

## PREDICTING TOMATO CROP PRODUCTION

SAHAR A. S. IBRAHIM and RANIA F. MAHMOUD

*Cent. Lab. for Design and Stat. Analysis Res., ARC.*

(Manuscript received 7 November 2016 )

---

### **Abstract**

**A**bstract The study aimed to predict the production of the tomato crop in its three plantings using time series for the production of the tomato crop during the period of (1999- 2014). The test of ADF showed unit root and Normality test showed that the time series data of the study does not significantly differ from the normal distribution of the random variable .The use of modern analysis procedures based on Box-Jenkins methodology showed efficient prediction of tomato crop production. The model of ARIMA (0,0,1) was the best model among the proposed models in this study to predict the winter tomato crop where production is forecasted at 4165, 4238, 4312, 4385 and 4458 thousand tons during the period of (2016-2020), respectively. The proposed model to predict summer tomato crop is the model ARIMA (2,0,1), where production is forecasted at 4801, 5058, 5209, 5258 and 5246 thousand tons during the period of (2016- 2020), respectively. The model of ARIMA (0,0,1) was proposed to predict the indigo tomato crop where production is estimated at 769, 747, 726, 705 and 684 thousand tons during the period of (2016-2020), respectively. The study recommends using models that have been reached to predict the production of the tomato crop and the adoption of forecasts given by the proposed models to put the future plans to develop the tomato manufacturing and to export it processed and fresh. Using methodology of Box-Jenkins in the conclusion and the development of standard models to predict other crops, according to the actual development of the time series subjected to the study.

## التنبؤ بإنتاج محصول الطماطم للفترة (٢٠١٧ - ٢٠٢٠)

سحر عبد السلام إبراهيم ، رانيا فكري محمود

المعمل المركزي لبحوث التصميم والتحليل الإحصائي - مركز البحوث الزراعية

### الملخص

استهدفت الدراسة التنبؤ بإنتاج محصول الطماطم بعروضه الثلاث بالاستعانة بالسلسلة الزمنية لإنتاج محصول الطماطم خلال الفترة (١٩٩٩-٢٠١٤)<sup>(١)</sup> والتي أخذت سياقاً عشوائياً غير مستقر حيث أظهر اختبار *ADF* وجود جذر الوحدة كما أظهر اختبار *Normality* أن بيانات السلاسل الزمنية موضع الدراسة لا تختلف معنوياً عن التوزيع الطبيعي للمتغير العشوائي، وأن استخدام نماذج التحليل الحديثة المبنية على منهجية *Box-Jenkins* للتنبؤ بكفاءة عالية بإنتاج محصول الطماطم، وأن النموذج الأفضل من بين النماذج التي اقترحت في هذه الدراسة للتنبؤ بمحصول الطماطم الشتوي هو النموذج *ARIMA (0,0,1)* حيث يقدر الإنتاج بنحو ٤٢٣٨ ، ٤٣١٢ ، ٤٣٨٥ ، ٤٤٥٨ ألف طن لسنوات الفترة (٢٠١٧ - ٢٠٢٠) على الترتيب، وأن النموذج المقترح للتنبؤ بمحصول الطماطم الصيفي هو النموذج *ARIMA (2,0,1)* حيث يقدر الإنتاج بنحو ٥٠٥٨ ، ٥٢٠٩ ، ٥٢٥٨ ، ٥٢٤٦ ألف طن لسنوات الفترة (٢٠١٧ - ٢٠٢٠) على الترتيب، بينما كان النموذج المقترح للتنبؤ بمحصول الطماطم النيلي هو النموذج *ARIMA (0,0,1)* حيث يقدر الإنتاج بنحو ٧٤٧ ، ٧٢٦ ، ٧٠٥ ، ٦٨٤ ألف طن خلال الفترة (٢٠١٧ - ٢٠٢٠) على الترتيب.

توصي الدراسة باستخدام النماذج التي تم التوصل إليها للتنبؤ بإنتاج محصول الطماطم واعتماد التنبؤات التي تعطيها النماذج المقترحة لوضع الخطط المستقبلية لتطوير عمليات تصنيع الطماطم وتصديرها في صورة مصنعة وطازجة، واستخدام منهجية *Box-Jenkins* في استنتاج وتطوير النماذج القياسية للتنبؤ بمحاصيل أخرى وذلك حسب التطور الفعلي للسلسلة الزمنية موضع الدراسة.

### تمهيد:

يعتبر محصول الطماطم من محاصيل الخضار الزراعية الهامة في التركيب المحصولي المصري، حيث بلغت المساحة المزروعة من الطماطم نحو ٤٩٩،١٦ ألف فدان<sup>٢</sup>، وهو ما يمثل نحو ٢٤،١٧% من إجمالي مساحة الخضار بالجمهورية ونحو ٣،٢٠% من إجمالي المساحة المحصولية لمتوسط الفترة (٢٠١٢ - ٢٠١٤)، كما تعتبر الطماطم من المحاصيل التصديرية لكثير من الدول العربية والأوروبية فضلاً عن أهميتها في الصناعات الغذائية المحفوظة واستخدامها في كثير من الأغذية في صورة طازجة، كما يعد محصول الطماطم من المحاصيل سريعة التلف أو العطب ما لم

(١) جدول (١) بالملاحق

(٢) وزارة الزراعة واستصلاح الأراضي، قطاع الشؤون الاقتصادية، الإدارة المركزية للاقتصاد الزراعي، نشرة الإحصاءات الزراعية، أعداد مختلفة.

