصحي لأهميته على الصعيد التنموي لكونه يعني بالعنصر البشري والذي تقع على عاتقه البناء والأعمار ومواكبة التقى والتطور الحضاري. ومن مؤشرات بناء الصحة هو درء جميع الأمراض ومنها الخبيثة والتي تسبب نسبة عالية من الوفيات مقارنة مع بقية الأمراض ،ونظراً لازدياد عدد المصابين بهذا المرض في الآونة الأخيرة، فقد جاءت هذه الدراسة من أجل كشف هذه الظاهرة والتي ازدادت في محافظة الانبار الواحدة من المحافظات التي تأثرت بالأسلحة الجرثومية والبيولوجية وللنقص الحاد في الرعاية الصحية والعلاجية بسبب تدمير اغلب مراكزها الصحية. وقد اعتمدت الدراسة على البيانات

الشهرية لأعداد المصابين بالأورام الخبيثة للفترة (2006-2010) كسلسلة زمنية لغرض تحليلها للوصول لأفضل نموذج للتنبؤ بأعداد المصابين بهذا المرض لفترات لاحقة بغية اتخاذ التدابير اللازمة للحد من هذه الظاهرة مستقبلاً.

### هدف البحث

دراسة السلاسل الزمنية (Time Series) وذلك لتحديد أفضل وأكفاء نموذج إحصائي لغرض استخدامه للتنبؤ بأعداد المصابين بالأورام الخبيثة في محافظة الانبار للفترة (2011-2012).

### فرضية البحث

إن أعداد المصابين بالأورام الخبيثة في محافظة الانبار ينمو بشكل متزايد للفترة (2006-2010)، ويعتبر التنبؤ بأعداد المصابين بالأورام الخبيثة في محافظة الانبار مدخلاً للتنبؤ بأعداد المصابين بهذا المرض لبقية المحافظات التي واجهت نفس الظروف (القصف الكثيف بالأسلحة الجرثومية والبيولوجية، التهجير ،الحرق الفسفوري للمنازل ،المداهمات وما يرافقها من أساليب التروع والأسلحة اليدوية المستخدمة لهذا الغرض).

### منهجية البحث والأدوات المستعملة

اعتمد البحث في منهجه على الجانب النظري الذي تناول خارطة Box and Jenkins(B-J) في تحليل السلاسل الزمنية وهي: (التشخيص، التقدير، اختبار ملائمة النموذج الشخصي، التنبؤ المستقبلي )، ودعم مجريات الجانب النظري بالجانب التطبيقي الذي اعتمد على بيانات واقعية عن أعداد المصابين بالأورام الخبيثة في محافظة الانبار للوصول إلى أفضل نموذج رياضي للتنبؤ بإعداد المصابين بهذا المرض لفترات لاحقة، وقد تضمن الجزء الأخير من البحث أهم الاستنتاجات والتوصيات ثم الملحق والمصادر ،أما الأدوات المستخدمة فهي البرنامج الإحصائي (Minitab) و (SPSS V.10).

### الدراسات السابقة

لقد درس الاقتصاديون السلاسل الزمنية بشكل مكثف و لا تقتصر دراسة السلسلة الزمنية على الأمور الاقتصادية فقط ولكنها شغلت مكانه هامه في العلوم الطبيعية و الصناعه و التجارة و نمو السكان و التربة و الرعاية الصحية وغيرها، ويُعد تحليل السلاسل الزمنية من الأساليب العلمية والإحصائية لتمثيل العلاقة لبيانات السلسلة الزمنية وتفسير سلوك الظاهرة من خلال دراسة تطورها التاريخي عبر مراحل زمنية ،ومن الباحثين الذين استخدموا هذا الأسلوب:

الباحثان (Wright & Markedis, 1978:60-64) حيث استخدما نوعين من السلاسل الزمنية العشوائية و الغير عشوائية وقد وجد أن زيادة المعالم في معادلة السلسلة العشوائية يقلل من MSE بينما يكون تكرار العملية للحصول على قيم المعالم المثلث هو ثابت ،أما في حالة السلسلة الغير عشوائية والتي افترض قيمها (...1,2,1,2,...) فقد ازدادت عدد المعالم بزيادة تكرار العملية تبعاً لذلك من أجل الحصول على أقل قيمة لـ MSE كما تضمن البحث مقارنة (MSE) بينهما واستخدم ثلاثة طرق للتنبؤ هي طريقه الانحدار و طريقه (Box-Jenkins) و طريقه (A-F) كون السلسلة الموسمية.أما الباحث (Dent and Min,1978) فقام بدراسة موسعة لمجموعة من النماذج المختلطة (انحدار ذاتي - أوساط متحركة) ARMA بأسلوب المحاكاة وعندما

يكون حجم العينة يساوي (100) وتوصلا إلى أن مقدر الإمكان الأعظم MLE أفضل من المقدرات الأخرى على وفق مقياس MSE واقتراحا العينات صغيرة الحجم للاحظة التغيرات التي تحدث في النتائج، أما (Ahtol, J. and Tiao, 1987:15-19) فقد توصلوا إلى أسلوب للتقدير والاستدلال الإحصائي لمعاملات نموذج الانحدار الذاتي غير المستقر ومن رتبة (p)، وكانت مقدرات معاملات النموذج غير المستقر تتصرف بخصائص الاتساق بدرجة أعلى من مقدرات معاملات النموذج المستقر، وقد تناول الباحث (Wei:1990) تحليل دالة قدرة الطيف للحالة أحادية المتغيرات والثنائية ومتحدة المتغيرات وتوضيح دوال قدرة الطيف المتقطع واستخداماتها وخصائص نماذج ARIMA ونماذج ARMA، في حين قام الباحثان (النعميمي والشاروط، 2000:4-9) بتحديد أفضل نموذج للتتبؤ لعدد المرضى المصابين بالأورام الخبيثة في محافظه القادسية باستخدام تحليل التدخل للسلسل الزمنية بتأثير عامل التدخل المتمثل بالحصار الاقتصادي مجزئا السلسلة الزمنية إلى جزأين من (990-993) كفترة أولى و (94-97) كفترة ثانية ولاحظ من خلال سلسلة أعداد المصابين بالأورام الخبيثة أنها غير مستقرة في الوسط الحسابي والتباين وأن هناك اتجاه عام واضح في السلسلة بعد عام 1973 وهذا يدل على أن تأثير عامل الحصار الاقتصادي زاد من عدد المصابين نتيجة لنقص الأدوية والغذاء إضافة إلى تأثير الأسلحة التي استخدمت أثناء العدوان الثلاثي على العراق، كما قدم الباحثان (Kaiser and Maravall:2001) ملاحظات لتحليل السلسل الزمنية لنماذج ARIMA وتطبيقها عمليا في بعض الدراسات في إسبانيا وقد توصلوا إلى أنه بالإمكان اعتبار نماذج ARIMA هي نماذج ARMA مستقرة مع اختلاف الرتبة فعلى سبيل المثال (ARIMA (1,1,1) يمكن اعتبارها نموذج (2,1) ARMA ، أما في عام (2009) قام الباحث (الجبوري، 2009:59) بدراسة السلسل الزمنية ثنائية المتغيرات للتتبؤ بنسبة تضخم الأسعار وعلاقته بسعر صرف الدولار الأميركي في مقابل الدينار العراقي لمدة من كانون الثاني (2004) لغاية كانون الأول (2008) وقد توصل إلى أن متوجه التضخم النقدي اتجاه سعر الصرف يتبع نموذج الانحدار الذاتي ثنائي المتغيرات غير المستقر من الرتبة الثانية .VARIMA(2,1,0)

## 1- الجانب النظري

يتناول هذا البند استعراض بعض المفاهيم العامة، وعرض مراحل بناء نموذج السلسلة الزمنية، ويعتمد تحليل السلسلة الزمنية على الخوارزمية التي رسمها الباحثان (B-J, 1976)، التي تبدأ بالمرحلة الأولى، وهي تشخيص النموذج الملائم للبيانات، تليها مرحلة قدير معلمات النموذج الشخص، ثم تأتي مرحلة فحص ملائمة النموذج الشخص، فإذا كان النموذج ملائماً تأتي المرحلة الأخيرة، وهي مرحلة التنبؤ المستقبلي.

### 1-1- مفاهيم رئيسية Fundamental Concepts

#### السلسلة الزمنية: Time Series

بالإمكان تعريف السلسلة الزمنية بأنها مجموعة من المشاهدات لقيم ظاهرة ما تكون مأخوذة في أوقات زمنية محددة (الفترات الفاصلة بين المشاهدة والتي تليها قد تكون متساوية أو غير متساوية ، وفي الغالب تكون متساوية). فإذا كانت متساوية فيعبر عنها ( $Z_{t_1}, Z_{t_2}, \dots, Z_{t_n}$ ) عند الفترات الزمنية  $t_1, t_2, \dots, t_n$  اذ ان

تتمثل عدد القيم المشاهدة ويمكن تمثيل السلسلة الإحصائية (Statistical Series) بالشكل التالي (الكاطع، 2007: 11-12):

$$Z_t = f(t) + a_t \quad t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$$

حيث إن:

$f(t)$  : يمثل الجزء المنتظم الذي يعبر عنه بدالة رياضية.

