استعمال نموذج الانحدار الذاتي والاوساط المتحركة المتكامل (ARIMA) للتنبؤ بانتاج التمور في العراق

ا.م.د.جاسم ناصر حسين
جامعة كربلاء/كلية الادارة والاقتصاد
قسم الاحصاء
jasim.nasir@uokerbala.edu.iq

م.بهاء عبد الرزاق قاسم
جامعة البصرة/كلية الادارة والاقتصاد
قسم الاحصاء
bahaaalameri21@gmail.com

المستخلص :

يشكل أنتاج التمور في كثير من دول العالم ووفي العراق بشكل خاص جزءاً كبيراً من الاقتصاد الوطني. ويعد العراق في صدارة الدول المصدرة للتمور الى العالم الا ان انتاجه من التمور في السنوات الأخيرة انخفض بشكل ملحوض نتيجة لما مر به البلد من حروب وأزمات مما جعله من البلدان المستوردة للتمور وبذلك خسر اقتصاده ركيزة مهمة من ركائزه الأساسية .

يهدف البحث الى استخدام نماذج الانحدار الذاتي والاوساط المتحركة المتكامله (ARIMA) للتنبؤ بانتاج التمور في العراق للفترة ٢٠١٩-٢٠٢٥ بالاعتماد على سلسلة زمنية من انتاج التمور في العراق شملت الفترة ١٩٨٠-٢٠١٨. وتم استخدام الوسائل الاحصائية لدراسة خصائص السلسلة الزمنية حيث تم ملاحظة تذبذب واضح في السلسلة الزمنية مع وجود نمط متناقص فيها. ومن خلال التحليل الاحصائي توصل الباحثان الى مجموعة من النتائج كان اهمها ان النموذج الملائم للتنبؤ بانتاج التمور هو نموذج ARIMA(2,2,0) من بين مجموعة من النماذج المقترحة لامتلاكه اقل قيم لمعياري AIC و BIC وتحقيق بواقي هذا النموذج خصائص التشويش الابيض. واستعمل هذا النموذج للتنبؤ بانتاج التمور للفترة من ٢٠١٩-٢٠٢٥.

الكلمات المفتاح: انتاج التمور، نموذج الانحدار الذاتي والاوساط المتحركة المتكامل ، التنبؤ.

Using Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA) Model to Forecast the Production of Dates in Iraq

Assist.prof.Dr.Jasim N.Hussien **Lecturer.Baha A.Qasim**
College of Administration and Economics
University of Karbala **University of Basrah**

Abstract:

Date production is representing in many countries of the world, especially in Iraq, a large part of the national economy. Previously, Iraq is at forefront of countries in exporting the dates to the world. But, recently, his production of dates is decreasing significantly as a result of the known conditions in the country (e.g., wars and crises), which are changing the country to an importing country of dates; consequently the economy losses of an important support to its main pillars.

The research aims to use the Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA) model to predict the production of dates in Iraq for the period 2019-2025 based on a time series of dates production in Iraq, including the period 1980-2018. Statistical methods were used to study the characteristics of the time series where there was a clear fluctuation in the time series with a decreasing pattern. The results of statistical analysis, showed that the most important and appropriate model for predicting the production of dates is the model of ARIMA (2,2,0) from a set of models proposed because it has the lowest value of AIC and BIC criteria and it has characteristics of white noise. This model was used to predict date production for the period 2019-2025.

Key words: Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA) model, Date production, Forecasting

١. المقدمة

اهمية البحث: تنبع اهمية البحث من استخدام اساليب التنبؤ في تحليل السلسلة الزمنية لإنتاج التمور، وتوجيه نتائج البحث في اتخاذ القرارات والسياسات التي تهم مستقبل انتاج التمور في العراق. واشهر اساليب التنبؤ المستعملة في تحليل السلاسل الزمنية ما يعرف بنماذج الانحدار الذاتي والاوساط المتحركة المتكامل (Autoregressive Integrated Moving Average) واختصارا يكتب (ARIMA) وذلك لدقة تنبؤاته.

المشكلة: يعتبر انتاج التمور واحد من العوامل المهمة التي تساهم في الاقتصاد العراقي. لذا يتطلب ذلك اجراء الدراسات العلمية التي من شانها تناقش انتاج التمور والوضع الحلول المناسبة لمعالجة المشاكل والمحددات التي تقف امام نمو انتاج التمور وتحسين نوعيته والذي من شانه يسهم في دعم الاقتصاد العراقي.

هدف البحث: يهدف البحث الى تحديد افضل نموذج من نماذج ARIMA ومن ثم استعماله للتنبؤ بإنتاج التمور في العراق للفترة ٢٠١٩-٢٠٢٥ باعتماد بيانات السلسلة الزمنية لإنتاج التمور في العراق للفترة ١٩٨٠-٢٠١٨ .

فرضية البحث: عدم استقرارية السلسلة الزمنية لكميات انتاج التمور للفترة ١٩٨٠-٢٠١٨ اذ تبذبذت بين الصعود والنزول بسبب الظروف التي مر بها البلد خلال تلك الفترة.

الاسلوب الاحصائي: تعد الاساليب الاحصائية من اهم الاساليب والطرق المستعملة في الدراسات والبحوث العلمية على اساس تحديد التغيرات التي تطرأ على الظواهر. وتعتبر اساليب التنبؤ باستعمال السلاسل الزمنية احد الاساليب الاحصائية المهمة التي من خلالها يمكن قياس التغيرات في قيم الظاهرة مع الزمن، فضلا عن التنبؤ بالتغيرات المستقبلية اعتماداً على القيم السابقة للظاهرة.

الدراسات السابقة: ظهرت العديد من الدراسات والبحوث التي تناولت انتاج التمور او استعمال نموذج الانحدار الذاتي والاوساط المتحركة منها استخدام البديري في (٢٠١٠) اسلوب الاحصاء الوصفي لتحليل واقع انتاج التمور في العراق للفترة ١٩٨٠-٢٠٠٩ و تقدير معادلة الاتجاه العام للتنبؤ بانتاج التمور حسب الصنف في السنوات ٢٠١٠، ٢٠١٥، ٢٠٢٠ . اما الباحثة (Ali) في (٢٠١٣) فاستعملت نماذج ARIMA للتنبؤ بكميات هطول الامطار في محافظة بغداد للفترة ٢٠١٣-٢٠١٦ .كما قام الباحث علي في سنة (٢٠١٥) بتحليل الواقع الاقتصادي لانتاج التمور والبيئة المؤثرة فيه في العراق للفترة ١٩٩٠-٢٠١٣ .وفي (٢٠١٦) بين الباحث حايك افضل

نموذج للتنبؤ بحجوم المياه شهرياً الوارده من خلال نهر الروس في الساحل السوري هو SARIMA(0,1,2)(1,2,1). بينما عمل الباحث Anokye في (٢٠١٨) على تقدير مجموعة من النماذج تمثلت بنموذج الاتجاه الخطي و الاتجاه التربيعي و ARIMA و اختيار افضلها لتقدير عدد المصابين بمرض الملاريا.

هيكل البحث: تضمن البحث في المبحث الثاني استعراضاً لفكرة نماذج ARIMA اما المبحث الثالث فقد تضمن تحليل سلسلة زمنية لانتاج التمور للفترة من ١٩٨٠-٢٠١٨ والمبحث الرابع تضمن اهم النتائج التي تم التوصل اليها والتوصيات.

٢.الجانب النظري

٢-١ انتاج التمور في العراق

ينفرد العراق عن غيره من دول العالم بإنتاجه ٦٠٠ صنف من التمور ومن اهمها الخستاوي و الخضراوي والزهدي والساير ...الخ اذ تمتاز هذه الاصناف بكثافة انتاجها السنوي مما يؤدي بإنتاج التمور ان يلعب دوراً مهماً في الاقتصاد القومي المحلي للبلد عن طريق مساهمته بسد حاجة الاسواق المحلية من التمور للاستهلاك البشري و الحيواني و استخدامه في صناعة المنتجات المختلفة و تصدير الجزء الفائض الى الخارج . كما تشير المصادر الى امتلاك العراق ما يقارب ٣٠ مليون نخلة في ستينات القرن المنصرم الا ان هذا العدد بدأ بالانخفاض تدريجياً نتيجة لجملة من العوامل منها توسع المدن والقرى و الحروب فضلا عن تدهور القطاع الزراعي بعد عام ٢٠٠٣ مما ادى الى هلاك عدد كبير من اشجار النخيل.(البديري،٨،٢٠١٠) ، (علي،٢٠١٥، ٢٦-٢٧) .

يبين الجدول(١) اجمالي انتاج التمور في العراق للفترة ١٩٨٠-٢٠١٨ حيث نلاحظ تذبذبا واضحاً صعوداً ونزولاً في كميات انتاج التمور لفترة البحث اذ بلغ ٦٠١٣٠٠ طن في عام ١٩٨٠ ثم بدأ بالانخفاض وبشكل متذبذب بسبب اندلاع الحرب آنذاك ثم اخذ اتجاهاً متزايداً في عام ١٩٩٠ اذ بلغ الانتاج ٥٤٥٠٢٠ طن واستمر بهذا الاتجاه حتى عام ٢٠٠٢ اذ بلغ 919470 طن نتيجة لتوجه الدولة في تللك الفترة الى الاهتمام والاعتماد على القطاع الزراعي في دعم الاقتصاد الوطني والذي كان ناجماً عن الحصار الاقتصادي على العراق بعدها اخذ الإنتاج بالانخفاض حتى بلغ 404030 طن في عام ٢٠٠٥ ثم عاود ليأخذ اتجاهاً متصاعداً متذبذباً مسجلا 646163 طن في عام ٢٠١٨.