يتم استخدامه أو التصرف فيه بسرعة وما يرتبط بهذه الاستخدامات من سلامة التخطيط ودقة التنبؤ بإنتاجها، خاصة إذا ما أخذ في الاعتبار زيادة أعداد السكان وزيادة الطلب علي الطماطم المصرية في الداخل والخارج ورغبة الدولة في زيادة صادراتها بصورة مصنعة والتي يجب أن يواكبها تخطيط سليم لزيادة الإنتاج<sup>(١)</sup>، لهذا يعد التنبؤ هاما لعمليات تخطيط الإنتاج والتصدير والاستهلاك والتصنيع من خلال مجموعة من الأساليب الكمية والكيفية التي تتطلب الدقة والتي من أبرزها نماذج الانحدار التي تعتمد علي السلاسل الزمنية والتي تتطلب سكون السلسلة الزمنية الخاضعة للتحليل.

#### مشكلة الدراسة:

يعد النهوض بمعدلات الإنتاج الزراعي أحد أهم المصادر الأساسية لزيادة الدخل الزراعي إلا أنه نظراً لتذبذب إنتاج بعض المحاصيل الزراعية كالخضر والفاكهة بسبب سرعة تعرضها للتلف وفي مقدمتها محصول الطماطم، الأمر الذي يتسبب في تباين وتذبذب أسعارها بشكل كبير علي الرغم من زراعتها في مصر في ثلاثة عروات، ويعتبر التنبؤ بإنتاج الطماطم مؤشراً علي حجم الإنتاج المتوقع في المستقبل بما يتناسب مع خطط الاستهلاك والتسويق والتصدير وفقاً لمنهج علمي وعملي للوصول إلي توقعات مقبولة الصواب والدقة وباحتمالات خطأ في حدودها الدنيا.

#### أهداف الدراسة:

يهدف البحث إلي دراسة وتحليل السلسلة الزمنية لإنتاج محصول الطماطم في العروات الثلاثة الشتوية والصيفية والنيلية بهدف بناء أفضل نموذج قياسي للتنبؤ بالإنتاج في المدى القصير باستخدام منهجية *Box- Jenkins* للحصول علي سلسلة زمنية مستقرة ، بما يفيد في رسم السياسات ووضع الخطط الاقتصادية للدولة للتصنيع والتصدير مستقبلياً.

#### الطريقة البحثية ومصادر البيانات:

اعتمدت الدراسة علي أسلوب التحليل الكمي للسلاسل الزمنية باستخدام نماذج *ARIMA* وقد تم الاستعانة بالبيانات المنشورة بوزارة الزراعة واستصلاح الأراضي، فضلاً عن الاستعانة ببعض اختبارات السكون *Stationary Test*. أو اختبار جذر الوحدة لتجنب مشكلة الارتباط الزائف بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع الناجمة عن عدم استقرار السلاسل الزمنية المستخدمة، وكذلك لتحديد ما إذا كانت بيانات الخطأ للسلسلة الزمنية تتوزع توزيعاً طبيعياً، وللتأكد من الاستقرار أو عدم استقرار السلسلة الزمنية المستخدمة يتم الاعتماد علي اختبارين .

الأول : يتم تقسيم السلسلة إلي جزئين ثم يتم اختبار الفرق بين متوسط وتباين الجزئين كالأتي<sup>(٢)</sup>:

فرض العدم : السلسلة مستقرة ، فرض البديل : السلسلة غير ساكنة

(١) سالم ، محمد حمدي وآخرون (٢٠٠٨)، دراسة اقتصادية لإنتاج وتصنيع الطماطم في مصر، المجلة المصرية للاقتصاد الزراعي، الجمعية المصرية للاقتصاد الزراعي، المجلد (١٨)، العدد (٣)، ص ص ٧٤١-٧٥٦.

٢ ( ) أبو طالب ، عبد الوكيل محمد ( ٢٠٠٢ )، عدم استقرار السلاسل الزمنية وأثرها علي نتائج البحوث الاقتصادية الزراعية ، المجلة المصرية للاقتصاد الزراعي، الجمعية المصرية للاقتصاد الزراعي، المجلد (١٢)، العدد (٤)، ص ص ١٢٠٩ - ١٢٢٦.

الثاني: اختبار جزر الوحدة للاستقرار . *Augmented Dickey-Fuller Test*· *Unit Root Test*.

فرض العدم : السلسلة غير مستقرة

فرض البديل : السلسلة ساكنة

استخدام نماذج **ARIMA** في التنبؤ:

أوضح العالم<sup>(١)</sup> *Nelson and Plosser* أن معظم السلاسل الزمنية تتسم بخاصية عدم الاستقرار وذلك لاحتوائها علي جذر الوحدة حيث يؤدي وجود جذر الوحدة في أي سلسلة زمنية إلي عدم استقرارها وقد تم إجراء احد اختبارات السكون وهو *Augmented Dickey-Fuller Test (ADF)* وقد تبين أن قيمة *ADF* المحسوبة اقل من القيمة الجدولية وهو ما يشير إلي عدم سكون أو استقرار السلسلة الزمنية، كما تم إجراء اختبار *Normality Test* ما إذا كانت بيانات السلسلة الزمنية تتوزع توزيعاً طبيعياً، وقد تبين أن بيانات السلسلة الزمنية إنها لا تختلف معنوياً عن بيانات التوزيع الطبيعي حيث كانت قيمة *Normality Test* المحسوبة اقل من القيمة الجدولية.