$a_t$  يمثل الجزء العشوائي وقد يسمى بالضجيج (التشويش).

ويمكن أن تكون السلسلة الزمنية من النوع المحدد (Deterministic) ومثال على ذلك:

$$Z_t = \cos 2\pi f(t) \quad t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$$

أي لا تحتوي على الجزء العشوائي. وفي هذا النوع من السلسلات الزمنية يمكن تحديد السلوك المستقبلي لها.

أو قد تكون السلسلة الزمنية دورية (Periodic) مثل ذلك البيانات التي تظهر بشكل جيري (Sinusoidal)

(Data) و يمكن تمثيلها بالصيغة:

$$Z_t = Z_{t+S} \quad \forall t \quad t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$$

حيث أن  $S$  : هي دورة السلسلة

ويمكن التمييز بين نوعين من السلسلات الزمنية هي:

السلسلات الزمنية المستقرة، والسلسلات الزمنية غير المستقرة حيث ان هناك حالتان من الاستقرارية وهما

الاستقرارية في المتوسط (Stationary in Mean) والاستقرارية في التباين (Stationary in Variance). إن

الاستقرارية في المتوسط هي حالة السلسلة عندما لا تُظهر اتجاهًا عاماً ويمكن تحويلها إلى مستقرة باستخدام الفروق. أما الاستقرارية في التباين فهي حالة السلسلة عندما لا تُظهر تذبذبات متباينة في شكل السلسلة الزمنية

ويمكن تثبيت التباين بالحصول على اللوغاريتم الطبيعي أو الجذر التربيعي أو المقلوبات لبيانات السلسلة .

## الارتباط الذاتي (AC)

وهو عبارة عن مؤشر يوضح درجة العلاقة بين قيم نفس المتغير عند فترات إزاحة ( $k$ ) مختلفة، وتتراوح قيمته بين (-1) و (1) أي  $-1 \leq \rho_k \leq 1$  - ويقدر حسب الصيغة التالية (Box&Pierce, 1970, 1509-1519):

$$\hat{\rho}_k = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (Z_t - \bar{Z})(Z_{t+k} - \bar{Z})}{\sum_{t=1}^n (Z_t - \bar{Z})^2} \quad (1-1)$$

حيث  $Z_t$  : قيم مشاهدات السلسلة

$\bar{Z}$  : يمثل الوسط الحسابي والمساوي إلى  $\bar{Z} = \sum_{i=1}^n \frac{Z_i}{n}$

كما إن التوزيع الإحصائي لمعاملات الارتباط الذاتي هو توزيع طبيعي بوسط حسابي صفر وتباین ( $1/n$ ) حيث

$$\rho_k \sim N\left(0, \frac{1}{n}\right) = 0, 1, 2, 3, \dots \quad \forall k$$

إن الرسم البياني لمعاملات الارتباط الذاتي ( $\rho_k$ ) ضد فترات الإزاحة ( $k$ ) حيث أن ( $k=1, 2, 3, \dots$ )، يطلق عليها دالة الارتباط الذاتي والتي يرمز لها بـ (ACF).

وتعد دالة الارتباط الذاتي (ACF) كوسيلة مهمة لمعرفة استقرارية السلسلة الزمنية حيث إنها تمثل أما لانحدار بسرعة نحو الصفر مع ازدياد فترات الإزاحة (الارتداد) (k) أو تقطع بعد عدد من فترات الإزاحة (k=q) أي ان :

$$\rho_k = 0 \quad \forall k > q$$

وبما إن دالة الارتباط الذاتي للعينة هي فقط تقديرات للارتباطات الذاتية فإن قيمها من المحتمل إن تكون صغيرة وليس صفر أي أن :

$$r_k \neq 0 \quad \forall k > q$$

أما إذا كانت السلسلة الزمنية غير مستقرة بسبب وجود اتجاه صاعد أو نازل في المعدل ، فإن دالة (ACF) للعينة لا تقطع ولا تتحدر ببطء تجاه الصفر وذلك لكون الشاهدات تمثل لأن تكون على نفس اتجاه الوسط الحسابي للسلسلة الزمنية لفترات زمنية عديدة ، و كنتيجة لذلك نحصل على ارتباطات ذاتية كبيرة عند فترات إزاحة طويلة (المتولي، 1989: 9-11).

وتعد دالة الارتباط الذاتي للبواقي (RACF) Residual Autocorrelation Function وسيلة مهمة لفحص ملائمة النموذج عن طريق اختبار عشوائية أخطاء البواقي حيث تكون :

$$\rho = \begin{cases} 1 & k = 0 \\ 0 & k \neq 0 \end{cases}$$

### الارتباط الذاتي الجزئي (PACF)

هو مؤشر يقيس العلاقة بين  $z_t$  و  $z_{t-k}$  لنفس السلسلة مع افتراض ثبات قيم السلسلة الزمنية و يعرف على انه الحد الأخير من نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة AR(P)، ويمكن إيجاد قيم معامل الارتباط الذاتي الجزئي و ذلك عن طريق دالة الارتباط الذاتي (Autocorrelation Function) وحسب الصيغة (الخضيري، 1996

:(8:

$$\varphi_{k+1,k+1}^{\wedge} = \frac{\rho_{k+1}^{\wedge} - \sum_{j=1}^k \varphi_{kj}^{\wedge} \rho_{k+1-j}^{\wedge}}{1 - \sum_{j=1}^k \varphi_{kj}^{\wedge} \rho_j^{\wedge}}$$

وتشتمل دالة الارتباط الذاتي الجزئي (PACF) في تحليل السلاسل الزمنية و تستخدمن كذلك لتشخيص النموذج المناسب من مجموعة نماذج العمليات العشوائية المستقرة و تحديد درجته و فحص ملائمتها لبيانات العينة من خلال اختبار عشوائية أخطاء البواقي.

إن دالة الارتباط الذاتي الجزئي (PACF) للسلسلة الزمنية المستقرة تمثل لانحدار بسرعة نحو الصفر مع ازدياد فترات الإزاحة أو تقطع بعد عدد معين من فترات الإزاحة (Anderson, 1942: 129-113).

### استقرارية السلاسل الزمنية Stationary Time Series

قد تكون السلسلة الزمنية غير مستقرة في التباين فضلاً عن كونها غير مستقرة في المتوسط (ليس لها استقرارية في الاتجاه العام (Trend) و الذي هو احد عناصرها)، مما يجعل لها عدة أوسع اتجاهات حولها البيانات حتى عندما تكون السلسلة متجانسة . فهذه النماذج توصف بأن لها سلوك غير مستقر ومتجانس (Non stationary )

(Homogenous) وتحول إلى مستقرة بأخذ عدد مناسب من عمليات الفروق العملية ويكون باستخدام عامل الفروقات الخلفية (Back Shift Differences Operator) ويرمز له ( $\nabla$ ) ويكون (الكافع، 2007: 20):

$$\nabla Z_t = Z_t - Z_{t-1} = (1 - B)Z_t$$

فتصبح السلسلة الزمنية مستقرة بعدأخذ (d) من الفروقات أي:

$$Z_t^* = \nabla^d Z_t, \quad d \geq 1$$

أما عدم ثبات التباين فيتم معالجته بأخذ اللوغاريتم الطبيعي لبيانات السلسلة أو بأخذ الجذر التربيعي لها أو مقلوب البيانات (Nuno, 1996: 87).

## 1-2 نماذج بوكس و جينكنز Box & Jenkins (B - J) للسلسلات الزمنية

### 1-2-1 نموذج الانحدار الذاتي Autoregressive Model (AR)

الصيغة العامة لنموذج الانحدار الذاتي من الدرجة (p) ستأخذ الشكل التالي : (الجبوري، 2010: 13):

$$Z_t = \Phi_0 + \Phi_1 Z_{t-1} + \Phi_2 Z_{t-2} + \dots + \Phi_p Z_{t-p} + a_t \quad (1-2)$$

أو

$$\Phi_p(B)Z_t = \Phi_0 + a_t \quad )3(1-$$

حيث ان :

$Z_t$  : قيم مشاهدات السلسلة

$\Phi_i$  : معالم النموذج  $i = 1, 2, 3, \dots, P$

$\Phi_0$  : الحد الثابت

p : درجة النموذج

$a_t$ : الأخطاء العشوائية التي تتوزع طبيعياً بوسط صفر وتبين مساوي  $\sigma^2$

إن نموذج الانحدار الذاتي يمكن أن يستخدم لتمثيل السلسلة المستقرة وغير المستقرة وان شرط تحقيق استقرارية النموذج يجب أن تقع جذور المعادلة  $0 = \Phi_p(B)$  خارج حدود دائرة الوحدة ، أي أن تكون

$$(-1 < \Phi_p < 1) \quad (1)$$

حيث أن B : عامل الارتداد الخلفي (Back shift operator) ويعرف بالشكل التالي :

$$B^k Z_t = Z_{t-k} \quad \forall k = 1, 2, \dots$$

إن دالة الارتباط الذاتي لنموذج الانحدار AR(p) تتضاعل أسيًا (exponential damping) مع زيادة فترات الإزاحة (k) ، في حين تقطع دالة الارتباط الذاتي الجزئي (PACF) بعد الفترة p (الصراف، 1981: 17).