جدول(١) انتاج التمور(طن) في العراق للفترة ١٩٨٠-٢٠١٨

السنة	انتاج التمور	السنة	انتاج التمور	السنة	انتاج التمور	السنة	انتاج التمور
1980	601300	1991	566220	2002	919470	2013	676111
1981	370100	1992	447740	2003	868390	2014	662447
1982	373900	1993	613180	2004	448370	2015	602348
1983	344800	1994	675820	2005	404030	2016	615211
1984	251100	1995	881030	2006	432370	2017	618818
1985	390100	1996	797450	2007	430782	2018	646163
1986	434100	1997	750140	2008	476325		
1987	322700	1998	913020	2009	506983		
1988	356000	1999	763720	2010	566827		
1989	488300	2000	931540	2011	617170		
1990	545020	2001	906790	2012	655540		

المصدر: (البديري،٢٠١٠،٢٩)،(علي،٢٠١٥،١٠)، مديرية الاحصاء الزراعي ،٢٠١٨ ، تقرير انتاج التمور ،الجهاز المركزي للإحصاء، وزارة التخطيط ، جمهورية العراق.

٢-٢ نماذج الانحدار الذاتي والاوساط المتحركة المتكاملة

Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA)

يفضل قبل استعمال النماذج الاحصائية في مجال السلاسل الزمنية تحديد ودراسة خصائص السلسلة الزمنية لانها الاساس الذي يعتمد عليه في تحديد النموذج المناسب لذلك تضمن المبحث الجزئي التالي دراسة خصائص السلسلة الزمنية وتحديد المؤشرات الاحصائية المناسبة لتحديد هذه الخصائص.

٢ ٢ ١ استقرارية السلسلة الزمنية Stationary of time series

تعرف السلسلة الزمنية بانها مجموعة من المشاهدات المتعاقبة زمنيا لمتغير ظاهرة معينة في حقل معين من حقول الحياة المختلفة. وتعتبر خاصية استقرارية السلسلة الزمنية من الخصائص المهمة والضرورية الواجب التاكد منها قبل البدء بعملية تحليل وبناء النموذج الذي يصف بيانات السلسلة الزمنية.(شومان،٢٠١٣،٥)
يقصد باستقرارية السلسلة الزمنية (ان بياناتها تتذبذب حول متوسط ثابت للسلسلة الزمنية اي عدم وجود تغير في وسطها الحسابي و في تباينها اي تمتلك وسطاً وتبايناً ثابتين لا يعتمدان على الزمن t). ويوجد نوعان من الاستقرارية هما الاستقرارية

التامة والاستقرارية الضعيفة حيث يتحقق النوع الثاني من الاستقرارية اذا تحققت الشروط الاتية(التميمي،١٢٣،٢٠١٣):-

$$\left.\begin{array}{l} E(y_t) = \mu \\ var(y_t) = \sigma^2 \\ cov(y_t, y_{t+k}) = \gamma_k;\ \ k = 0, \pm1, \pm2, \pm3, \ldots. \end{array}\right\} \quad (1)$$

ان تحقيق الاستقرارية في السلسلة الزمنية يتطلب تحقيق الاستقرارية في المتوسط و التباين .

٢ ٢ ٢ طرائق فحص الاستقرارية Methods of stationary test

توجد عدة طرائق احصائية بالامكان الاستدلال من خلالها على استقرارية السلسلة الزمنية منها:-

أ- رسم الانتشار للسلسلة الزمنية: Sector plot

اذ يتم رسم شكل الانتشار لمشاهدات السلسلة الزمنية مع الزمن للكشف عن بعض خصائصها، اذ بالامكان من خلال الرسم ملاحظة التاثيرات الموسمية و فيما اذا كانت السلسلة الزمنية تعاني من اتجاه عام.(Shrivastav,2012, 495)

ب - رسم دالة الارتباط الذاتي Autocorrelation Function

يتم حساب معاملات الارتباط الذاتي للسلسلة الزمنية وحساب حدي الثقة من خلال تحديد مستوى الثقة المطلوب ومن ثم رسم قيم معاملات الارتباط الذاتي مع حدي الثقة حسب العلاقة (٢) فاذا كانت جميع او معظم الارتباطات تقع داخل حدي فترة الثقة تكون السلسلة مستقرة، وعليه اذا كانت بيانات السلسلة عشوائية باحتمال ٠,٩٥ فان جميع معاملات الارتباط الذاتي تقع ضمن حدي فترة الثقة ادناه. (Gujarati,2004, 842-844)

$$-1.96/\sqrt{T} \leq r_k \leq 1.96/\sqrt{T} \quad \ldots.(2)$$

وتمثل (T) عدد المشاهدات في السلسلة ، (r_k) تمثل معامل الارتباط الذاتي للفترة (k) وعملياً يكون الاستدلال على ان السلسلة مستقرة اذا كانت جميع معاملات الارتباط الذاتي لها تدخل ضمن حدود فترة الثقة المعرفة بالمعادلة (٢) بعد التباطؤ الثاني او الثالث وبخلافه تكون السلسلة غير مستقرة وينبغي معالجتها.(التميمي،٢٠١٣، ١٢٦).

ت – اختبارات جذر الوحدة Unit Root tests

تعد اختبارات جذر الوحدة من الاختبارات الاحصائية المستخدمة في الكشف عن استقرارية السلسلة الزمنية اي تحديد فيما اذا كانت تعاني من الاتجاه ام لا ومن اشهر هذه الاختبارات شيوعاً في الاستخدام اختبار ديكي- فولر (Dickey–Fuller test) وتتلخص خطوات الاختبار بالاتي:

– حساب احصاءة الاختبار τ وذلك من خلال تقدير نموذج الانحدار الذاتي AR(1) والمعرف بالمعادلة(٣) ادناه.

$$Y_t = \emptyset\, Y_{t-1} + a_t \qquad \ldots\ldots (3)$$

اذ ان Y تمثل مشاهدات السلسلة الزمنية في الزمن t. a_t يمثل الخطأ العشوائي والذي يتبع خاصية التشويش الابيض اي ان يتبع توزيع طبيعي متماثل بمتوسط صفر وتباين ثابت ويعرف رياضياً كالاتي:

$$a_t \sim Niid(0,\sigma^2)$$

و عليه تحسب احصاءة الاختبار من خلال المعادلة(٤) الاتية:

$$\tau = \frac{\hat{\emptyset}}{s.e(\hat{\emptyset})} \qquad (4)$$

– تقارن τ المحسوبة من المعادلة(٤) مع نظيرتها الجدولية والمستخرجة من جداول خاصة اعدت من قبل ديكي و فولر لاختبار الفرضية الاحصائية المعرفة ادناه.

H0: السلسلة الزمنية تعاني من جذر الوحدة(غير مستقرة)
H1: السلسلة الزمنية لا تعاني من جذر الوحدة(مستقرة)

الاختبار اعلاه يعرف باختبار ديكي- فولر البسيط ويرمز له DF .وقد طور ديكي وفولر اختبارهما DF وعرف بعد ذلك باختبار ديكي- فولر المطور(الموسع) Augmented Dickey-Fuller test (ADF) حيث ان هذا الاختبار وضع لمعالجة الارتباط الذاتي الذي قد يوجد بين الاخطاء.(Fattah,2018, 4-5)،(Shrivastav,2012,495)

٢ ٢ ٢ معالجة عدم الاستقرارية Instability Processing

اذا بينت الاختبارات اعلاه ان السلسلة الزمنية غير مستقرة فبالامكان معالجة ذلك كالاتي:

أ-عدم الاستقرارية في الاتجاه (الوسط) Instability with the mean

اذا كانت السلسلة الزمنية غير مستقرة في الاتجاه (الوسط) اي هناك تذبذب حول الوسط بالزيادة او النقصان هذا يعني ان السلسلة غيرمستقرة بالاتجاه او الوسط ولازالة الاتجاه من السلسلة الزمنية يتم اخذ العدد المناسب من الفروق لتحقيق الاستقرارية ويتم تحديد عدد الفروق تجريبياً ولكن غالبا معظم السلاسل الزمنية تصبح مستقرة بعد اخذ الفرق الثاني. ويعبر عن هذه العملية رياضياً باخذ d من الفروق للسلسلة الزمنية وباستخدام المعادلة الاتية نحصل على السلسلة الجديدة Wt .(شيخي،٢٠١١، ٢٠٤)

$$W_t = \nabla^d Y_t = (1-B)^d Y_t \qquad (5)$$

فاذا كانت السلسلة مستقرة عندئذ Wt = Yt اي ان d=0 واذا كانت تستقر بعد الفرق الاول فان

$$W_t = \nabla^1 Y_t = (1-B)^1 Y_t = Y_t - Y_{t-1} \qquad (6)$$

ب -عدم الاستقرارية في التباين(بشير،٢٠٠٣، ٨٦)

Instability with the variance

اذا كانت السلسلة الزمنية لم تحقق شرط الاستقرار في التباين فهناك تحويلات كثيرة يمكن استخدام احدها وبما يتناسب مع حالة السلسلة الزمنية ، وبالامكان تحقيق الاستقرارية في التباين من خلال استخدام هذه التحويلات ومنها تحويل بوكس-كوكس. ويعتمد هذا التحويل على تحديد وجود علاقة بين وسط وتباين السلسلة حيث يتم حساب الميل من انحدار لوغارتيم الانحراف عن المتوسط على لوغارتيم وسط السلسلة وحسب الصيغة الاتية:

$$F(y)=y^{(1-b)} \qquad (7)$$

ويتم تحديد التحويل الملائم للبيانات الاصلية للسلسلة وحسب الصيغة (7)، اذ ان Y البيانات الاصلية للسلسلة الزمنية و(1-b)تمثل الاس المطلوب لاجراء التحويل الملائم وكما في الجدول (٢).