يوجد كثير من الدراسات السابقة التي استخدمت أسلوب *Box-Jenkins* (1976) في التنبؤ بالسلاسل الزمنية ذات الطبيعة الاقتصادية، إلا أنه لم يتمكن الباحثان من الوصول إلى أية دراسة سابقة تناولت موضوع استخدام منهجية *Box-Jenkins* في التنبؤ بإنتاج محصول الطماطم وأن الأساليب المستخدمة من قبل المعنيين بهذا الأمر هي أساليب تقليدية كاستخدام معادلة الاتجاه العام من درجة أعلى واعتمد الباحثان عند بناء نموذج التنبؤ بإنتاج محصول الطماطم في مصر علي السلاسل الزمنية *Time Series* باستخدام أسلوب *Box-Jenkins* الذي نشر عام ١٩٧٦، والتي انتشر بحيث أصبح الطريقة الأكثر استخداماً في التحليل الحديث للسلاسل الزمنية وهي تقوم على مجموعة من المراحل<sup>(٢)</sup>:

المرحلة الأولى: التعرف علي المواصفات الأولية للنموذج.

يتم التعرف على الرتب  $p, d, q$  لنموذج الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك المتكامل *Autoregressive and Integrated Moving average (ARIMA)* حتى يمكن صياغة عدد من النماذج الأكثر ملائمة، بإستخدام الأشكال البيانية، وكل من دالة الارتباط الذاتي (ACF) *Autocorrelation Function* دالة الارتباط الذاتي الجزئي *Partial Autocorrelation Function (PACF)* بالإضافة إلى اختبارات الاستقرار *Test of Stationary*

( اختبار جذر الوحدة ومن أهم اختبارات التي تستخدم في جذر الوحدة اختبار ديكي فولار الموسع )

(1) *Nelson, C.R, and Plosser, C.I. (1982), "Trends and random walks in macro economic time series, Journal of Monetary Economics, north -Holland publishing company, (10), pp: 139-162.*

(٢) أبو طالب ، عبد الوكيل محمد، عامر سيده حامد ( ٢٠١٥ )، استخدام نموذج الإنذار المبكر ضد أزمات الغذاء لتقدير المخزون الاحتياطي من الحبوب بالدول العربية، المجلة المصرية للاقتصاد الزراعي، الجمعية المصرية للاقتصاد الزراعي، المجلد (٢٥)، العدد (٣)، ص ص ١٠٨٥ - ١١٠٨.

## المرحلة الثانية: تقدير معالم النموذج

مراحل وطرق تقدير نماذج  $ARIMA$  <sup>(1)</sup>1- نموذج الانحدار الذاتي  $AR$ 

يعتبر في هذه المرحلة المتغير التابع دالة لنفس قيم المتغير بفترات تأخير مختلفة وتعتمد قيمة المتغير التابع في الفترة الحالية  $Y$  على قيم نفس المتغير بفترات تأخير مختلفة وذلك كمتغيرات مستقلة، يمكن كتابة نموذج الانحدار الذاتي بالشكل الآتي<sup>2</sup>:

$$Y_t = B_0 + B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + \dots + B_p Y_{t-p} + e_t$$

حيث أن:

$$Y_t = \text{تمثل قيم المتغير } Y \text{ المنتبأ بها.}$$

$$Y_t, Y_{t-1}, Y_{t-2} = \text{تمثل قيم المتغير } Y \text{ المتأخرة زمنياً خلال الفترة } t.$$

$$B_0, B_1, B_2 = \text{معاملات معادلة الانحدار.}$$

ب- نموذج المتوسط المتحرك  $MA$ 

في هذه المرحلة تكون المتوسطات المتحركة من الرتبة  $q$  ويكون المتغير التابع دالة في حد الخطأ العشوائي بفترات سابقة وذلك كمتغيرات مستقلة ويمكن صياغة نموذج المتوسط المتحرك بالشكل الآتي:

$$Y_t = W_0 + e_t - W_1 e_{t-1} - W_2 e_{t-2} - \dots - W_q e_{t-q}$$

حيث أن:

$$Y_T = \text{قيم المتغير } Y \text{ المنتبأ بها.}$$

$$e_0, e_1, e_2 = \text{القيم المتأخرة للبواقي من تقدير المتغير.}$$

$$W_0, W_1, W_2 = \text{تمثل الأوزان.}$$

$$e_T = \text{يمثل المتغير العشوائي.}$$

$$Y_T = \text{القيم الحالية تعتمد على القيم السابقة للبواقي ومن النموذج نجد قيم } e_{T-1}, e_{T-2}, e_{T-q}$$

ج- نموذج الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك  $ARMA$ 

يمكن جمع النموذجين السابقين بنموذج واحد *Autoregressive moving average* ويصبح

النموذج الجديد بالشكل الآتي:

$$Y_T = B_0 + B_1 Y_{T-1} + B_2 Y_{T-2} + \dots + B_p Y_{T-p} + e_T \\ + W_0 + e_T - W_1 e_{T-1} - W_2 e_{T-2} \dots - W_q e_{T-q}$$

ويشار إلى هذا النموذج بالرمز  $ARMA$  حيث يرمز  $AR$  بالحرف  $p$  ويشار للرمز  $MA$  بالحرف  $q$ .

<sup>(1)</sup> Box, G. E. P. and Jenkins, G. M. (1976), *Time Series Analysis Forecasting and control*, 2nd ed., Holden-Day, San Francisco.