وهناك حالتان خاصتان للصيغة العامة للانحدار الذاتي AR(p) وهما نموذجاً الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى AR(1) ومن الدرجة الثانية AR(2) اللذان يعتبران من النماذج الشائعة الاستخدام لتمثيل معظم السلسلات الزمنية (المتولي، 1989: 27-33).

ففي حالة كون (p=1) فإن المعادلة (1-2) تصبح كالتالي :

$$Z_t = \Phi_0 + \Phi_1 Z_{t-1} + a_t \quad (1-4)$$

والتي تمثل نموذج انحدار ذاتي من الدرجة الأولى AR(1). إن شروط تحقيق الإستقرارية في النموذج تتطلب أن تكون جذور المعادلة :  $(\Phi_1(B) = 1 - \Phi_1 B = 0)$  خارج حدود دائرة الوحدة أي أن  $-1 < \Phi_1 < 1$ :

وأن دالة الارتباط الذاتي (ACF) للنموذج تكون كالتالي:

$$\rho_k = \Phi_1^k \quad k = 0, 1, 2, \dots$$

ويمكن حل هذه المعادلة (مع استخدام  $\rho_0 = 0$ ) والحصول على:

$$\rho_k = \Phi_1^k \quad k = 0, 1, 2, \dots$$

أن دالة الارتباط الذاتي لنموذج AR(1) تحدى بصورة أسبة (exponentially) عندما تكون ( $\Phi_1$ ) موجبة وتحدر بصورة أسبة متزايدة في الإشارة عندما تكون ( $\Phi_1$ ) سالبة.  
أما دالة الارتباط الذاتي الجزئي (PACF) لنموذج AR(1) فهي :

$$\rho_{11} = \Phi_1$$

$$\rho_{kk} = 0 \quad k > 1$$

لذلك فإن دالة الارتباط الذاتي الجزئي (PACF) تقطع بعد الإزاحة الأولى ( $k > 1$ ).

وفي حالة كون ( $p=2$ ) في المعادلة (2-1) فإننا نحصل على نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة الثانية AR(2) والذي تكون صيغته كالتالي:

$$Z_t = \Phi_0 + \Phi_1 Z_{t-1} + \Phi_2 Z_{t-2} + a_t \quad (1-5)$$

لكي يكون النموذج AR(2) مستقر فإنه يجب أن تقع جذور المعادلة  $(1 - \Phi_1 B - \Phi_2 B^2 = 0)$  خارج حدود دائرة الوحدة أي يجب أن تتحقق المعلمتين ( $\Phi_1, \Phi_2$ ) الشروط التالية :

$$(-1 < \Phi_2 < 1, \Phi_2 - \Phi_1 < 1, \Phi_1 + \Phi_2 < 1)$$

أما صيغة دالة الارتباط الذاتي لنموذج AR(2) ف تكون كالتالي :

$$\rho_k = \Phi_1 \rho_{k-1} + \Phi_2 \rho_{k-2} \quad k > 0$$

وفي حالة ( $k=1,2$ ) فإن :

$$\rho_1 = \Phi_1 + \Phi_2 \rho_1$$

$$\rho_2 = \Phi_1 \rho_1 + \Phi_2$$

وقد بين (B-J, 1976:58-60) ان دالة الارتباط الذاتي لنموذج AR(2) تتضاعل أسيًا (exponential damping) إذا كانت:

$$\Phi_1^2 + 4\Phi_2 \geq 0$$

أما إذا كانت:

$$\Phi_1^2 + 4\Phi_2 < 0$$

فإن دالة الارتباط الذاتي (ACF) تكون عبارة عن موجات جيب متضائلة (Wave damping sine). أما الارتباطات الذاتية الجزئية ( $\rho_{kk}$ ) لنموذج AR(2) يمكن أن تمثل كالتالي:

$$P_{11} = \frac{\Phi_1}{1-\Phi_1}, \quad P_{22} = \Phi_2, \quad P_{kk} = 0$$

لذلك فإن دالة الارتباط الذاتي الجزئي (PACF) لنموذج AR(2) تقطع بعد الإزاحة الثانية أي ( $k > 2$ ).

### 2-2 نموذج الأوساط المتحركة (MA)

يمكن تمثيل نموذج الأوساط المتحركة من الدرجة (q) باستخدام عامل الارتداد الخلفي (B) على النحو الآتي (الجبوري، 2010: 17):

$$Z_t = \Phi_0 + (I - \Theta_1 B - \Theta_2 B^2 - \dots - \Theta_q B^q) a_t$$

والصيغة العامة لهذا النموذج :

$$Z_t = \Phi_0 + a_t - \Theta_1 a_{t-1} - \Theta_2 a_{t-2} - \dots - \Theta_q a_{t-q} \quad (6)$$

حيث ان  $\Theta_i$  معالم نموذج الأوساط المتحركة

$-1 < \Theta_i < 1$  وأن  $i = 1, 2, 3, \dots, q$

$q$  : درجة النموذج.

وان دالة الارتباط الذاتي للنموذج (MA) تقطع او تقترب من الصفر بعد الإزاحة (q) في حين تتضاءل دالة الارتباط الذاتي الجزئي (PACF) وبشكل أسي (الصرف، 1981: 17).

### 3-2 النموذج المختلط (الانحدار الذاتي - الأوساط المتحركة)

#### Mixed Autoregressive Moving Average Model (ARMA)

يمكن كتابة النموذج بالصيغة العامة من الدرجة (p, q) على النحو الآتي (B-J, 1976)

$$Z_t = \Phi_0 + \Phi_1 Z_{t-1} + \dots + \Phi_p Z_{t-p} + a_t - \Theta_1 a_{t-1} - \dots - \Theta_q a_{t-q} \quad (7)$$

وباستخدام عامل الارتداد الخلفي (B):

$$\Phi_p(B)Z_t = \Phi_0 + \Theta_q(B)a_t$$

$\Phi_p(B)$ : هي متعدد حدود في (B) لمعامل نموذج الانحدار الذاتي ( $\Phi_1, \dots, \Phi_p$ ).

$\Theta_q(B)$ : هي متعدد حدود في (B) لمعامل نموذج الأوساط المتحركة ( $\Theta_1, \dots, \Theta_q$ ).

ولكي تتوفر الاستقرارية في هذا النموذج يجب أن تكون جذور المعادلة ( $\Phi_p(B) = 0$ ) هي خارج حدود دائرة الوحدة وكذلك بالنسبة لجذور المعادلة ( $\Theta_q(B) = 0$ ) (الجبوري، 2010: 19).

## ٤-٢-٤ النموذج المختلط المتكامل

### Autoregressive Integrated Moving Average Models (ARIMA)

قد تكون بعض نماذج السلسل الزمنية غير مستقرة من ذات نفسها ولكنها تصبح مستقرة بعد الكثير من التحويلات أو الفروق ولذلك فالنموذج الذي يعبر عن هذه العملية سوف يختلف عن النموذج الأصلي إذ يجب إن يتضمن تلك التحويلات أو الفروق التي أجريت على النموذج ، إن هذه النماذج المستقرة تدعى بالنماذج المختلطة المتكاملة .

تعد نماذج (ARIMA) أكثر نماذج السلسل الزمنية استخداماً إذ انه بالإمكان اشتقاق جميع النماذج منها سواء الانحدار الذاتي أو الأوساط المتحركة أو المختلطة . وتكون هذه النماذج من ثلاثة أجزاء ، يمثل الجزء الأول منها نموذج انحدار ذاتي (AR(p) الذي يستخدم عادة في عملية التنبؤات للسلسلة الزمنية، أما الجزء الآخر فيمثل نموذج الأوساط المتحركة (MA(q) ويمثل الجزء الثالث (I(d) الفروق التي تتطلبها السلسلة من أجل أن تكون مستقرة (Auto Regressive Integrated Moving Average (Stationary) ولذلك فإنه يعبر عن نماذج (ARIMA) حيث أن:

غير الموسمية وفق الصيغة ARIMA (p,d,q) حيث أن:

P : هي رتبة نموذج الانحدار الذاتي (p) .

q : هي رتبة نموذج الأوساط المتحركة (q) .

d : هي عدد الفروق التي يجعل السلسلة مستقرة .

باستخدام عامل الارتداد الخلفي (B) في الصيغة التالية: (Dent& Min,1978:33-45) (الكافع ،2007،:

(30)

$$\phi(B)(1-B)^d X_t = \phi_0 + \theta(B)a_t$$

حيث أن:

$$\phi(B) = (1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)$$

$$\theta(B) = (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q)$$

$$(1 - B)^d = \nabla^d$$

وبفرض أن:  $\nabla^d X_t = Z_t$

فإن الصيغة العامة للنموذج المختلط المتكامل ARIMA(p, d, q)

$$Z_t = \Phi_0 + \phi_1 Z_{t-1} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + \dots + dZ_{t-p-d} + a_t - \theta_1 a_{t-1} + \dots + \theta_q a_{t-q} \quad (1-8)$$

وعليه يمكن اعتبار نماذج ARIMA هي نماذج ARMA مستقرة مع اختلاف الرتبة (Kaiser,2001:34).