الجدول(٢) يبين بعض التحويلات الشائعة عند عدم الاستقرار في التباين.

الميل(b)	الاس(1-b)	التحويل
-١	٢	التربيعي
٠	١	لا يوجد
١/٢	١/٢	الجذر التربيعي
١	٠	اللوغارتيم الطبيعي
٢	١	المقلوب

المصدر: (بشير،٢٠٠٣، ٨٦)

يلاحظ من الجدول(٢) ان الاس(b-1) يتراوح بين١- الى ٢ فاذا كانت قيمة الميل (b=1) فهذا يشير الى ان السلسلة الزمنية لا تحتاج الى تحويل نظراً لتجانس التباين واذا كان الميل مساوياً الى (b=0.671) فان الاس سيكون مقداره (٠,٣٢٩) وهو قريب من (٠,٥) لذا نستخدم تحويل الجذر التربيعي وهكذا. فاذا تحقق شرط الاستقرار للسلسلة الزمنية او لم يتحقق فهناك نماذج يمكن استخدامها لدراسة السلسلة الزمنية وكما في المبحث الاتي.

٢-٢-٢ نموذج الانحدار الذاتي والاوساط المتحركة المتكامل ARIMA

تعتبر نماذج ARIMA من اكثر اساليب التنبؤ شهرة واكثرها استعمالا حيث تم تعريف هذه النماذج من قبل الباحثين Box and Jenkins لذا فهي معروفة كذلك بنماذج Box and Jenkins. وكذلك تعد هذه النماذج من الاساليب الاستقرائية في التنبؤ لانها لا تتطلب سوى توفر البيانات التاريخية للظاهرة(Shrivastv,2012, 494). وتتميز عن غيرها من الاساليب في قدرتها على تمثيل بيانات السلسلة الزمنية المستقرة وغير المستقرة لانها لا تفترض وجود نمط محدد في البيانات التاريخية للسلسلة الزمنية(Manoj,2014, 83). ويعرف النموذج الرياضي العام ARIMA كما في المعادلة(8) (شيخي،٢٠١١، ٢٣٥-٢٣٦)،(Al sharif,2019, 5):

$$\Phi(B)W_t = \delta + \theta(B)a_t \qquad (8)$$

اذ ان $\Phi(B)$: متعددة حدود الانحدار الذاتي من الرتبة p بعامل الازاحة الخلفية B وتكتب كالاتي:

$$\Phi(B) = 1 - \Phi_1 B - \Phi_2 B^2 - \cdots - \Phi_p B^p \qquad (9)$$

$\theta(B)$ تمثل متعددة الحدود للاوساط المتحركة من الرتبة q بعامل ازاحة خلفي B وتكتب بالشكل الاتي:

$$\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \cdots - \theta_q B^q \qquad (10)$$

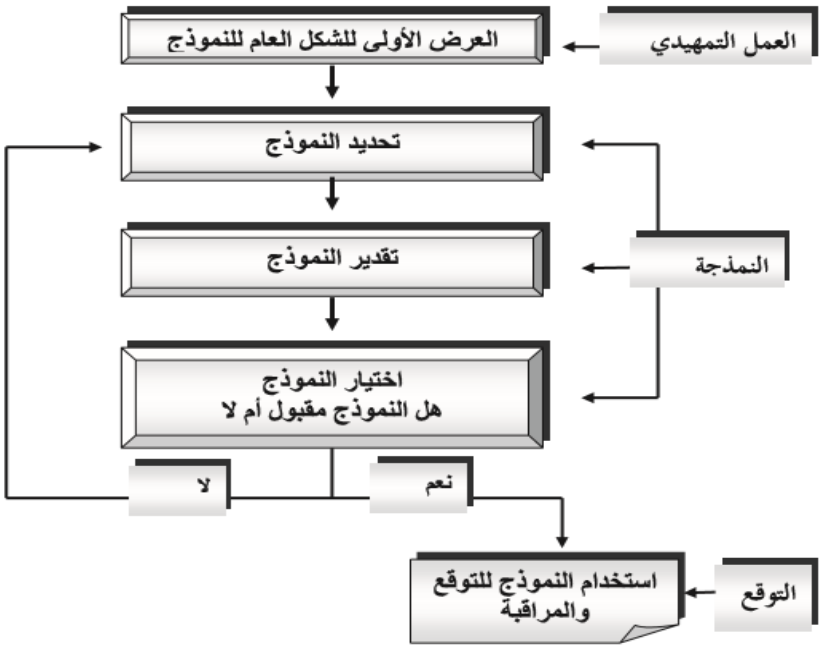
at الخطأ العشوائي يتوزع طبيعاً بمتوسط صفر وتباين ثابت و تعرف عندئذ باالتشويش الابيض (white noise)، وان وسط السلسلة wt المستقر يكون مساوياً الى

$$\mu_w = \delta/(1 - \sum_{i=1}^{p} \emptyset_i) \qquad (11)$$

وعليه اذا كانت $\delta = 0$ فان السلسلة الزمنية wt سيكون لها اتجاه عام محدد البناء. ولتحديد النموذج الملائم يجب استخدام منهجية بوكس – جنكنز (Box and Jenkins) كما في المبحث الاتي.

٢-٢-٣ منهجية بوكس – جينكنز Box and Jenkins method (B-J)

الشكل(١) يبين مراحل او خطوات بناء نموذج ARIMA لسلسلة زمنية واحدة لأغراض المراقبة والتوقع حيث من هذا النموذج يمكن ان نلخص بناء نموذج ARIMA بأربعة مراحل اساسية هي التحديد و التقدير و التشخيص و التنبؤ وسنوضحها كالاتي(Gujarati,2004, 840-841):-



شكل(١) مراحل تنفيذ منهجية بوكس – جينكنز في تحليل السلاسل الزمنية

المصدر: (شيخي،٢٠١١، ٢٣٨)

٢ ٢ ٣ ١ مرحلة تحديد النموذج Identification of Model

تعتبر مرحلة تحديد النموذج من منهجية (B-J) في بناء نماذج السلاسل الزمنية اصعب مرحلة ، اذ يتم في هذه المرحلة تحديد رتبة الانحدار الذاتي(p) و عدد الفروق اللازمة لاستقرار السلسلة الزمنية(d) و رتبة المتوسطات المتحركة (q) وعليه يكون بالنتيجة في هذه المرحلة الحصول على عدة نماذج لتمثيل السلسلة الزمنية (Fattah,2018, 3).

فالخطوة الاولى من هذه المرحلة تتمثل بفحص استقرارية السلسلة الزمنية والعمل على جعلها مستقرة باستخدام الادوات الاحصائية اللازمة لذلك. تليها الخطوة الثانية بعد التاكد من استقرارية السلسلة الزمنية والتي تتلخص بتحديد رتبة الانحدار الذاتي

(p) ورتبة الاوساط المتحركة (q) والذي يكون من خلال رسم دالتي الارتباط الذاتي و الارتباط الذاتي الجزئي حيث ان دالة الارتباط الذاتي الجزئي تحدد رتبة الانحدار الذاتي (p) من خلال تحديد عدد التباطؤات الخارجة عن حدي فترة الثقة (اي لا تساوي صفر) ويتم تحديد رتبة الاوساط المتحركة (q) من خلال ملاحظة عدد الارتباطات الذاتية الخارجة عن حدي فترة الثقة . اما قيمة d فتمثل عدد الفرقات التي اخذت للسلسلة الزمنية لجعلها مستقرة. (Ali,2013,1137)

٢ ٢ ٣ ٢ التقدير والترشيح للنموذج الملائم (شيخي،٢٠١١، ٢٥٣-٢٥٤)

Estimating and Selecting the Appropriate model

سيرشح اكثر من نموذج ARIMA في نهاية المرحلة الاولى وفي هذه المرحلة يتم تقديرهم و المفاضلة فيما بينهم لاختيار النموذج الملائم لتمثيل بيانات السلسلة الزمنية اعتمادا" على عدة معايير احصائية. اذ تكون عملية الترشيح للنموذج الملائم وفقاً لاقل قيمة للمعايير المستخدمة في المفاضلة ومن هذه المعايير الاتي:

أ - معيار اكيكي (Akaike information Criterion (AIC))

يعد الاكثر استعمالا و يعرف رياضياً بالمعادلة(12) الاتية:

$$AIC(m) = \hat{\sigma}^2 * e^{(2\left(\frac{m}{T}\right))} \quad (12)$$

اذ ان $\hat{\sigma}^2$ تباين البواقي المقدر بطريقة الامكان الاعظم ويحسب من خلال قسمة مجموع مربعات البواقي على عدد مشاهدات السلسلة الزمنية T و m تمثل عدد معالم النموذج المقدر.