المرحلة الثالثة: فحص مدي ملائمة النموذج.

يتم الاختيار بين النماذج وفقاً للمعايير الآتية

$$Akaike\ Information\ Criterion\ (AIC) = T\ In\ \sigma^2(m) + 2m$$

$$Schwartz\ Information\ Criterion\ (SIC) = T\ In\ \sigma^2(m) + m(In\ T)$$

$$Hannan - Quinn\ (HQ) = T\ In\ \sigma^2(m) + m\ c\ (In\ In\ T)$$

حيث:

$T =$  عدد المشاهدات ،  $m =$  عدد معالم الانحدار، ويتم اختيار النموذج الأقل في قيمة هذه المعايير باعتباره النموذج الأفضل للتنبؤ به

المرحلة الرابعة: التنبؤ بالقيم المستقبلية.

في مرحلة التعرف نختار رتبة الفروق المتتالية و رتبة الفروق الموسمية اللازمة لتحقيق سكون السلسلة كما نقوم بتحديد درجة كثير الحدود المناظرة لنماذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة العادية والموسمية اللازمة لتمثيل نموذج السلسلة تمثيل صحيح وبعد التعرف علي النموذج نقوم بتقدير معالمه وباستخدام وسائل تشخيصية عديدة لفحص النموذج نستطيع تحديد ما إذا كان هذا النموذج ملائماً للبيانات المتاحة أم غير ملائم لها، فإذا تبين عدم ملائمة النموذج الذي تم اختياره يجب التعرف علي نموذج جديد ثم يكرر مره أخرى تقدير معالمه وفحصه لمعرفة مدي ملائمته للبيانات، وفي النهاية نستخدم النموذج الذي ثبت ملائمته للبيانات في التنبؤ ، ومع ذلك قد يؤدي استخدام النموذج الذي يبدو ملائماً للبيانات إلي الحصول علي تنبؤات غير مقبولة فإذا حدث ذلك يجب أن نبدأ العمل مره أخرى من مرحلة التعرف من اجل التوصل لنموذج أكثر ملائمة للبيانات يؤدي إلي الحصول علي تنبؤات مقبولة.

الأسلوب التقليدي للسلاسل الزمنية الذي يعتمد علي أربع مراحل وهي:

١- إزالة الاتجاه العام:

استخدام طريقة الفروق لإزالة الاتجاه العام من السلاسل الزمنية وهي طريقة جيدة لوضع نموذج لاتجاه عام عشوائي في عدد كبير من السلاسل الزمنية التجارية والاقتصادية.

٢- التغيرات الدورية:

هي التغيرات التي تطرأ علي الدورات الاقتصادية من ارتفاع وهبوط بمدة تتجاوز سنة وترجع لعوامل كثيرة مثل سياسة الحكومة.

٣- التغيرات الموسمية:

تستخدم طريقة الفروق الموسمية لإزالة العنصر الموسمي ( طريقة الفروق التي استخدمت لإزالة الاتجاه العام تسمى طريقة الفروق المتتالية)، ويتم إزالة التغيرات الموسمية من السلسلة على أساس افتراض تقسيم السنة إلى أربعة مواسم ويتم استخدام طريقة الفروق الربع سنوية لإزالة الفروق الموسمية

٤- تغيرات فجائية:

وهي التغيرات التي تحدث بطريقة فجائية وهي التي لايمكن التحكم بها.

وهذا الأسلوب التقليدي يختلف عن أسلوب *Box – Jenkins* الذي تم تطبيقه في هذا البحث حيث يتم المفاضلة بين نماذج ARIMA لاختيار أفضلها وفقاً لأقل قيمة للمعايير التالية: Akaike *Hannan- Quin* ، *Log-LikeLihood* ، *Schwarz Criterion* ، *Criterion* محصول الطماطم الشتوي:

تقدير إنتاج محصول الطماطم الشتوي بطريقة المربعات الصغرى (Ordinary Least Square) OLS<sup>(١)</sup> خلال الفترة (١٩٩٩ – ٢٠١٤) كانت المعادلة على النحو التالي:

$$Y_i = 2866.32 + 74.06X_i$$

(11.26)\*\*                      (2.81)\*\*

$$R = 0.60 \quad R^2 = 0.36 \quad DW = 1.05$$

$$\text{Log – Likelihood} = -120.60$$

$$\text{Akaike Criterion} = 245.20$$

$$\text{Schwarz Criterion} = 246.75$$

$$\text{Quinn – Hannan} = 245.28$$

$$\text{Theils'U} = 0.98$$

حيث:

$$Y_i = \text{إنتاج محصول الطماطم الشتوي بالألف طن}$$

$$X_i = \text{عامل الزمن ويأخذ القيم (١، ٢، .....، ١٦)}$$

\*\* = معنوي عند مستوى معنوية ١%

تشير المعادلة السابقة إلى أن إنتاج محصول الطماطم الشتوي يتزايد سنوياً بنحو ٧٤،٠٦ ألف طن ويعتبر هذا التزايد معنوي إحصائياً ويفسر عامل الزمن نحو ٣٦% من إجمالي التغيرات في إنتاج المحصول خلال فترة الدراسة، وبإجراء التنبؤ خلال الفترة (٢٠١٧ – ٢٠٢٠) تبين أن إنتاج المحصول يقدر بنحو ٤١٢٥، ٤١٩٩، ٤٢٧٣، ٤٣٤٧ ألف طن على الترتيب للأعوام ٢٠١٧، ٢٠١٨، ٢٠١٩، ٢٠٢٠ على الترتيب .