### ١-٣ بناء نموذج السلسل الزمنية

يتم بناء نموذج السلسل الزمنية عبر أربعة مراحل هي: تشخيص النموذج الملائم للبيانات، تقدير معلومات النموذج المشخص، اختبار ملائمة النموذج المشخص، التنبؤ المستقبلي (B-J, 1976:240-243).

### 1-3-1 تشخيص النموذج Identification

إن تشخيص نماذج السلسل الزمنية تعدّ أهم خطوة من خطوات بناء نماذج السلسل الزمنية، وأول مرحلة من مراحل الخوارزمية التي وضع أساسها الباحثان Box و Jenkins عام 1976 ، ويجب أن تسبق مرحلة التشخيص مرحلة تهيئة البيانات فإذا كانت البيانات مستقرة من خلال ملاحظة رسم البيانات الأصلية والارتباطات الذاتية والجزئية لها فإن البيانات مهيأة للتشخيص. أما إذا كانت السلسلة غير مستقرة في الوسط ، والتباعين ، فإنه يتم معالجة عدم الاستقرارية في الوسط بأخذ الفرق الأول ( $d=1$ ) فإذا لم تستقر نأخذ الفرق الثاني( $d=2$ ) ، وغالباً ما تستقر بعد الفرق الأول أو الثاني . أما عدم الاستقرارية في التباعين ، فيتم معالجتها من خلال إجراء التحويل المناسب للبيانات ، وبعد تحقيق استقرارية السلسلة الزمنية تبدأ عملية تحديد النموذج ونقصد بذلك استخدام البيانات أو أية معلومات عن الكيفية التي تتولد بها السلسلة الزمنية ، فالهدف هنا هو الحصول على فكرة عن قيمة  $p$  و  $q$  التي تحتاجها في النموذج الخطى العام ARIMA والموضحة صيغته في المعادلة (1-7) ومن ثم الحصول على تقديرات أولية لمعلمات النموذج (B-J,1976:245) .

إن الأداتين المستخدمتين لتحديد النموذج درجته هما ذاتي الارتباط الذاتي (ACF) والارتباط الذاتي الجزئي (PACF) حيث يتم الرسم البياني لـ (ACF) و(PACF) ومن ثم يتم مطابقة معاملات الارتباط الذاتي والجزئي مع السلوك النظري لذاتي الارتباط الذاتي (ACF) والارتباط الذاتي الجزئي(PACF) فإذا كان (الصراف،1981:16-18):

- بيان دالة (ACF) تتناقص تدريجياً وبشكل أسي او سلوك دالة الجيب المتضائلة وبيان دالة (PACF) ينقطع بعد الإزاحة (P) فإن النموذج الملائم للبيانات هو .AR(P)
- بيان دالة ((ACF)) ينقطع بعد الإزاحة (q) وبيان دالة (PACF) تتناقص تدريجياً وبشكل أسي او سلوك دالة الجيب المتضائلة فإن النموذج الملائم للبيانات هو .MA (q)
- بيان الدالة (PACF) و(ACF) تتناقص تدريجياً وبشكل أسي او سلوك دالة الجيب المتضائلة فإن النموذج الملائم للبيانات هو ARMA<sup>\*</sup>(p,q)

### 1-3-2 التقدير Estimation

إن عملية تقدير النموذج هي المرحلة الثانية من مراحل دراسة السلسل الزمنية وتحليلها، وتتأتي بعد عملية تشخيص النموذج الملائم للسلسلة الزمنية، ولكي يحقق النموذج الهدف الأساس من بنائه، وهو التنبؤ فيجب علينا أن نضمن جودة تقديره و ملائمة للسلسلة الزمنية ، وهناك عدة طرائق لتقدير معالم النموذج من أبرزها (Pirce,1971:299-312)

1. طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (O.L.S.E.)

هذه الطريقة على مبدأ تقليص مجموع مربعات خطأ التقدير، وجعله في نهايته الصغرى.

2. طريقة الإمكان الأعظم Maximum Likelihood Method و تلخص الطريقة في أن أقيمت مصفوفة معالم النموذج المراد تقديرها يتم اختيارها وفقاً لمبدأ تعظيم دالة الإمكان.

### 3-3 اختبار دقة النموذج Diagnostic Checking of Model

يتم اختبار ملائمة النموذج ومدى صلاحيته لتمثيل بيانات السلسلة الزمنية من خلال:

- اختبار معنوية معلم النموذج وذلك باستخدام احصاء الاختبار (t-student) وذلك للتحقق من معنوية

معاملات النموذج إحصائياً أي لا تختلف عن الصفر ، فإذا كانت غير معنوية لابد من استبعاد احد

رتب AR أو MA

- تحليل الارتباطات الذاتية للبواقي  $a_t$  وبطريقتين (الجبوري، 2010: 28 - 29) :

- الطريقة التي تعتمد على اختبار (Ljung & Box) Q وذلك لاختبار فرضية عدم الآتية :

$$H_0 = \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_s = 0$$

معتمدين على الارتباطات الذاتية للبواقي. أما الصيغة الرياضية لاحصاء الاختبار (Q) هي:

$$Q_{(s)} = n(n+2) \sum_{k=1}^s \frac{1}{n-k} r_k^2(a) \quad )9(1-$$

حيث أن مقياس الاختبار Q يتوزع توزيع  $\chi^2$  وان :

وأن :  $m =$  عدد المعامل المقدرة ،  $k =$  عدد الإزاحات الكلية ،  $s =$  اكبر إزاحة مأخوذة.

- الطريقة الثانية:

هي الطريقة التي تعتمد فيها على حدود الثقة للارتباطات الذاتية للبواقي المقدرة ( $a_t$ ) والتي يجب أن تقع بين الحدين  $(\pm 1.96/\sqrt{n})$  باحتمال (0.95)، فإذا تحقق ذلك فهذا يدل على إن البواقي (Residuals) تتوزع عشوائياً و أن النموذج يقدم تمثيلاً وافياً للبيانات ويمكن استخدامه للتنبؤ وأن الارتباطات الذاتية للبواقي تتوزع طبيعياً بوسط حسابي صفر وتباين ( $1/n$ ).

كما سيتم استخدام معيار معلومات أكيك (AIC) (Akaike's Information Criterion) (S.Makridakis, ) (AIC) (Akaike's Information Criterion) وذلك لاختيار النموذج الأفضل (وهو النموذج الذي يكون تباينه ضعيف ويقل تباينه بزيادة عدد المعلم المقدرة و مجموع مربعات البواقي قليل) ويعرف معيار (AIC) رياضياً بما يلي:

$$AIC(p) = \ln(\sigma^2) + \frac{2(p+q)}{n} \quad (1-10)$$

حيث :  $\sigma^2$  تمثل تباين النموذج ، وأن  $(p+q)$  تمثل عدد المعلم المقدرة.

وقد عدلت الصيغة أعلاه وذلك لإعطاء وزناً أكبر للنمذاج المستعملة لأكبر عدد من المشاهدات :

$$MAIC = \frac{AIC}{n} \quad (1-11)$$

كذلك يتم استخدام معيار شوارز (Schwartz) بموجب المعادلة الآتية:

$$SBC = \text{Log}(\sigma^2) + \text{Log}(n) \left( \frac{p+q}{n} \right) \quad (1-12)$$

#### 4-4-1 Forecasting التنبؤ

التنبؤ هو الخطوة الأخيرة من خطوات دراسة وتحليل نماذج السلسل الزمنية، ويُعد الهدف الأساس من الدراسة، فبعد تحديد النموذج الملائم للبيانات يتم استخدامه لمعرفة قيم الظاهرة المستقبلية ولفترات (L) ويمكن حساب التنبؤ بعدد خطوات (L) وفق الصيغة: (Douglis, 1977:78-91)

$$\hat{Z}_{t+L} = E[Z_{t+L} | Z_t, Z_{t-1}, Z_{t-2}, \dots] \quad \text{for } L \geq 1 \quad (1-13)$$

إذا كان النموذج AR(1) فإن أفضل تنبؤ بعدد خطوات (L) هو:

$$\hat{Z}_{t+L} = \Phi^L Z_{t-1+L} \quad L \geq 1$$

أما إذا كان النموذج AR(2) فإن أفضل تنبؤ بعدد خطوات (L) هو:

$$\hat{Z}_{t+L} = \Phi_1^L Z_{t-1+L} + \Phi_2^L Z_{t-2+L} \quad L \geq 1$$

وفي حالة الأوساط المتحركة MA(q) فإن أفضل تنبؤ بعدد خطوات (L) هو:

$$\hat{Z}_{t+L} = a_{t+L} - \Theta_1^L a_{t-1+L} - \Theta_2^L a_{t-2+L} - \dots - \Theta_q^L a_{t-q+L}$$

وفي حالة النموذج المختلط ARMA(p, q) فإن أفضل تنبؤ بعدد خطوات (L) هو:

$$\hat{Z}_{t+L} = \Phi_1^L Z_{t-1+L} + \Phi_2^L Z_{t-2+L} \quad L \geq 1$$

#### 2- الجانب التطبيقي

##### 1- جمع البيانات

جمعت البيانات والتي تتتألف من سلسلة زمنية تتكون من (60) مشاهدة، وتعود إلى المدة من كانون الثاني عام 2006 لغاية كانون الأول عام 2010، وإن هذه البيانات تمثل أعداد المصابين بالأورام الخبيثة في مدينة الرمادي والمأخوذة من سجلات مستشفى الرمادي العام، وكما موضحة في جدول رقم (1).