كما بالامكان اعادة كتابة معيار AIC بعد اخذ اللوغارتيم الطبيعي للمعادلة(12) كالاتي:

$$AIC(m) = \ln(\hat{\sigma}^2) + 2\left(\frac{m}{T}\right) \quad (13)$$

ب - معيار شوارتز(معيار معلومات بيز)

Bayesian Information Criterion(BIC)((Schwarz))

يعرف معيار BIC رياضياً بالمعادلة(14).

$$BIC(m) = \ln(\hat{\sigma}^2) + 2\left(\frac{m}{T}\right) * \ln(T) \quad (14)$$

والرموز كما معرفة في المعادلة (12)

٢-٢-٣-٣ التشخيص والاختبار للنموذج Diagnosis and Tests of the model

بعد ترشيح نموذج ARIMA ننتقل الى مرحلة تشخيص النموذج للتاكد من صلاحيته قبل اعتماده في التنبؤ وذلك من خلال اختبار بواقي النموذج للتاكد من امتلاكها خاصية التشويش الابيض واستقلاليتها بعضها عن البعض الاخر. واخيراً بعد التأكد من صلاحية النموذج في المرحلة الثالثة يعتمد النموذج للتنبؤ لفترات زمنية مستقبلية وبخلافه يتم رفض النموذج والعودة مرة اخرى لاختيار نموذج اخر. توجد عدة اختبارات احصائية تستخدم في هذه المرحلة منها(شومان،٢٠١٣، ١٩٦-١٩٧)،(Gujarati,2004,846-847):-

أ **اختبار التوزيع الطبيعي** Test of Normal distribution of Residuals

هناك عدة اختبارات للتاكد من ان توزيع البواقي يتبع التوزيع الطبيعي منها اختبار حسن المطابقة كولمكروف-سميرنوف و رسم شكل الاحتمال الطبيعي للبواقي.

ب -**اختبار دالة الارتباط الذاتي للبواقي** Test of Autocorrelation function of Residuals

فيه يتم حساب دالة الارتباط الذاتي لبواقي النموذج المقدر و ملاحظة فيما اذا كانت تقع ضمن حدود الثقة لرسم دالة الارتباط الذاتي للبواقي فاذا كانت كذلك دل ذلك على ان الاخطاء العشوائية تمتلك توزيعاً طبيعاً متماثلاً.

ت - اختبار دالة الارتباط الذاتي لمربعات البواقي

Test of Autocorrelation function of Square of Residuals

اذ يتم رسم دالة الارتباط الذاتي لمربعات البواقي للتأكد من ثبات التباين الشرطي للاخطاء العشوائية (اي تجانس تباينات الاخطاء) فاذا كانت معاملات الارتباط الذاتي تقع جميعها داخل حدي فترة الثقة دل ذلك على ان الاخطاء العشوائية تمتلك تباينات متجانسة.

٢ ٢ ٢ ٢ التنبؤ Forecasting

ان الهدف من التنبؤ يكمن في استعمال النموذج المقدر والذي تم الحصول عليه من المراحل السابقة لتقدير القيم المستقبلية للسلسلة الزمنية تبعاً لاصغر خطأ ممكن، لذلك يعد التنبؤ امثل اذا كان متوسط مربعات الخطأ اصغر مايمكن. ولاختبار جودة القيم المتنبأ بها وبالتالي جودة النموذج المستخدم في التنبؤ توجد مجموعة من الادوات الاحصائية التي يستدل من خلالها على الجودة الاحصائية للنموذج المستخدم للتنبؤ منها رسم القيم المتنبأ بها ومجالات الثقة لقيم التنبؤ فكلما كانت قيم التنبؤ تقترب من قيم

السلسلة الاصلية للظاهره وتسير معها في الاتجاه دل ذلك دلاله واضحة على الجودة الاحصائية للنموذج المقدر ودقة القيم المتنبأ بها.(شيخي،٢٠١١، ٢٦٥;٢٥٧)

٣ -النتائج والمناقشة Results and Discussion

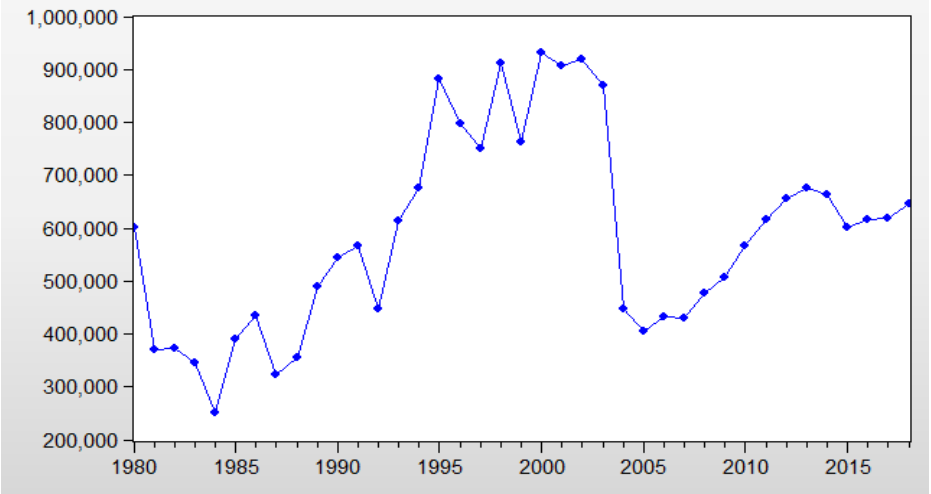
تمثلت البيانات التي نحن بصدد تحليلها و تقدير نموذج ARIMA الملائم للتنبؤ بانتاج التمور بسلسلة زمنية لانتاج التمور في العراق للفترة ١٩٨٠-٢٠١٨ والتي تمثل انتاج التمور السنوي (طن) المبينة بالجدول(١) .ومن اجل دراسة خصائص السلسلة الزمنية وتقدير نموذج ARIMA الملائم للتنبؤ وفقاً لمنهجية Box and Jenkins تمت الاستعانة ببرنامجي Eviews v.9, minitab v.16 الاحصائيين و لخصت الخطوات بالاتي :-

٣-١ استقرارية السلسلة الزمنية

قبل تحديد النموذج يتوجب ان نعمل على بيان استقرارية السلسلة الزمنية لعينة البحث و كالاتي:

أ -رسم الانتشار للسلسلة الزمنية

الشكل(٢) يبين رسم االشكل البياني للسلسلة الزمنية الممثلة لانتاج التمور في العراق للفترة ١٩٨٠-٢٠١٨ .اذ نلاحظ ان السلسلة الزمنية تعاني من عدم الاستقرارية حيث ان البيانات مالت الى اتجاه تنازلي في بداية الفترة الزمنية ما بين العامين ١٩٨٠-١٩٨٥ ثم اخذت اتجاهاً تصاعدياً متذبذباً بعد ذلك للاعوام ١٩٨٦- ٢٠٠١ بعدها عاودت الى السلوك التنازلي للاعوام ٢٠٠٢-٢٠٠٥ ثم اتجهت تصاعدياً في نهاية الفترة للاعوام ٢٠٠٦-٢٠١٨.



شكل(٢) التمثيل البياني لانتاج التمور للفترة ١٩٨٠-٢٠١٨ في العراق

ب -اختبار ديكي- فولر الموسع ADF

تم استخدام اختبار جذر الوحدة المتمثل باختبار ديكي فولر الموسع وكانت نتيجة الاختبار كما في الجدول (٣).

جدول (٣) اختبار ديكي-فيلر الموسع

Null Hypothesis: Y has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

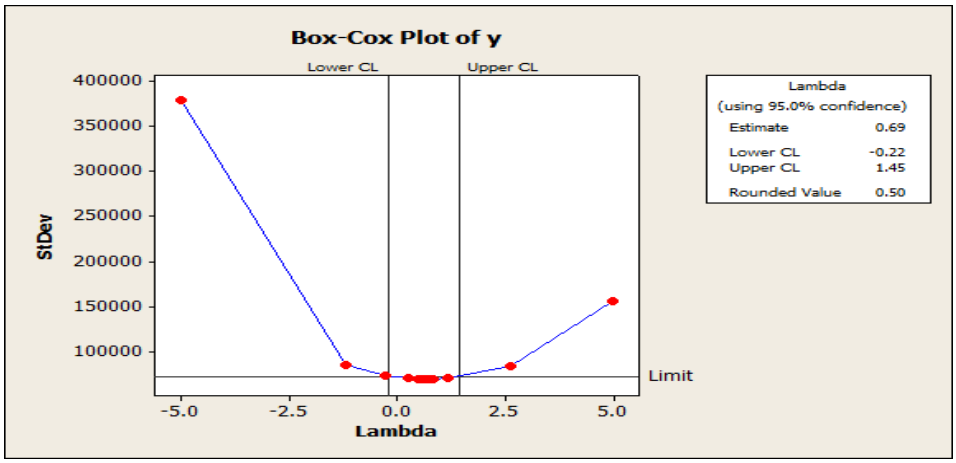
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.893577	0.3317
Test critical values:	1% level	-3.615588	
	5% level	-2.941145	
	10% level	-2.609066	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