ولاختبار سكون السلسلة الزمنية *Stationary* موضع الدراسة تم إجراء أحد اختبارات جذر الوحدة *Unit Root Test* وهو *ADF* وقد تبين أن قيمته المحسوبة تقدر بنحو (-٠،٤٤) وهي أقل من قيمته الجدولية (٠،١٨)، وكان ذلك مؤشراً على عدم سكون السلسلة، كما تم إجراء اختبار السواء *Normality Test* وتبين منه أن بيانات الخطأ للسلسلة الزمنية موضع الدراسة لا تختلف معنوياً عن بيانات التوزيع الطبيعي حيث كانت قيمة *Shapiro-Wilk* المحسوبة (٠،٣٨) أقل من القيمة الجدولية (٠،٩٤)

وبإجراء اختبار *Durbin Watson* للكشف عن الارتباط الذاتي بين البواقي في السلسلة الزمنية موضع الدراسة تبين أن قيمته تقدر بنحو ١،٠٥ وبالكشف عن قيمة *Durbin Watson* في

(١) Hossain, M, M, and Abdulla, F, (2015), “On the production behaviors and forecasting the tomatoes production in Bangladesh”, Journal of agriculture economics and development, vol 4(5), pp: 66-74

الجدول تبين وجود ارتباط ذاتي في السلسلة الزمنية مما يجعلها في حالة عدم السكون الأمر الذي يقلل من دقة التنبؤ بإنتاج المحصول مما يتطلب معالجة هذه المشكلة، ويوضح شكل (1) دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي ومنها يتبين أن الارتباط الذاتي أخذ قيم موجبة اعتباراً من فترة الإبطاء الأولى وحتى فترة الإبطاء الخامسة، ثم أخذت الدالة بعد ذلك قيماً سالبة اعتباراً من فترة الإبطاء السادسة وحتى نهاية السلسلة الزمنية، كما يوضح الشكل البياني الحد الأعلى والحد الأدنى لقيم دالة الارتباط الذاتي بدرجة ثقة ٩٥%، حيث يتبين أن قيم دالة الارتباط الذاتي خلال فترة الإبطاء الأولى والثانية تعدت الحد الأعلى مما يشير إلي وجود الارتباط الذاتي في السلسلة الزمنية موضع الدراسة.

بالنسبة لدالة الارتباط الذاتي الجزئي للسلسلة الزمنية لمحصول الطماطم الشتوي خلال الفترة (١٩٩٩ - ٢٠١٤) تبين أن قيم الدالة تذبذبت بين القيم الموجبة والقيم السالبة علي امتداد السلسلة، إلا أنه يتبين بوضوح وجود ارتباط ذاتي موجب بين البواقي في فترة الإبطاء الأولى وقد تعدت الحد الأعلى لحدود الثقة بدرجة ثقة ٩٥%.

في ضوء ما تقدم ينبغي معالجة مشكلة الارتباط الذاتي الموجود بالسلسلة الزمنية لإنتاج محصول الطماطم الشتوي خلال الفترة (١٩٩٩ - ٢٠١٤) لإزالة التشوه في السلسلة الزمنية ولزيادة الدقة في التنبؤ بقيم إنتاج المحصول وذلك بالاعتماد علي أسلوب *Box-Jenkins* وكان أفضل النماذج المختبرة النموذج التالي:

$$Y_i = 2844.88 + 73.34 X_i + 0.44 MA_1$$

(9.57)\*                      (2.41)\*                      (2.01)\*

حيث:

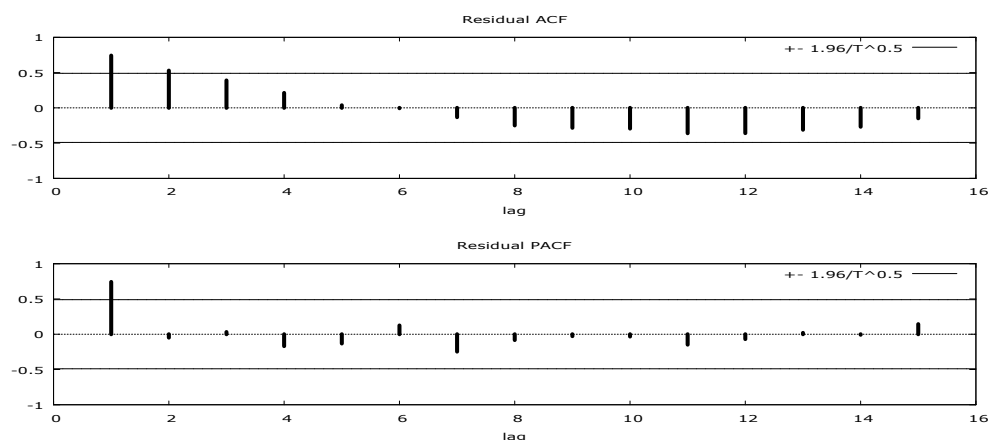
$Y_i$  = الإنتاج من محصول الطماطم الشتوي بالآلف طن =  $MA_1$  = المتوسط المتحرك من الرتبة الأولى

\* = معنوي عند مستوى معنوية ٥% والقيم بين الأقواس هي قيم (Z)

تشير المعادلة السابقة إلى أن الإنتاج من محصول الطماطم الشتوي يتزايد سنوياً بنحو ٧٣،٣٣ ألف طن وهذا التزايد معنوي إحصائياً، كما يتبين أن المتوسط المتحرك من الرتبة الأولى كان سبب لزيادة الإنتاج بنحو ٠،٤٤ ألف طن وهذه الزيادة معنوية إحصائياً حيث سكنت السلسلة الزمنية بعد أخذ المتوسط المتحرك من الرتبة الأولى.