جدول رقم (1)

\* أعداد المصابين بالأورام الخبيثة في مدينة الرمادي

| Year<br>Month | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 |
|---------------|------|------|------|------|------|
| January       | 17   | 33   | 44   | 61   | 80   |
| February      | 18   | 35   | 45   | 60   | 88   |
| March         | 18   | 36   | 47   | 63   | 85   |
| April         | 20   | 37   | 46   | 62   | 79   |
| May           | 19   | 38   | 46   | 64   | 90   |
| June          | 25   | 37   | 49   | 66   | 92   |
| July          | 29   | 38   | 47   | 67   | 93   |

|           |    |    |    |    |    |
|-----------|----|----|----|----|----|
| August    | 30 | 39 | 53 | 69 | 93 |
| September | 33 | 40 | 51 | 69 | 97 |
| October   | 33 | 42 | 53 | 68 | 95 |
| November  | 32 | 43 | 55 | 75 | 97 |
| December  | 33 | 46 | 60 | 74 | 99 |

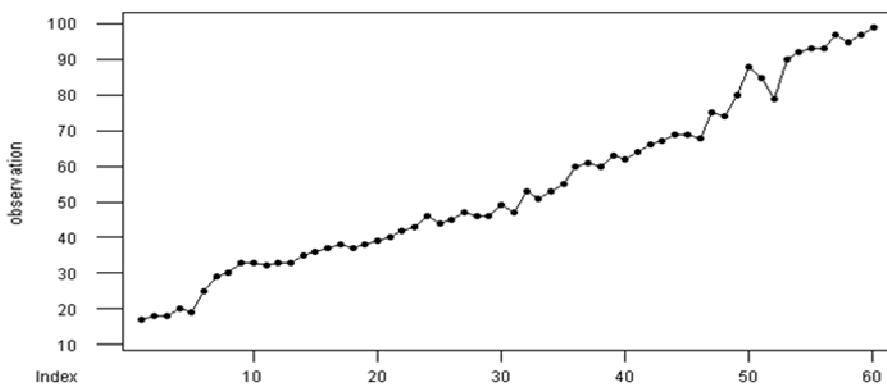
\*المصدر: مستشفى الرمادي العام ، شعبة الإحصاء

## 2- مرحلة تهيئة البيانات

يتم في هذه المرحلة تحضير البيانات من خلال رسم شكل الانتشار، واستخراج معاملات الارتباط الذاتي والجزئي وكذلك رسم حدود الثقة لدالة الارتباط الذاتي للبيانات الأصلية لمعرفة سلوك هذه البيانات وذلك باستخدام البرنامج الإحصائي (Minitab)، فمن خلال شكل رقم (1) نلاحظ أن التباين يميل إلى الثبات إلا إننا نلاحظ وجود اتجاه عام متزايد مع الزمن مما يدل على عدم استقرارية بيانات السلسلة في المتوسط وقد أكدت ذلك قيم معاملات الارتباط الذاتي والجزئي كما في الشكل رقم (2) والتي أظهرت فيه قيم معاملات الارتباط الذاتي حتى الفجوة (15) مختلفة معنويًا عن الصفر، ولكي تكون السلسلة مستقرة لابد من دخول جميع قيم معاملات الارتباط الذاتي للعينة ضمن حدود الثقة ماعدا عند الإزاحة الأولى، أو الثانية فممكن أن تقع خارج حدود الثقة، حيث إن حدود الثقة للبيانات بمستوى دقة (95%) هي: ( $-0.25 \leq r_k \leq +0.25$ )، ولاختبار معنوية المعاملات الكلية لدالة الارتباط الذاتي باستخدام Ljung & Box (Q.stat) فكانت قيمتها:

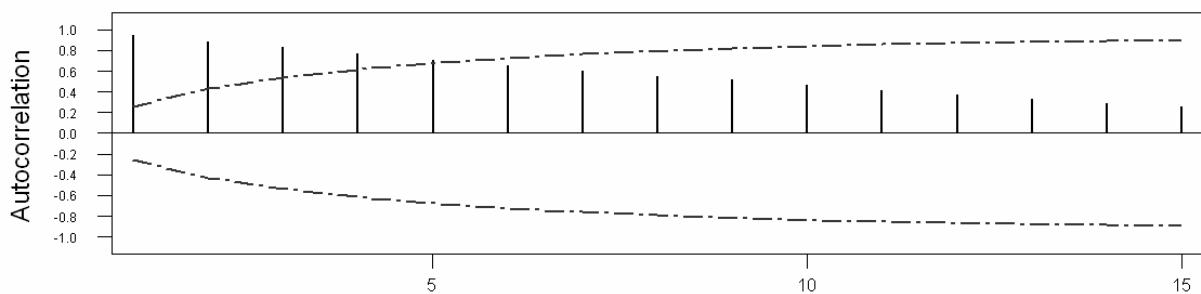
$$(Q . stat = 377.79 > \chi^2_{(15,0.05)} = 24.996)$$

وهذا ما يؤكد عدم استقرارية السلسلة الزمنية في المتوسط ، لذا ترفض فرضية عدم التي تشير إلى تساوي معاملات الارتباط الذاتي مع بعضها ومساواتها بالصفر ، وتقبل الفرضية البديلة وهذا يعني إن السلسلة الزمنية غير مستقرة، ولمعالجة ذلك تم اخذ الفرق الأول لبياناتها  $[Z_t - Z_{t-1}]$  والشكل (2) يبين رسم منحنى  $[Z_t]$  إذ نلاحظ فقدان الاتجاه العام في سلوكه ، مما يدل على استقرارية السلسلة في المتوسط (إزالة الاتجاه العام) ؛ ولتأكيد ذلك تم رسم حدود الثقة لدالة الارتباط الذاتي والجزئي للعينة ، والمبيبة في الشكل (4)، حيث نلاحظ أن جميع الارتباطات الذاتية والجزئية للعينة هي داخل حدود الثقة وإنها معنوية فقط عند الفترتين الأولى والثانية ، وهذا يؤكد الاستقرارية في المتوسط ،كما يمكن ملاحظة عدم وجود تأثيرات موسمية في السلسلة فبذلك أصبحت البيانات جاهزة لتطبيق المرحلة الأولى من مراحل منهجية (B-J, 1976) لدراسة نماذج السلسلة الزمنية وتحليلها.



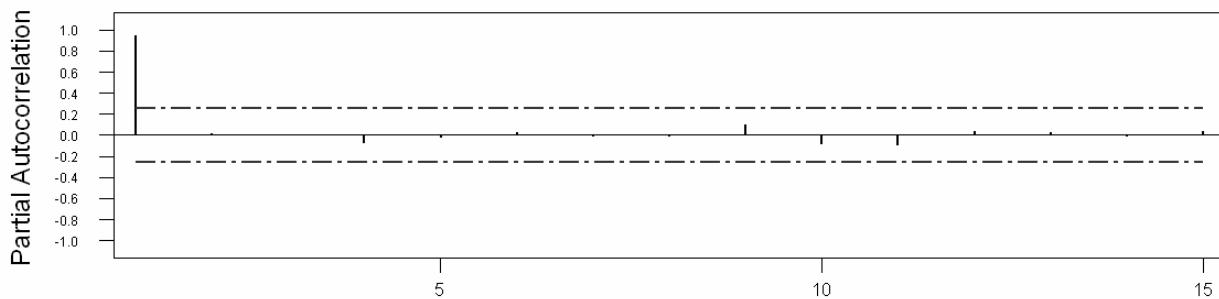
شكل (1) منحنى أعداد المصابين بالأورام الخبيثة للفترة (2010-2006)