المصدر:مخرجات برنامج EViews

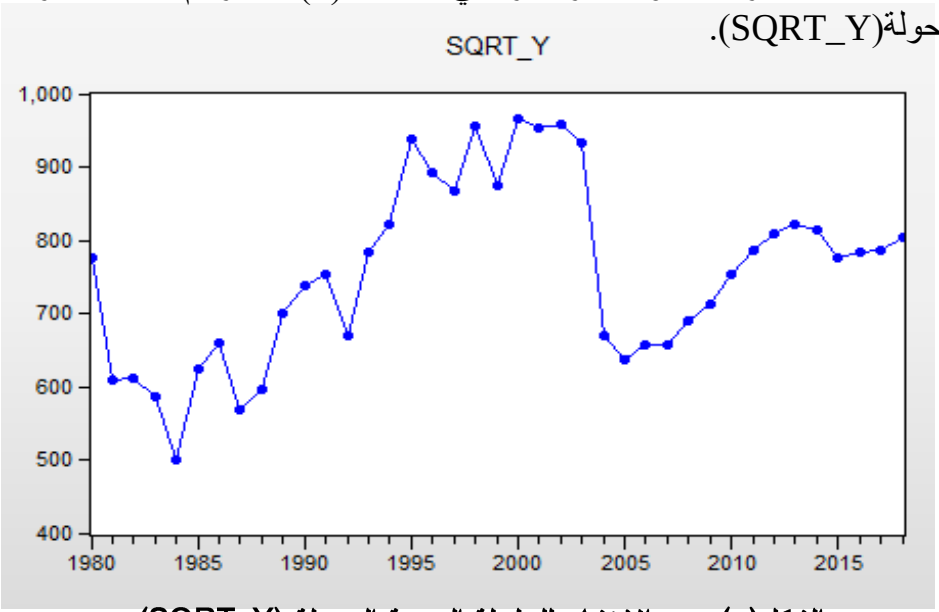
نلاحظ ان اختبار ديكي فولرالموسع في الجدول (٣) يؤكد ان السلسلة الزمنية لانتاج التمور غير مستقرة في الوسط والتباين، اذ بلغت احصاءة الاختبار($t = -1.894$) بمستوى معنوية ($p - value = 0.3317$) وهي اكبر من ($\alpha = 0.05$) وهذا يشير الى عدم رفض فرضية العدم اي ان السلسلة غير مستقرة. لذا يجب معالجة مشكلة عدم الاستقرارية وكالاتي:

اولاً:- نعمل على معالجة عدم الاستقرارية في التباين من خلال ايجاد التحويل الملائم لبيانات السلسلة باستخدام طريقة Box-Cox .



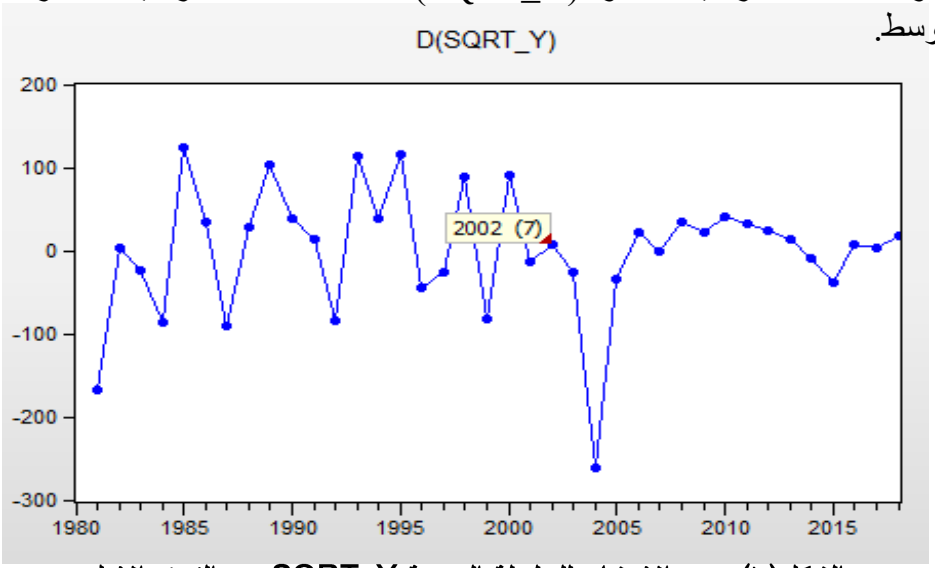
شكل(٤) نتائج تحويل كوكس-بوكس

من الشكل(٤) نجد ان التحويل الملائم للبيانات بموجب طريقة Box-Cox هو الجذر التربيعي لان مقدار معلمة الميل مساوية الى (٠,٥) وهذا يدل على ان التحويل الملائم لبيانات السلسلة الزمنية هو الجذر التربيعي .الشكل (٥)يبين رسم السلسلة الزمنية المحولة(SQRT_Y).



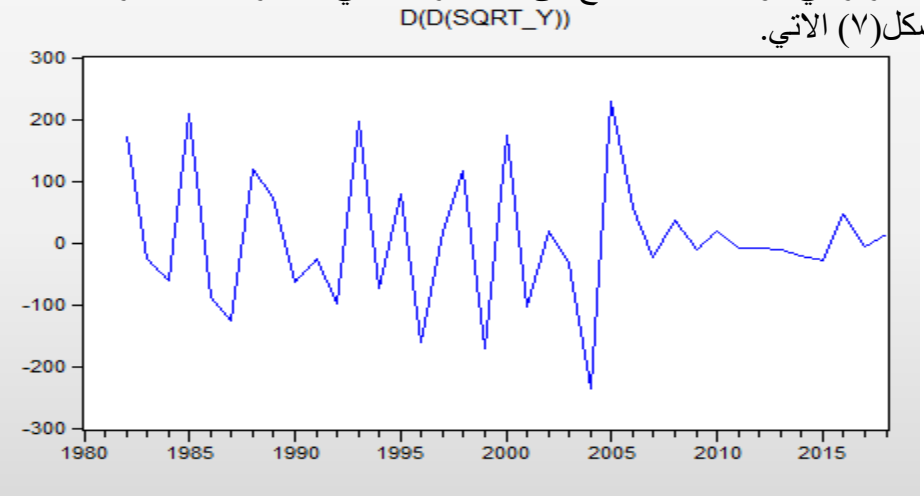
الشكل(٥) رسم الانتشار للسلسلة الزمنية المحولة (SQRT_Y)

ثانياً:- بعد معالجة عدم الاستقرارية في التباين نلاحظ من الشكل (٥) ان السلسلة الزمنية مازالت تعاني من عدم الاستقرار في المتوسط لذلك نعمل على اخذ الفرق الاول للسلسلة الزمنية المحولة(SQRT_Y) لجعل السلسلة الزمنية مستقرة في الوسط.



الشكل(٦) رسم الانتشار للسلسلة الزمنية SQRT_Y بعد الفرق الاول

وبعد اخذ الفرق الاول نلاحظ من الشكل رقم (٦) ان السلسلة مازالت تعاني من عدم الاستقرار في الوسط لذلك نحتاج الى اخذ الفرق الثاني فتظهر السلسلة الزمنية كما في الشكل(٧) الاتي.



شكل(٧) رسم الانتشار للسلسلة الزمنية SQRT_Y بعد اخذ الفرق الثاني

نلاحظ من الشكل(٧) ان السلسلة الجديدة (D(D(SQRT_Y))) أصبحت مستقرة بعد اخذ الفرق الثاني اذ بعد الفرق الاول كانت لا تزال تعاني من الاتجاه لكن بعد اخذ الفرق الثاني أصبحت اكثر تذبذباً حول الوسط. كما ان الجدول(٤) يؤكد استقرارية السلسلة الزمنية اذ بلغت احصاءة الاختبار($\tau = -5.759663$) بمستوى معنوية ($p - value = 0.0000$) وهي اقل من ($\alpha = 0.05$) وهذا يشير الى رفض فرضية العدم اي ان السلسلة مستقرة.