شكل (١) : دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي لإنتاج محصول الطماطم الشتوي





المصدر: حسب استخدام برنامج *Gretl*.

يوضح جدول (١) أهم معايير المفاضلة بين نماذج 'ARIMA' للسلسلة الزمنية لإنتاج محصول الطماطم الشتوي خلال الفترة (١٩٩٩-٢٠١٤) حيث يتبين أن نموذج  $ARIMA(0,0,1)$  يعتبر أفضل النماذج المقترحة للتنبؤ بمحصول الطماطم الشتوي وذلك بعد اختيار أقل قيم للمفاضلة بين المعايير المستخدمة حيث بلغت أقل قيمة لمعيار *Akaike Criterion* نحو ٢٤٦,٢٢ وبلغت أقل قيمة لمعيار *Schwarz Criterion* نحو ٢٤٩,٣٦ بينما بلغت أقل قيمة لمعيار *Log-LikeLihood* نحو -١١٩,١٤ وقيمة *Hannan-Quinn* نحو ٢٤٦,٣٨.

جدول (١) : أهم معايير تقييم نماذج *ARIMA* لإنتاج محصول الطماطم الشتوي

نماذج <i>ARIMA</i>	<i>Akaike</i> <i>Criterion</i>	<i>Log- LikeLihood</i>	<i>Schwarz</i> <i>Criterion</i>	<i>Hannan- Quinn</i>	<i>Theil's U</i>
(0,0,1)	246.22	-119.14	249.36	246.38	0.87
(1,0,0)	246.28	-119.11	249.37	246.44	0.88
(1,0,1)	248.12	-119.06	251.98	248.32	0.87
(2,0,1)	248.19	-119.09	252.05	248.38	0.87

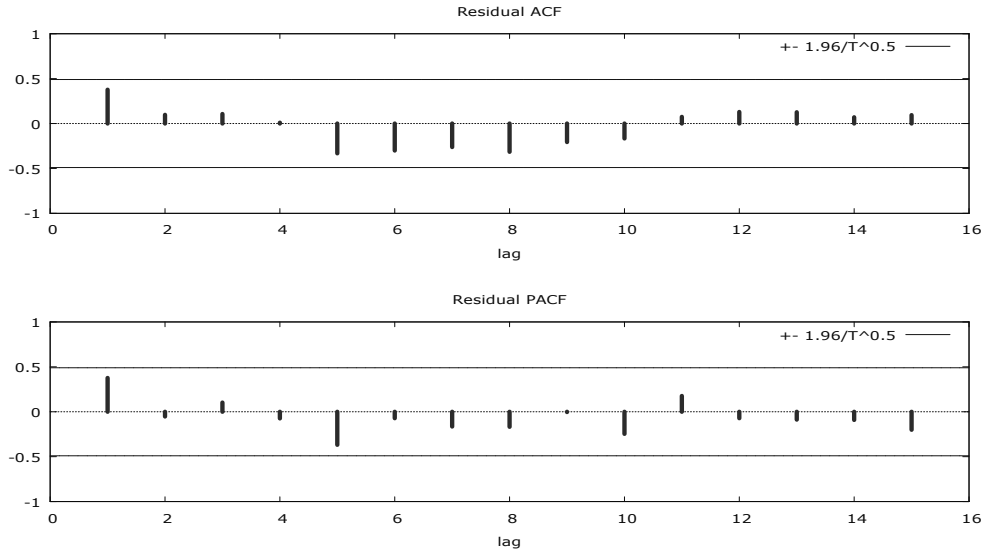
المصدر: حسب استخدام برنامج *Gretl*.

بإعادة الكشف عن الارتباط الذاتي بين البواقي في السلسلة الزمنية للمحصول موضع الدراسة تبين أن السلسلة خالية من الارتباط الذاتي وأن السلسلة في حالة سكون *Stationary* ويتبين من الشكل البياني (٢) أن قيم دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي للبواقي تقع جميعها بين الحد الأعلى والحد الأدنى بدرجة ثقة ٩٥%، وتشير نتائج التحليل إلي تحسن قيمة اختبار *Theil's U* والتي قدرت بنحو ٠,٨٧ بعد معالجة الارتباط الذاتي وسكون السلسلة الزمنية وهو ما يدل علي أن

(١)Deng, S. and Liu, B. (1999), " Modeling and Forecasting demand formoney in China, :co integration and nonlinear analysis" *Journal of Annals Operations Research Vol 87 pp: 177-189.*

النموذج المقدر له قدرة عالية علي التنبؤ لأن قيمته أقل من الواحد الصحيح في حين قدرت قيمة اختبار *Theil's U* قبل معالجة الارتباط الذاتي وعدم سكون السلسلة الزمنية بنحو ٠,٠٩٨.

شكل (٢) : دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي للبقاقي لإنتاج الطماطم الشتوي



المصدر: حسب استخدام برنامج *Gretl*.