#### Autocorrelation Function for observat



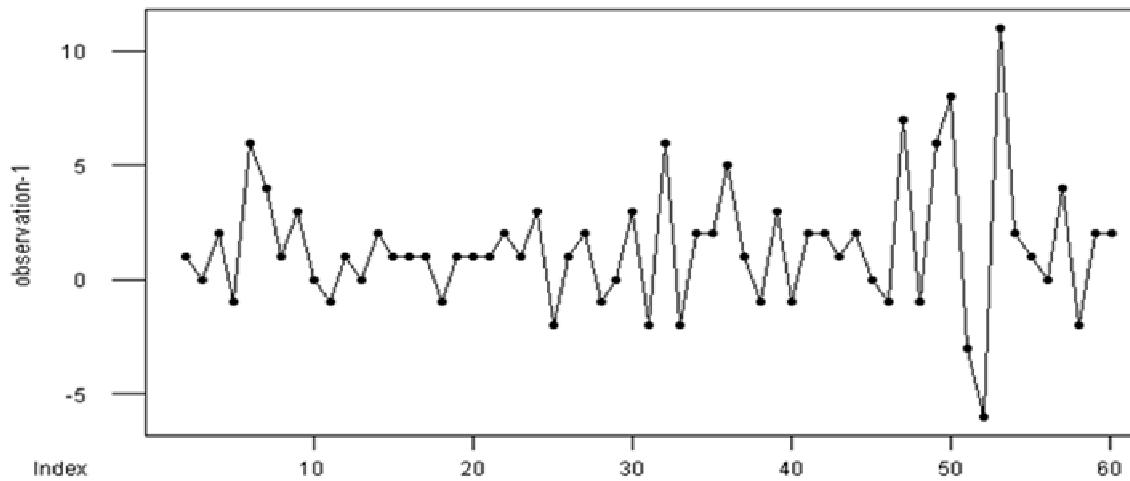
| Lag | Corr | T    | LBQ    | Lag | Corr | T    | LBQ    | Lag | Corr | T    | LBQ    |
|-----|------|------|--------|-----|------|------|--------|-----|------|------|--------|
| 1   | 0.94 | 7.27 | 55.58  | 8   | 0.55 | 1.38 | 299.25 | 15  | 0.25 | 0.56 | 377.79 |
| 2   | 0.88 | 4.11 | 105.50 | 9   | 0.51 | 1.25 | 318.31 |     |      |      |        |
| 3   | 0.83 | 3.08 | 150.21 | 10  | 0.47 | 1.11 | 334.42 |     |      |      |        |
| 4   | 0.77 | 2.49 | 189.30 | 11  | 0.41 | 0.96 | 347.19 |     |      |      |        |
| 5   | 0.71 | 2.09 | 223.10 | 12  | 0.37 | 0.84 | 357.55 |     |      |      |        |
| 6   | 0.65 | 1.80 | 252.51 | 13  | 0.33 | 0.74 | 365.97 |     |      |      |        |
| 7   | 0.60 | 1.57 | 277.80 | 14  | 0.28 | 0.64 | 372.54 |     |      |      |        |

### Partial Autocorrelation Function for observat



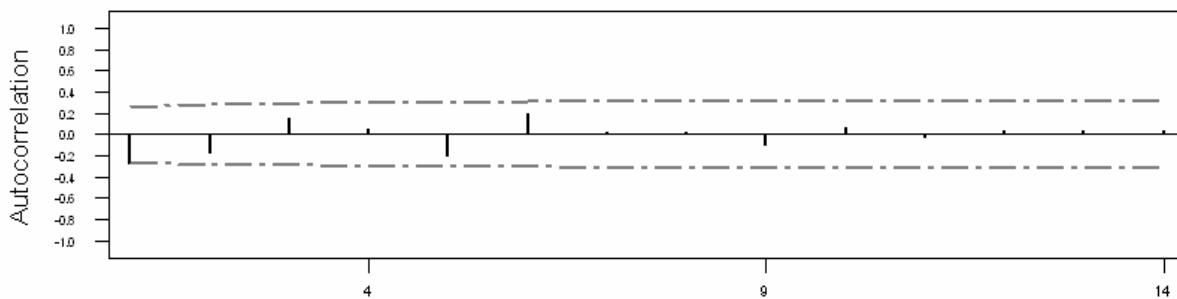
| Lag | PAC   | T     | Lag | PAC   | T     | Lag | PAC  | T    |
|-----|-------|-------|-----|-------|-------|-----|------|------|
| 1   | 0.94  | 7.27  | 8   | -0.03 | -0.20 | 15  | 0.03 | 0.21 |
| 2   | 0.01  | 0.05  | 9   | 0.10  | 0.76  |     |      |      |
| 3   | -0.01 | -0.09 | 10  | -0.10 | -0.76 |     |      |      |
| 4   | -0.08 | -0.61 | 11  | -0.11 | -0.85 |     |      |      |
| 5   | -0.03 | -0.26 | 12  | 0.03  | 0.25  |     |      |      |
| 6   | 0.02  | 0.15  | 13  | 0.03  | 0.19  |     |      |      |
| 7   | -0.02 | -0.19 | 14  | -0.02 | -0.19 |     |      |      |

الشكل رقم(2) رقم معاملات الارتباط الذاتي والجزئي للسلسلة الزمنية



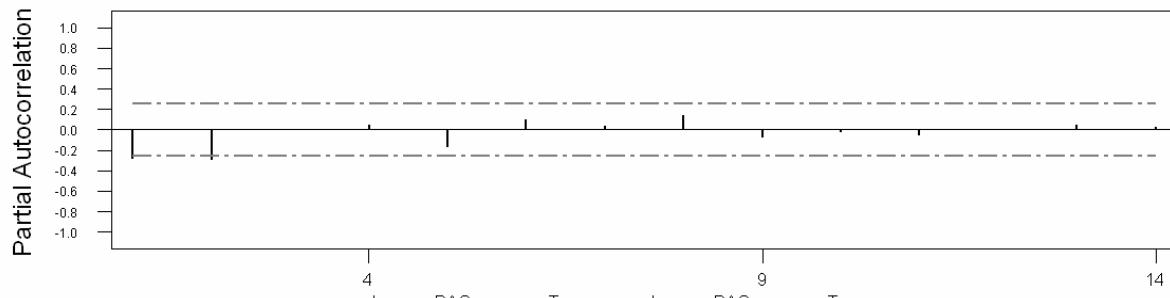
شكل رقم (3) منحنى السلسلة الزمنية بعد اخذ الفرق الأول

## ACF for C2



| Lag | Corr  | T     | LBQ   | Lag | Corr  | T     | LBQ   |
|-----|-------|-------|-------|-----|-------|-------|-------|
| 1   | -0.29 | -2.22 | 5.19  | 8   | 0.01  | 0.05  | 14.64 |
| 2   | -0.19 | -1.37 | 7.62  | 9   | -0.11 | -0.71 | 15.44 |
| 3   | 0.15  | 1.01  | 8.90  | 10  | 0.05  | 0.33  | 15.65 |
| 4   | 0.04  | 0.26  | 9.00  | 11  | -0.05 | -0.31 | 15.83 |
| 5   | -0.21 | -1.44 | 12.01 | 12  | 0.03  | 0.18  | 15.89 |
| 6   | 0.19  | 1.26  | 14.52 | 13  | 0.03  | 0.19  | 15.96 |
| 7   | 0.01  | 0.09  | 14.53 | 14  | 0.03  | 0.17  | 16.02 |

## PACF for c2



| Lag | PAC   | T     | Lag | PAC   | T     |
|-----|-------|-------|-----|-------|-------|
| 1   | -0.29 | -2.22 | 8   | 0.13  | 1.01  |
| 2   | -0.30 | -2.31 | 9   | -0.08 | -0.61 |
| 3   | -0.02 | -0.12 | 10  | -0.03 | -0.24 |
| 4   | 0.04  | 0.28  | 11  | -0.07 | -0.51 |
| 5   | -0.17 | -1.33 | 12  | -0.01 | -0.05 |
| 6   | 0.09  | 0.72  | 13  | 0.04  | 0.32  |
| 7   | 0.03  | 0.22  | 14  | 0.02  | 0.12  |

شكل رقم (4) معاملات الارتباط الذاتي والجزئي للسلسلة الزمنية بعد الفرق الأول

## 3- التشخيص

إن الخطوة الأولى في مراحل بناء نموذج السلسلة الزمنية هي تشخيص النموذج (Identification)، وقد تم تطبيق معايير التشخيص التي تعتمد على شكل منحنى دالة الارتباط الذاتي للعينة (ACF)، وشكل منحنى دالة الارتباط الذاتي الجزئي (PACF) وعند مطابقة قيم معاملات الارتباط الذاتي والجزئي للسلسلة الزمنية بعد اخذ الفرق الأول مع السلوك النظري لها كما في الشكل (4) لوحظ منحنى دالة (ACF) تتناقص تدريجياً مع زيادة فترات الإزاحة (k) سالكة سلوكاً سلوك دالة الجيب المتضائلة تدريجياً، في حين لوحظ قطع بعد الإزاحة الثانية (Cut-off) لدالة (PACF)، من خلال ذلك نستنتج ان النموذج الملائم هو انحدار ذاتي من الدرجة الثانية ARIMA(2,1,0) ولتحديد رتبة الانحدار الذاتي بشكل أدق تمت مقارنة ARIMA(2,1,0) مع نموذج

ARIMA(1,1,0) والذي أظهر معنوية معالمه أيضاً تم استخدام معايير المفضلة بين النماذجين وكما مبين في جدول رقم (2).