جدول (٤) اختبار ديكي-فيلر الموسع للسلسلة المحولة بعد اخذ الفرق الثاني

Null Hypothesis: D(SQRT_Y,2) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

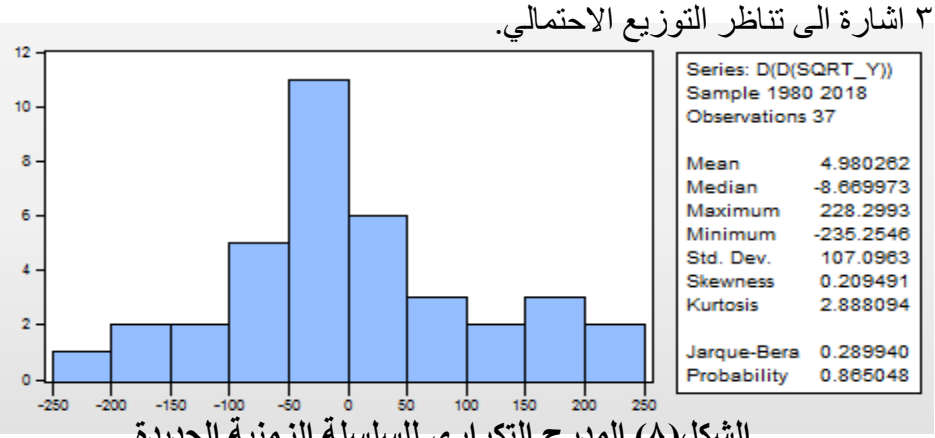
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.759663	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.646342	
	5% level	-2.954021	
	10% level	-2.615817	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

المصدر:مخرجات برنامج EViews

كذلك قبل البدء بدراسة السلوك الدوري للسلسلة المستقرة يتوجب دراسة التوزيع الاحتمالي للسلسلة الزمنية و هذا ما نفسره من خلال الشكل(٨) الذي يدل على ان السلسلة المستقرة(D(D(SQRT_Y))) تخضع لتوزيع طبيعي اذ كان مقدار احصاءة

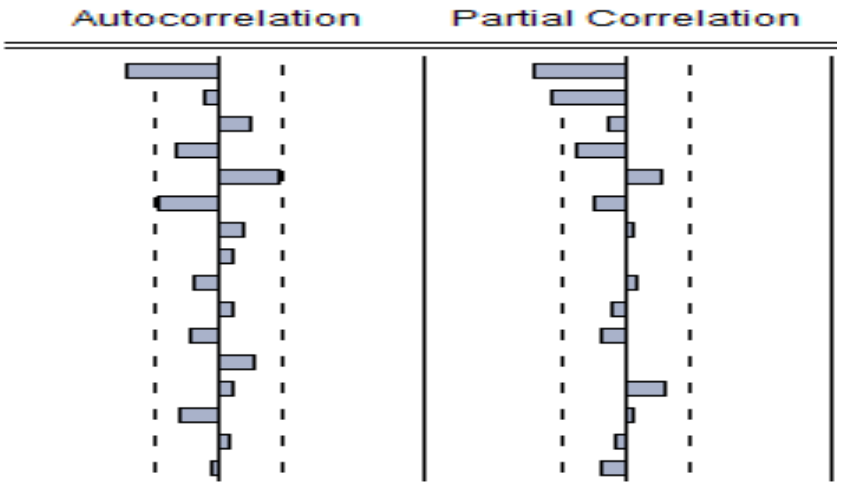
جاركو-بيرا (٠,٢٨٩٩٤٠) بمستوى معنوية (p=0.865048) وهو اكبر من ($\alpha = 0.05$). اما قيمة معامل التفلطح فكانت مساوية (٢,٨٨٨٠٩٤) وهي اقل من ٣ اشارة الى تناظر التوزيع الاحتمالي.



الشكل(٨) المدرج التكراري للسلسلة الزمنية الجديدة

٣-٢ تحديد وتقدير نموذج ARIMA

بالنظر الى الشكل(٩) ادناه الذي يمثل معامل الارتباط الذاتي و الارتباط الذاتي الجزئي للسلسلة المستقرة (السلسلة المحولة بعد اخذ الفرق الثاني لها (D(D(SQRT_Y)) نلاحظ ان معامل الارتباط الذاتي عند التباطؤ الاول يختلف معنوياً عن الصفر (يقع خارج فترة الثقة) وبهذا نستدل ان رتبة الاوساط المتحركة (q=1). كذلك نجد ان معاملات الارتباط الذاتي الجزئي تختلف معنوياً عن الصفر بعد التباطأ الثاني (تقعان خارج فترة الثقة) عندها نجد ان رتبة الانحدار الذاتي هي (p=1,2).اما عدد الفروقات التي اخذت لجعل السلسلة SQRT_Y مستقرة في الاتجاه فكانت مساوية الى (d=2).



شكل(٩) معاملات الارتباط الذاتي والذاتي الجزئي للسلسلة المستقرة((D(D(SQRT_Y)))

الان نعمل على اقتراح مجموعة من نماذج ARIMA(p,d,q) ونفاضل فيما بينهم لاختيار الافضل اعتماداً على معياري BIC,AIC لتحديد النموذج الملائم و كما يظهر في الجدول(٥).

جدول(٥) تقدير نماذج ARIMA المقترحة لبيانات السلسلة SQRT_Y بعد اخذ الفرق الثاني

رتبة النموذج	معالم النموذج المقدرة				المعايير	
(p,d,q)	AR(1)	AR(2)	MA(1)	الثابت	BIC	AIC
(1,2,0)	-0.4945			5.06	12.199	12.069
	P=0.002			P=0.747		
(0,2,1)			1.095	0.188	11.884	11.753
			P=0.000	P=0.709		
(2,2,0)	-0.6999	-0.4258		5.56	12.124	11.95
	P=0.000	P=0.000		P=0.7		
(1,2,1)	-0.0301		1.0885	0.223	11.982	11.807
	P=0.852		P=0.000	P=0.595		
(2,2,1)	-1.3421	-0.6455	-0.8458	8.3	12.079	11.861
	P=0.000	P=0.000	P=0.000	0.754		

المصدر: اعداد الباحثين.

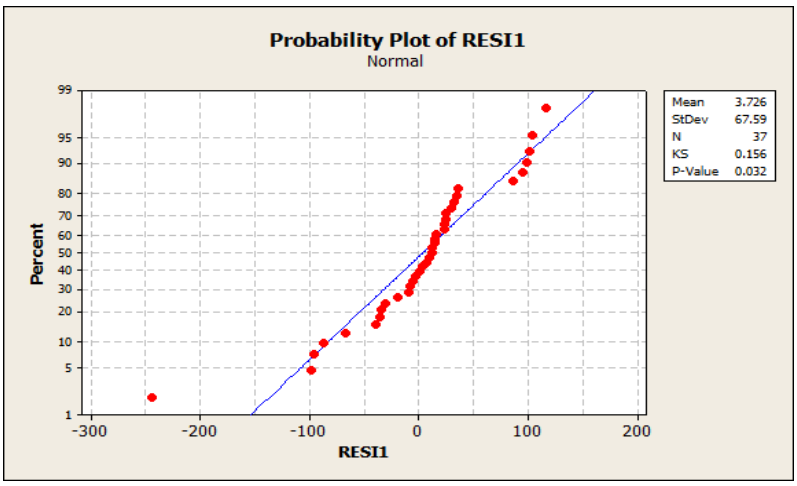
نلاحظ من الجدول(٥) ان النموذج ARIMA(0,2,1) يمتلك اقل قيم لمعياري AICو BIC بلغت (١١,٧٥٣) و(١١,٨٨٤) على التوالي وعليه يعتبر النموذج الملائم لتمثيل بيانات السلسلة الزمنية D(D(SQRT_Y)) والذي كانت فيه معلمة MA(1) معنوية التي بلغت قيمتها(١,٠٩٥)ومستوى المعنوية التابع لها (P=0.000) وهو اقل من مستوى معنوية المحدد للاختبار ($\alpha = 0.05$) اما الحد الثابت فكان غير معنويً لكون مستوى المعنوية المقابل له بلغ (٠,٧٠٩) وهو اكبر من ($\alpha = 0.05$) اي ان تضمنيه في النموذج ليس له اهمية.

٣-٣ تشخيص النموذج

بعد تحديد نموذج ARIMA(0,2,1) تاتي مرحلة تشخيص النموذج من خلال فحص البواقي للتأكد من انها تتبع التوزيع الطبيعي و مستقلة بعضها عن البعض الاخر وكالاتي:-

نلاحظ من الشكل(١٠) ان البواقي لا تتوزع طبيعاً لكون معظم بيانات شكل الانتشار للبواقي لا تقع بمحاذاة الخط المستقيم وكذلك نجد ان قيمة احصاءة اختبار Kolmogorov-Smirnov بلغت (٠,١٥٦) بمستوى معنويه (p=0.0.032) وهو

اقل من مستوى المعنوية المحدد للاختبار $\alpha = 0.05$ مما يؤكد على رفض فرضية العدم التي تنص على ان البواقي تتوزع طبيعياً وبهذا يكون النموذج غير ملائم للتنبؤ.



شكل(١٠) اختبار سميرنوف–كولمكروف لنموذج ARIMA(0,2,1)

٣–٤ اعادة تحديد النموذج و تشخيصه

بعد عدم ثبوت عشوائية بواقي النموذج ARIMA(0,2,1) عندها يحتم اعادة تحديد نموذج اخر وتشخيصه بموجب منهجية بوكس جينكز لذا سيتم تكرار عملية تحديد نموذج ARIMA اخر من النماذج المبينة في الجدول(٥) اعتماداً على معيار AIC وBIC و فحص عشوائية بواقيه باختبار سميرنوف- كولمكروف ولخصت النتائج بجدول(٦) .