بإجراء التنبؤ لمحصول الطماطم الشتوي خلال الفترة (٢٠١٧ - ٢٠٢٠) والمقارنة بينه قبل وبعد معالجة الارتباط الذاتي والتخلص منه يوضح جدول (٢) أن الإنتاج المتوقع بعد التخلص من الارتباط الذاتي يقدر بنحو ٤٢٣٨، ٤٣١٢، ٤٣٨٥، ٤٤٥٨ ألف طن علي الترتيب، ومن ثم يتبين الفارق بوضوح بين التنبؤ بإنتاج محصول الطماطم الشتوي قبل وبعد التخلص من الارتباط الذاتي وتتقيد السلسلة الزمنية من التشوه الموجود بها، كما يوضح الجدول الحد الأعلى والحد الأدنى لإنتاج المحصول بعد ازالة الارتباط الذاتي خلال الفترة الممتنباً بها.

جدول (٢) : الإنتاج المتوقع من محصول الطماطم الشتوي بالألف طن

خلال الفترة (٢٠١٧ - ٢٠٢٠)

بعد إزالة الارتباط الذاتي			التنبؤ قبل إزالة الارتباط الذاتي	السنة
الحد الأدنى	الحد الأعلى	التنبؤ		
٣٣٥٦	٥١٢١	٤٢٣٨	٤١٢٥	٢٠١٧
٣٤٢٩	٥١٩٤	٤٣١٢	٤١٩٩	٢٠١٨
٣٥٠٣	٥٢٦٧	٤٣٨٥	٤٢٧٣	٢٠١٩
٣٥٧٦	٥٣٤١	٤٤٥٨	٤٣٤٧	٢٠٢٠

المصدر: حسب استخدام برنامج *Gretl*.

## محصول الطماطم الصيفي:

بتقدير إنتاج محصول الطماطم الصيفي بطريقة المربعات الصغرى *OLS* خلال الفترة (١٩٩٩-٢٠١٤) كانت المعادلة على النحو التالي<sup>(١)</sup>:

$$Y_i = 2556.06 + 112.01 X_i$$

(16.06)\*\*                      (6.81)\*\*

$$R = 0.88 \quad R^2 = 0.77 \quad DW = 0.06$$

$$\text{Log - Likelihood} = -136.81$$

$$\text{Akaike Criterion} = 275.63$$

$$\text{Schwarz Criterion} = 276.40$$

$$\text{Quinn - Hannan} = 275.67$$

$$\text{Theils'U} = 0.98$$

حيث:

$$Y_i = \text{إنتاج محصول الطماطم الصيفي بالألف طن}$$

$$X_i = \text{عامل الزمن ويأخذ القيم (١، ٢، ..... ١٦)}$$

$$** = \text{معنوي عند مستوى معنوية ١\%}$$

تشير المعادلة السابقة إلى أن إنتاج محصول الطماطم الصيفي يتزايد سنوياً بنحو ١١٢ ألف طن ويعتبر هذا التزايد معنوي إحصائياً وحيث يفسر عامل الزمن نحو ٧٧% من إجمالي التغير في إنتاج المحصول خلال فترة الدراسة، وبإجراء التنبؤ خلال الفترة (٢٠١٧-٢٠٢٠) تبين أن إنتاج المحصول يقدر بنحو ٤٦٨٤، ٤٧٩٦، ٤٩٠٨، ٥٠٢٠ ألف طن علي الترتيب للسنوات ٢٠١٧، ٢٠١٨، ٢٠١٩، ٢٠٢٠.

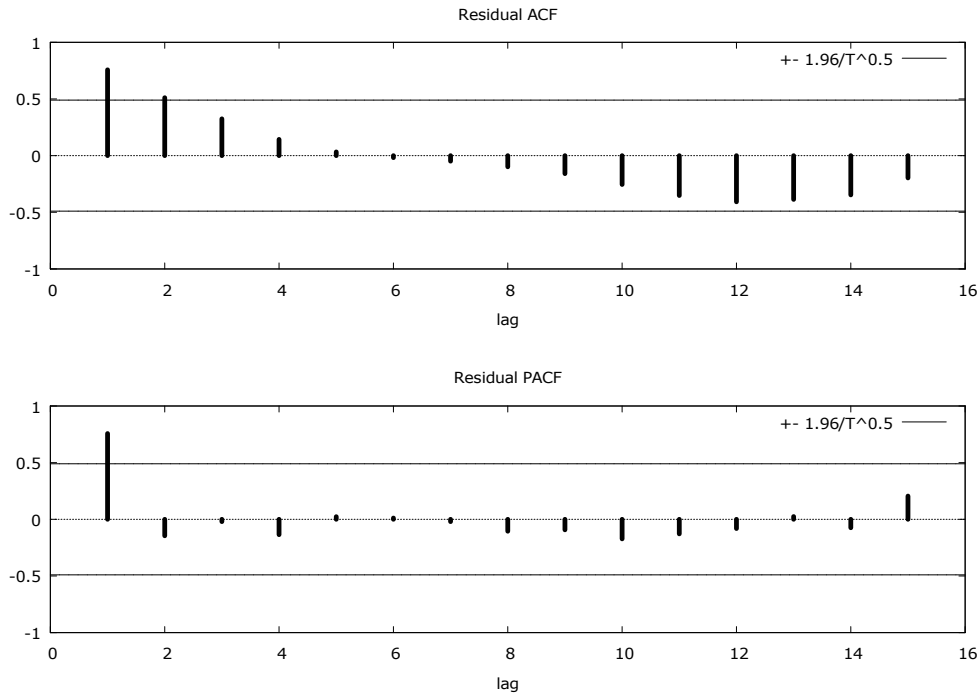
ولاختبار سكون السلسلة الزمنية *Stationary* موضع الدراسة تم إجراء اختبار *ADF* وقد تبين أن قيمته المحسوبة ( - ٠,٦١ ) أقل من قيمته الجدولية ( ٠,٤٥ )، وكان ذلك مؤشراً على عدم سكون السلسلة، كما تم إجراء اختبار *Shapiro-Wilk* وتبين منه أن بيانات الخطأ للسلسلة الزمنية موضع الدراسة لا تختلف معنوياً عن بيانات التوزيع الطبيعي حيث كانت قيمته المحسوبة ( ٠,٠١٨ ) أقل من قيمته الجدولية ( ٠,٨٥ ) .