### جدول رقم (2)

يوضح حساب مجموع مربعات الباقي، تباين النموذج ، معيار معلومات أكايوك ومعيار شوارز

| Model order (p) | Adj.SSE  | Risiduals.V | AIC      | MAIC   | SBC      |
|-----------------|----------|-------------|----------|--------|----------|
| ARIMA(1,1,0)    | 414.7877 | 7.4069      | 286.5302 | 4.8564 | 290.6852 |
| ARIMA(2,1,0)    | 377.9074 | 6.7483      | 283.0703 | 4.7978 | 289.3029 |

مما نقدم نستنتج ان أقل قيمة لمعايير المفضلة المبينة اعلاه يحملها النموذج ذو الرتبة الثانية ، وبالتالي إن نموذج الانحدار الذاتي المتكامل ARIMA(2 , 1 , 0) هو النموذج الملائم للبيانات وصيغته الرياضية :

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2) \nabla Z_t = \phi_0 + a_t$$

Or :

$$Z_t = \phi_0 + Z_{t-1} + \phi_1(Z_{t-1} - Z_{t-2}) + \phi_2(Z_{t-2} - Z_{t-3}) + a_t$$

## 2-4 التقدير Estimation

بعد التحقق من ملائمة النموذج واختبار معنوية معالمه واختبار تجانس التباين تأتي الخطوة التالية من مراحل بناء نموذج السلسل الزمنية هي تقدير النموذج و بتطبيق طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية ( Ordinary Least Squares ) على بيانات السلسلة وبالاعتماد على البرنامج الجاهز ( SPSS V.10 ) تم الحصول على النتائج التالية والتي أثبتت اختلاف معنوية المعالم عن الصفر.

Final Estimation of Parameters :

| T       | StDev  | Coeff.  | Type     |
|---------|--------|---------|----------|
| -2.9243 | 0.1272 | -0.3715 | AR 1     |
| -2.3136 | 0.1272 | -0.2943 | AR 2     |
| 0.2045  | 6.7994 | 1.3907  | Constant |

Differencing : 1 regular differenc

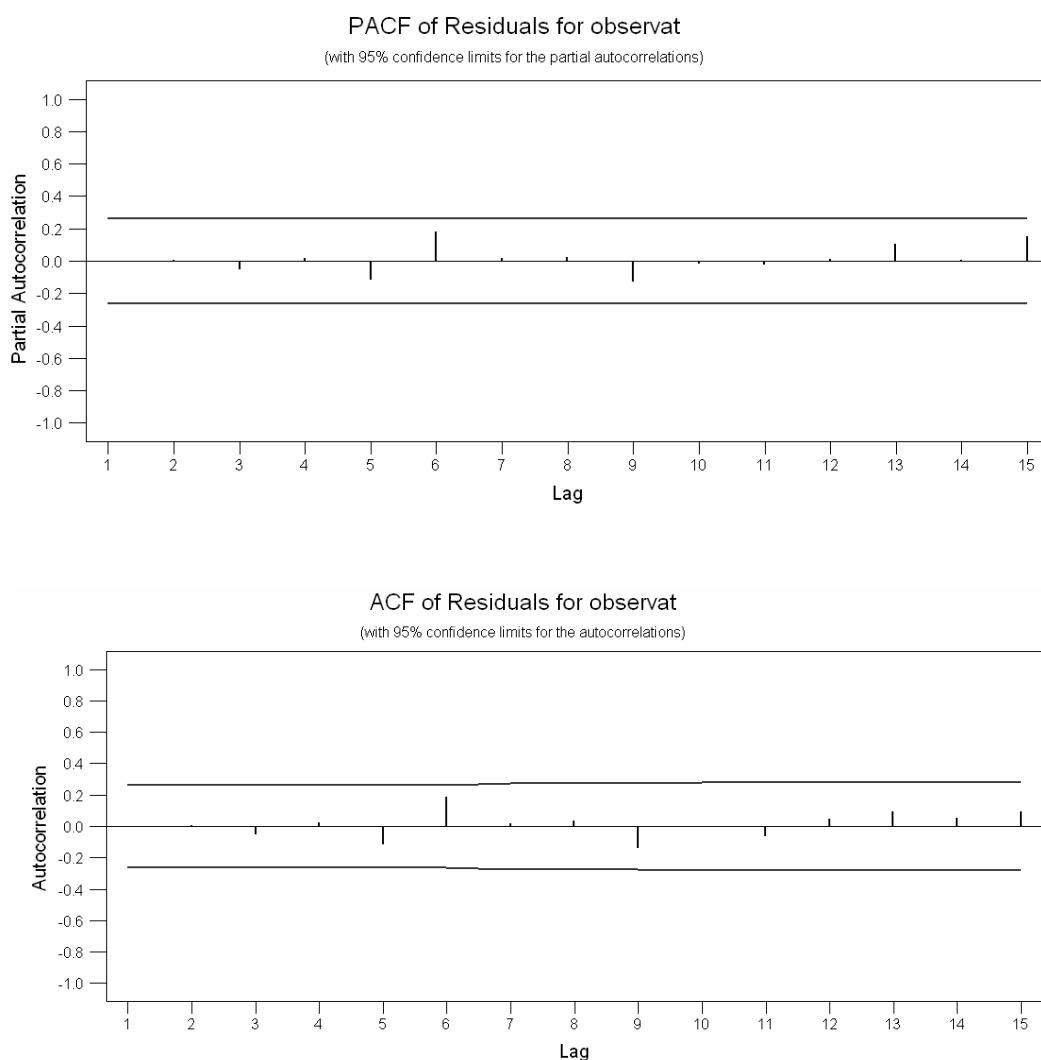
Number of observation : original series 60, after defferencing 59

Analysis of Variance :

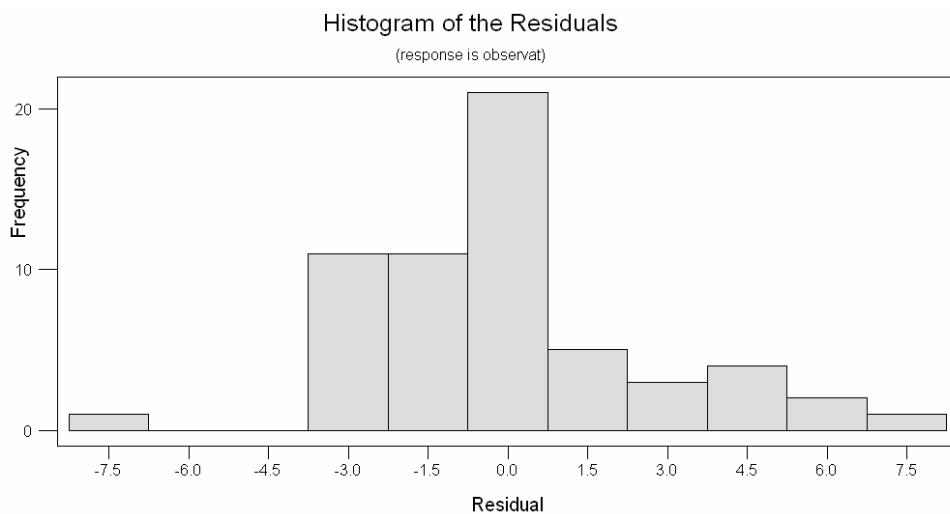
| DF           | Adj.sum of squares | Residuals variance         |
|--------------|--------------------|----------------------------|
| Residuals 56 | 373.9074           | 6.7484                     |
|              |                    | Standard error = 2.5919    |
|              |                    | Log Likelihood= -138.53514 |
|              |                    | 283.0703 AIC =             |
|              |                    | 4.7978 MAIC =              |
|              |                    | 289.3029 SBC =             |

## 2-5 اختبار دقة ملائمة النموذج

لاختبار عشوائية سلسلة البوافي تم استخراج معاملات الارتباط الذاتي والجزئي للبوافي المقدر وكما مبين في الشكل (5) إن جميع معاملات الارتباط الذاتي لها  $r_k(\hat{a})$  تقع ضمن حدود الثقة  $-0.26 \leq r_k(\hat{a}) \leq +0.26$ : ولغرض التأكيد من ملائمة النموذج تم تطبيق احصاء ألاختبار  $Q_{12}$  [ ومن الملاحظ أن القيمة المحسوبة ل  $Q_{12} = 5.5$  أقل من القيمة الجدولية لـ  $\chi^2_{10,0.05}$  ] (Ljung & Box) ، وهذا يعني قبول فرضية عدم القائلة بعشوائية البوافي (White Noise) ، وباللغة (18.307) ، وبالتالي فإن النموذج ARIMA(2,1,0) هو النموذج الملائم للبيانات. ولغرض التأكيد من معنوية معالم النموذج واحتساب حدي الثقة للتنبؤ تم التأكيد إن الأخطاء تتوزع طبيعياً وذلك من خلال تمثيل سلسلة بوافي النموذج المقدر كما في شكل (6) والذي يظهر فيه خصائص التوزيع الطبيعي، مما يؤدي إلى قبول النموذج واستخدامه للتنبؤ .