جدول(٦) نتائج اختبار سميرنوف كولمكروف

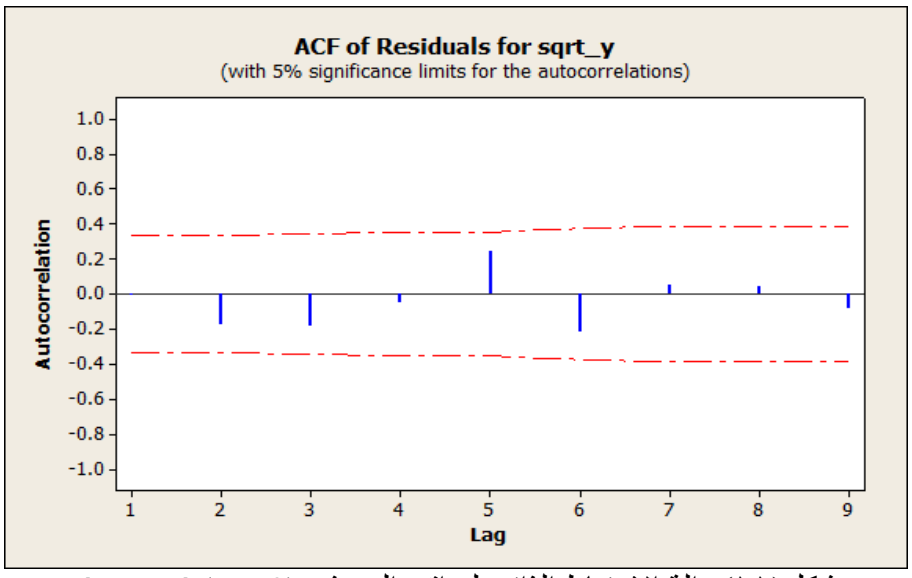
النموذج	BIC	AIC	K-S	P
(1,2,1)	11.982	11.807	0.156	0.032
(2,2,1)	12.079	11.861	0.152	0.038
(2,2,0)	12.124	11.95	0.102	0.150

المصدر: اعداد الباحثين.

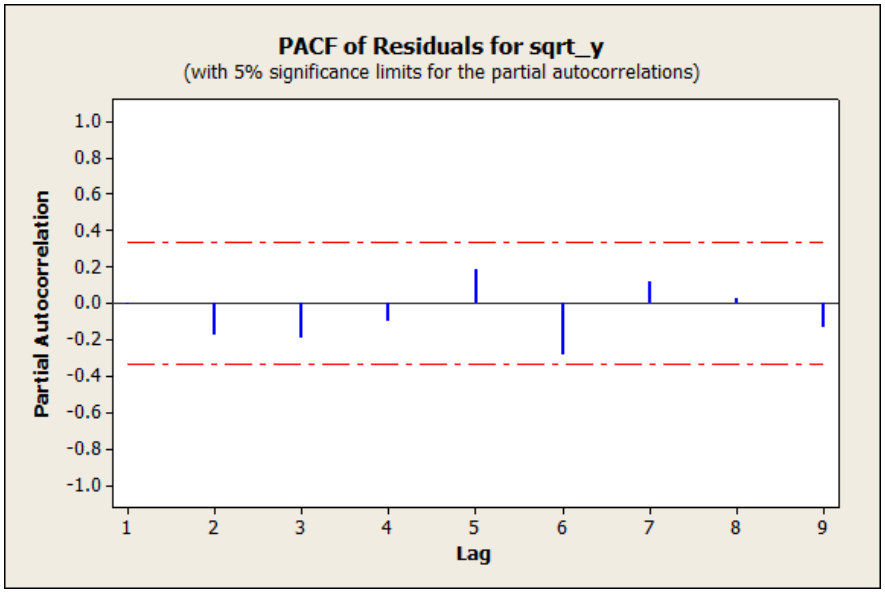
الجدول(٦) يظهر ان النموذج ARIMA(1,2,1) تم اختياره اولاً في هذه المرحلة نتيجة امتلاكه اقل قيم لمعياري AIC و BIC بعد النموذج ARIMA(0,2,1) اذ كانت قيمة احصاءة اختبار Kolmogorov-Smirnov له مساوية الى(٠,١٥٦) بمستوى معنوية بلغ (٠,٠٣٢)وهو اقل من ($\alpha = 0.05$) مما يشير الى رفض فرضية العدم التي تنص على التوزيع الطبيعي للبواقي ثم بعد ذلك اختير النموذج ARIMA(2,2,1) فكانت نتيجة اختبار Kolmogorov-Smirnov رفض فرضية

العدم ايضاً اذ بلغ مقدار احصاءة الاختبار (0.152) بمستوى معنوية (P=0.038) وهو اقل من ($\alpha = 0.05$) لذا بعد ذلك تم اختيار النموذج ARIMA(2,2,0) حيث بلغت قيمة اختبار Kolmogorov-Smirnov (٠,١٠٢) بمستوى معنوية (٠,١٥) وهي اكبر من($\alpha = 0.05$) مما يدل على عدم رفض فرضية العدم اي ان بواقي النموذج تتوزع طبيعياً.

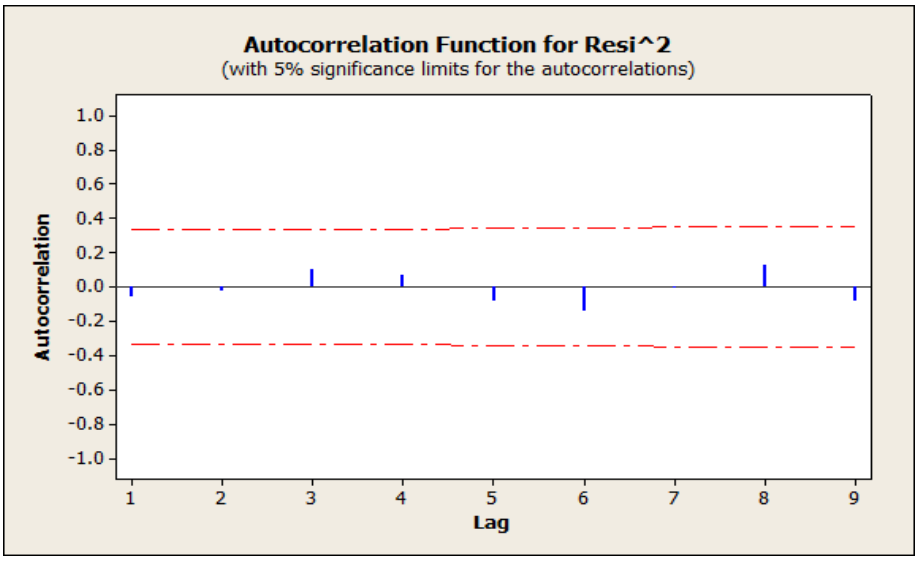
الخطوة اللاحقة من مرحلة التشخيص هي التاكد من استقلالية بواقي النموذج ARIMA(2,2,0) من خلال فحص دالتي الارتباط الذاتي و الارتباط الذاتي الجزئي للبواقي.اذ يتبين من الشكلين(١١) و(١٢) ان معاملات الارتباط الذاتي ومعاملات الارتباط الذاتي الجزئي تقع ضمن حدي فترة الثقة مما يدل على ان البواقي مستقلة بعضها عن بعض. كما ان معاملات الارتباط الذاتي لسلسلة مربعات البواقي المبينة في الشكل(١٣) تساوي معنوياً الصفر(جميعها تقع داخل فترة الثقة) وهذا يشير الى ان الاخطاء العشوائية تتصف بتباين شرطي متجانس.



شكل(١١) دالة الارتباط الذاتي لبواقي النموذج ARIMA(2,2,0)

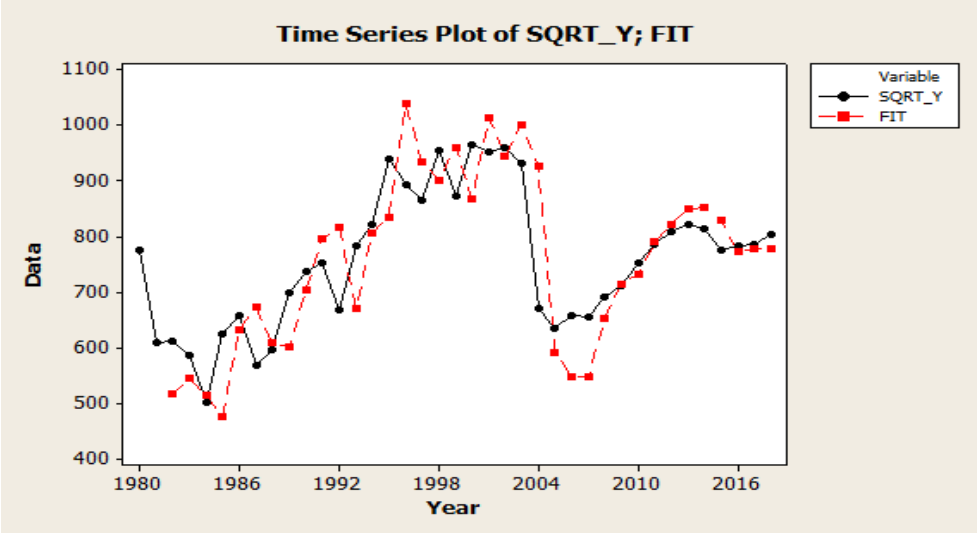


شكل(١٢) دالة الارتباط الذاتي الجزئي لبواقي النموذج ARIMA(2,2,0)



شكل(١٣) دالة الارتباط الذاتي لمربعات بواقي النموذج ARIMA(2,2,0)

ومن خلال الشكل(١٤) ادناه نستطيع ملاحظة شبه المطابقة بين منحنيي السلسلة الاصلية المستقرة SQRT_Y و السلسلة المقدرة FIT وهذا يدل على ملاءمة النموذج المقدر ARIMA(2,2,0) الى بيانات انتاج التمور.



شكل(١٤)السلسلة الاصلية المستقرةSQRT_Y والسلسلة المقدرة

٣-٥ التنبؤ بانتاج التمور

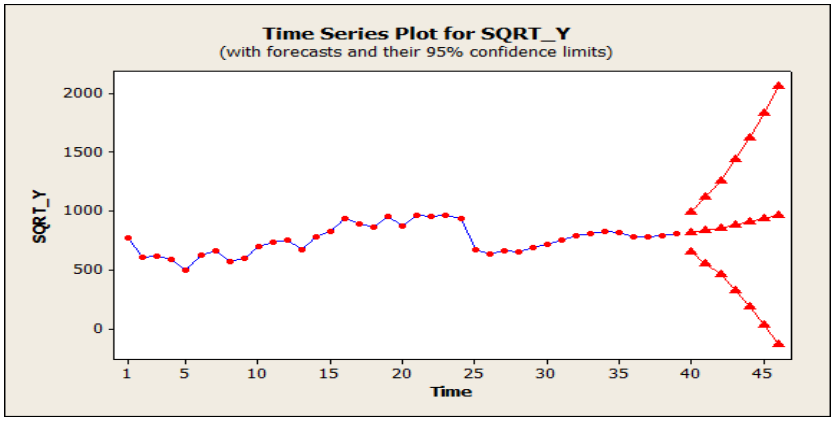
بعد تشخيص النموذجARIMA(2,2,0) والتاكد من قبوله احصائياً عندئذ نعمل على اعتماده في التنبؤ بانتاج التمور في العراق للفترة ٢٠١٩-٢٠٢٥ .اذ نلاحظ من الجدول (٧) انتاج التمور المتنبأ به لكل سنة من سنوات الفترة ٢٠١٩-٢٠٢٥ بالقيم المحولة (SQRT_Y). اما القيم الاصلية Y المتنبأ بها فضمنت في جدول (٨). نلاحظ من الشكل(١٥) ان التنبؤ يتبع السلسلة الاصلية لانتاج التمور مما يؤكد مره اخرى على جودة النموذج المقدر ARIMA(2,2,0) احصائياً و قوة التنبؤ.

يوضح الجدول(٨) و الشكل(١٥) ان انتاج التمور المتنبأ به للفترة(٢٠١٩-٢٠٢٥) اخذ اتجاهاً متصاعداً اذ بلغ 670270 طن في بداية الفترة التنبؤية سنة ٢٠١٩ حتى يصل الى 927157 طن في نهاية الفترة التنبؤية سنة ٢٠٢٥ .كما يبين تقدير فترة الثقة للتنبؤ بمستوى معنوية ٥% والتي سينتمي اليها كمية انتاج التمور مقاسة بالطن لسنوات الفترة التنبؤية (٢٠١٩-٢٠٢٥).

جدول(٧)القيم المتنبأ المحولةSQRT_Y بها من انتاج التمور(طن)للفترة ٢٠١٩-٢٠٢٥

السنة	القيم المتنبأ	فترة الثقة بمستوى معنوية ٥%	
	SQRT_Y	Lower	Upper
2019	818.70	648.38	989.02
2020	834.41	555.04	1113.78
2021	856.07	458.08	1254.07
2022	878.77	322.51	1435.02
2023	903.76	182.62	1624.91
2024	932.27	34.18	1830.36
2025	962.89	-129.69	2055.48

المصدر: اعداد الباحثين



شكل(١٥)التنبؤ ومجالات الثقة للتنبؤ

جدول(٨) القيم الاصلية Y المتنبأ بها من انتاج التمور(طن) للفترة ٢٠١٩-٢٠٢٥

السنة	القيم المتنبأ	فترة الثقة بمستوى معنوية ٥%	
	Y	Lower	Upper
2019	670270	420397	978161
2020	696240	308069	240506
2021	732856	209837	1572692
2022	772237	104013	2059282
2023	816782	33350	2640333
2024	869127	1168	3350218
2025	927157	16819	4224998

المصدر:اعداد البحثين

٤- الاستنتاجات والتوصيات

النتائج اعلاه بينت تذبذب انتاج التمور في العراق خلال فترة البحث بين الزيادة والنقصان مشكلة بذلك سلسلة زمنية غير مستقرة في الوسط والتباين والذي اظهرته دالة الارتباط الذاتي للسلسلة و اختبار ديكي- فولر الموسع. كذلك كان النموذج الملائم لبيانات السلسلة الزمنية هو نموذج ARIMA(2,2,0) اعتماداً على معياري AIC,BIC و اختبارات تشخيص النموذج.

وبالاعتماد علة هذه النتائج يمكن اجراء بعض الدراسات المستقبلية من خلال استخدام اساليب تنبؤ اخرى الى جانب منهجية بوكس جينكز ومنها نماذج ARIMAX ونماذج الشبكات. وفي الجانب العام تدعو الدراسة الجهات الزراعية المسؤولة بضرورة انهاء او الحد من التجاوز على الاراضي الزراعية الذي بات بالامر الخطير الذي يهدد القطاع الزراعي بشكل عام و انتاج التمور بشكل خاص. بالاضافة الى اعادة العمل بحملات مكافحة الافات الزراعية التي تصيب النخيل باستخدام الرش بالطائرات في فترة اثمار النخيل للمحافظة على انتاج التمور من التلف بسبب تلك الآفات.

المصادر:

١ .المبديري،باسم حازم،٢٠١٠،"دراسة اقتصادية حول واقع انتاج التمور في العراق (١٩٨٠-٢٠٠٩)"،مجلة الشجرة المباركة،جائزة خليفة الدولية لنخيل التمر،٢٦-٣٧.

https://www.iraqi-datepalms.net/assets/uploads/2018/09/-دراسة-اقتصادية-حول-واقع-انتاج-التمور-في-العراق-١٩٨٠-٢٠٠٩-٢٠١٠.pdf

٢ -بشير،سعد زغلول،٢٠٠٣،"دلليلك الى البرنامج الاحصائيSPSS v.10 "،المعهد العربي للتدريب والبحوث الاحصائية ، بغداد،العراق.

٣ .التميمي،رعد فاضل حسن،٢٠١٣،"مبادئ السلاسل الزمنية (نماذج التخطيط الاستراتيجي)"،الطبعة الاولى،مطبعة الكتاب ،بغداد،العراق.

٤ شيخي، محمد،٢٠١١،"طرق الاقتصاد القياسي-محاضرات وتطبيقات"،الطبعة الاولى ،جامعة ورقلة-الجزائر،دار النشر:الحامد.

٥ شومان،عبد اللطيف حسن و نزار مصطفى الصراف ،٢٠١٣،"السلاسل الزمنية والارقام القياسية"،الطبعة الاولى،دار الدكتور للعلوم الادارية والاقتصادية،بغداد،العراق.

٦ .علي،رحمن حسن وعلي فليح برغش،٢٠١٥،"واقع انتاج التمور في العراق – التحديات وافاق التطوير/دراسة تحليلية اقتصادية"،مجلة الكوت للعلوم الاقتصادية والادارية،العدد ٢٠ ، ٤-٢٤.

٧ مديرية الاحصاء الزراعي ،٢٠١٨ ، تقرير انتاج التمور ،الجهاز المركزي للاحصاء، وزارة التخطيط ، جمهورية العراق.

8- Ali, S. M.,2013," Time Series Analysis of Baghdad Rainfall Using ARIMA Method", Iraqi Journal of Science, 2013, Vol 54, Supplement No.4, 1136-1142.

9- Alsharif, M. H., Mohammad K. Y. and Jeong K.,2019," Time Series ARIMA Model for Prediction of Daily and Monthly Average Global Solar Radiation: The Case Study of Seoul, South Korea", Symmetry 11(2):240, 2-17.

10- Anokye, R. , Enoch A., Isaac O. and Edmund I. O.,2018," Time series analysis of malaria in Kumasi: Using ARIMA models to forecast future incidence ",Cogent Social Sciences,Vol.4,Issue 1 , 1:13.

11- Fattah, J., Latifa E., Zineb A., Haj E., and Abdeslam L., 2018," Forecasting of demand using ARIMA model", International Journal of Engineering Business Management, Volume 10: 1–9, 2-9.

12- Hayek , S. ,2016," Predict of the monthly water volumes incoming in AL-Roos River in the Syrian Coast by using the time series analysis ", Tishreen University Journal for Research and Scientific Studies - Engineering Sciences Series Vol. (38) No. (5), 45-64.

13- Gujarati, D. N. ,2004, "Basic Econometrics",4th Edition, McGraw−Hill.Companies,

14- Manoj ,K. and Anand M.,2014, "an application of time series ARIMA forecasting model for predicting sugarcane production in India", Studies in Business and Economics 9(1),81 – 94.

15- Shrivastav, A. K. and Ekata ,2012," Applicability of Box Jenkins ARIMA Model in Crime Forecasting: A case study of counterfeiting in Gujarat State", International Journal of Advanced Research in Computer Engineering & Technology Volume1,Issue4, 494-497.