شكل رقم (5) معاملات الارتباط الذاتي والجزئي لبوافي النموذج المقدر



شكل رقم (6) التوزيع الطبيعي لبواقي النموذج المقدر

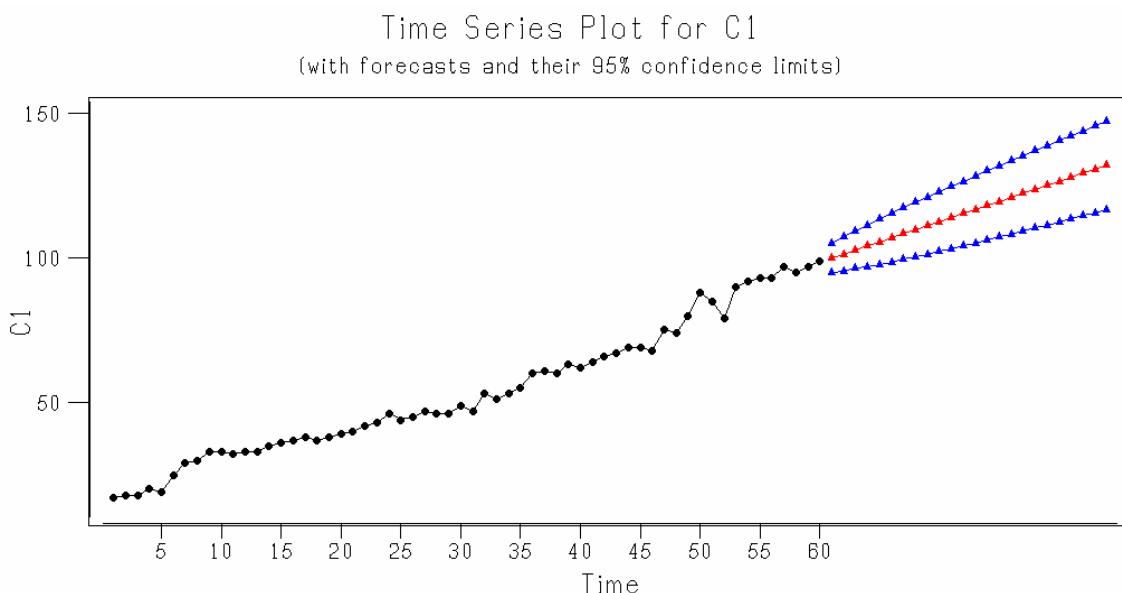
## 2-6 التنبؤ

تم في هذا البند استخدام النموذج في الفقرة (2-3) للتنبؤ بأعداد المرضى المصابين بالأورام الخبيثة في محافظة الانبار للفترة (2011-2012) والتي عرضت نتائجه في جدول رقم (3)، كما وتم تمثيل السلسلة الزمنية لهذه التنبؤات في الشكل (7) والتي أظهرت تتبع نفس سلوك السلسلة الأصلية.

جدول رقم (3)

أعداد المرضى المصابين بالأورام الخبيثة المتباينة في محافظة الانبار للفترة (2011-2012)

| Year<br>Month | 2011 | 2012 |
|---------------|------|------|
| January       | 100  | 117  |
| February      | 101  | 118  |
| March         | 103  | 120  |
| April         | 104  | 121  |
| May           | 106  | 122  |
| June          | 107  | 124  |
| July          | 108  | 125  |
| August        | 110  | 126  |
| September     | 111  | 128  |
| October       | 113  | 129  |
| November      | 114  | 131  |
| December      | 115  | 132  |



شكل رقم (7) منحنى القيم التنبؤية لسلسلة اعداد المصابين بالأورام الخبيثة للفترة (2011 - 2012)

### 3- الاستنتاجات والتوصيات

#### 1-3 الاستنتاجات

- نلاحظ من خلال دراسة سلسلة أعداد المرضى المصابين بالأورام الخبيثة في محافظة الانبار إنها غير مستقرة في المتوسط وأن هناك اتجاه عام واضح في السلسلة يتضح كثيراً بعد عام 2009 حيث أن ظهور تأثير الأسلحة الجرثومية و البيولوجية المستخدمة إثناء العدوان الأمريكي زاد من عدد المصابين إضافة إلى نقص الأدوية والأجهزة والمستلزمات الطبية .
- لقد تم تحقيق استقرارية السلسلة الزمنية بعد اخذ الفرق الأول للبيانات ، وبعد مطابقة معاملات الارتباط الذاتي والجزئي للسلسلة الزمنية مع السلوك النظري لدالتي الارتباط الذاتي والجزئي فقد اتضح أن دالة الارتباط الذاتي تنقص تدريجياً مع زيادة فترات الإزاحة (K) وبشكل موجات جيب متضائلة في حين لوحظ قطع في دالة الارتباط الذاتي الجزئي للعينة بعد الإزاحة الثانية .
- باستخدام معايير المفاضلة بين عدة نماذج وهي ( اقل قيمة لتباين النموذج ، اقل قيمة لمجموع مربعات الخطأ ، معيار معلومات أكيلك (AIC) و (SBC) وجد أن النموذج الملائم للبيانات هو نموذج الانحدار الذاتي من الرتبة الثانية وقد تم التأكيد من صحة تشخيص النموذج من خلال الاختبارات الإحصائية (معنوية المعالم المقدرة وتحليل دالة الارتباط الذاتي للبواقي).

4. وجد أن النموذج الكفوء والملائم لبيانات السلسلة هو نموذج الانحدار الذاتي المتكامل (2) ARIMA .1,0)
5. باستخدام هذا النموذج للتنبؤ بأعداد المرضى المصابين بالأورام الخبيثة في محافظة الانبار للفترة (2011-2012) أظهرت القيم التنبؤية تتسقًا مع القيم الأصلية للسلسلة.

### 3-2 التوصيات

من خلال النتائج التي تم التوصل إليها نوصي بما يأتي:

1. الأخذ بنتائج هذا البحث الذي يُظهر تزايد في أعداد المصابين بالأورام الخبيثة بمرور الزمن مما يقتضي اتخاذ التدابير اللازمة من قبل الجهات المختصة والكافلة بالحد من هذه الظاهرة سيما وأن اغلب مستشفيات المحافظة تفتقر لأجهزة الكشف المبكر لهذا المرض والمستلزمات العلاجية له .
2. تعميم هذه الدراسة إلى دراسات مناظرة في المحافظات التي تعرضت للظروف المشابهة لمحافظة الانبار لغرض المقارنة بينها.

**المصادر**

1. الجبوري ، وليد دهان صليبي، (2010) "التبؤ بمستوى التضخم في أسعار المستهلك الشهيرية في العراق باستخدام السلسل الزمنية ثنائية المتغيرات" ، رسالة ماجستير في الإحصاء، كلية الإدارة والاقتصاد، الجامعة المستنصرية
2. الخضيري ، محمد قدوري عبد،(1996) "دراسة مقارنة لطرائق التقدير و التنبؤ لبعض نماذج بوكس وجينكنز الموسمية" ، رسالة ماجستير في الإحصاء، جامعة بغداد، كلية الإدارة والاقتصاد..
3. الصراف ، نزار مصطفى، (1981)، "تحليل السلسل الزمنية باستخدام التقنية الإحصائية للتباوتات الاقتصادية في العراق" ، رسالة ماجستير في الإحصاء، جامعة بغداد، كلية الإدارة والاقتصاد.
4. الكاطع ، أحلام حشن، (2007)، "اختبارات التكامل الكسرى في نماذج ARIMA" ، رسالة ماجستير في الإحصاء، جامعة بغداد، كلية الإدارة والاقتصاد.
5. المتولي ، أحمد شاكر محمد طاهر، (1989)، "استخدام تحليل التدخل في السلسلة الزمنية وتطبيقاتها في البيانات البيئية" ، رسالة ماجستير في الإحصاء، جامعة صلاح الدين، كلية الإدارة والاقتصاد.
6. النعيمي ، محمد عبد العال ، ومحمد حبيب الشاروط، (2000) "استخدام نموذج التدخل في السلسل الزمنية لتقدير عدد المصايبين بالأورام الخبيثة في محافظة القادسية" ، مجلة القادسية للعلوم الإدارية والاقتصادية ، المجلد(3) العدد(1).
7. Ahtola, J. and Tiao, G. C. (1987), "A note on asymptotic inference in autoregressive models with roots on the unit circle", Journal of time series analysis, Vol. 8 No. 1 pp. 15-19.
8. Anderson, R.I, (1942),"Distribution of the series Analysis Correlation Coefffficient", Ann. Mat. Statistic, Vol.13. P (113-129).
9. Box, G.E.P and Jenkins, G.M. (1976), "Time Series Analysis Forecasting and control", Holden day, London.
10. Box, G.E.P. & Pierce, D.A., (1970), "Distribution of the Residual Autocorrelation in Autoregressive-integrated moving Average Time Series Models", JASA, VOL.65, P. (1520-1526).
11. Douglas,C.M & Contreas, J.G.,(1976),"Note On Forecasting With Adaptive Filtering, O.P.Q,Vol.24,No.4,P(87-90).
12. Kaiser, R. and Maravall, A. (2001), "Notes on Time Series Analysis ARIMA Models and Signal Extraction", Benco de Esponaservicio Estudios
13. Nuno Crato, (1996), "Some Results on the Spectral Analysis of stationary Time Series" Portugal Mathematic Vol. 53. Fasc. 2-1996.

- 
- 14. Pirece,A.D.(1971),"Least Squares Estimation in the Regression Model with Autoregresseion-Moving Average Errors",Biomatrika,Vol.58,P(299-321).
  - 15. S. Makridakis, S. C. Wheelwright and R. J. Hyndman (1998), "Forecasting Methods and Applications ", Third Edition, John Wiley & Sons, Inc. Publication, New York, USA.
  - 16. Wheel Wright, S.G. & Markidis, S. (1973), "An Examination of the Use of Adaptive filtering in Forecasting O.P.Q", vol.24, No.1, P (60-64).