بإجراء اختبار *Durban Watson* للكشف عن الارتباط الذاتي بين البواقي في السلسلة الزمنية موضع الدراسة تبين أن قيمته تقدر بنحو ٠,٠٧، وبالكشف عن قيمة *Durban Watson* في الجدول تبين وجود ارتباط ذاتي في السلسلة الزمنية مما يجعلها في حالة عدم السكون، الأمر الذي يقلل من دقة التنبؤ بإنتاج المحصول مما يتطلب تنقية السلسلة بمعالجة هذه المشكلة، ويوضح شكل (٣) دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي ومنها يتبين أن الارتباط الذاتي أخذ قيم موجبة اعتباراً من فترة الإبطاء الأولى وحتى فترة الإبطاء الخامسة، ثم أخذت دالة الارتباط الذاتي قيم سالبة

(1) حمزة عبد الهادي (٢٠١١)، محاضرات في التحليل الكمي، قسم الاقتصاد الزراعي، كلية

من فترة الإبطاء السادسة وحتى نهاية السلسلة الزمنية، كما يتضح من الشكل البياني وجود الحد الأعلى والحد الأدنى لقيم دالة الارتباط الذاتي بدرجة ثقة ٩٥%، أما دالة الارتباط الذاتي الجزئي للسلسلة الزمنية لمحصول الطماطم الصيفي خلال الفترة (١٩٩٩ - ٢٠١٤) يتبين أن قيم الدالة تذبذبت بين القيم الموجبة والقيم السالبة على امتداد السلسلة، إلا أنه يتبين بوضوح وجود الارتباط الذاتي بين البواقي في فترة الإبطاء الأولي حيث يتبين أن قيمة الدالة كانت موجبة وقد تعدت الحد الأعلى لحدود الثقة بدرجة ثقة ٩٥%.

شكل (٣) : دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي لإنتاج الطماطم الصيفي



المصدر: حسب استخدام برنامج *Gretl*.

في ضوء ما تقدم ينبغي معالجة مشكلة الارتباط الذاتي الموجود بالسلسلة الزمنية لإنتاج محصول الطماطم الصيفي خلال الفترة (١٩٩٩ - ٢٠١٤) من أجل إزالة التشوه في السلسلة الزمنية الناجم عن الارتباط الذاتي من أجل زيادة دقة التنبؤ بقيم إنتاج محصول الطماطم الصيفي وذلك باستخدام أسلوب *Box-Jenkins* وكان أفضل النماذج المختبرة النموذج التالي:

$$Y_i = 2529.46 + 120.33x_i + 1.50AR_1 - 0.86AR_2 - 0.99MA_1$$

(23.80)\*                      (9.65)\*                      (13.11)\*                      (-7.85)\*                      (-5.8)\*

حيث:

$Y_i$  = إنتاج محصول الطماطم الصيفي بالألف طن  $AR_1$  = الارتباط الذاتي من الرتبة الأولى  
 $AR_2$  = الارتباط الذاتي من الرتبة الثانية  $MA_1$  = المتوسط المتحرك من الرتبة الأولى

\* = معنوي عند مستوى معنوية ٥% والقيم بين الأقواس هي قيم (Z)

يتبين من المعادلة السابقة أن إنتاج محصول الطماطم الصيفي يتزايد سنوياً بنحو ١٢٠,٣٣ ألف طن، كما يتبين أن زيادة معامل الانحدار من الرتبة الأولى كان سبباً لزيادة الإنتاج بنحو ١,٥٠ ألف طن، وكذلك عند اخذ الانحدار الذاتي من الرتبة الثانية كان سبباً في انخفاض الإنتاج بنحو ٠,٨٦ ألف طن، في حين تسبب المتوسط المتحرك من الرتبة الأولى في انخفاض الإنتاج بنحو ٠,٩٩ ألف طن، وبذلك سكنت السلسلة الزمنية بعد أخذ كلا من المتوسط المتحرك من الرتبة الأولى والارتباط الذاتي من الرتبتين الأولى والثانية.

يوضح جدول (٣) قيم أهم معايير المفاضلة بين نماذج *ARIMA* المقترحة لإنتاج محصول الطماطم الصيفي خلال الفترة (١٩٩٩ - ٢٠١٤) حيث يتبين أن نموذج *ARIMA* (2,0,1) يعتبر أفضل النماذج لأن معايير المفاضلة بين النماذج موضع الدراسة كانت أقل من مثيلتها في النماذج المختبرة الأخرى، حيث بلغت أقل قيمة لمعيار *Akaike Criterion*=219.08 وبلغت أقل قيمة لمعيار *Schwarz Criterion*= 223.71 بينما بلغت قيمة *Log-LikeLihood*= -109.66 في حين بلغت قيمة *Hannan- Quinn*= 219.32.

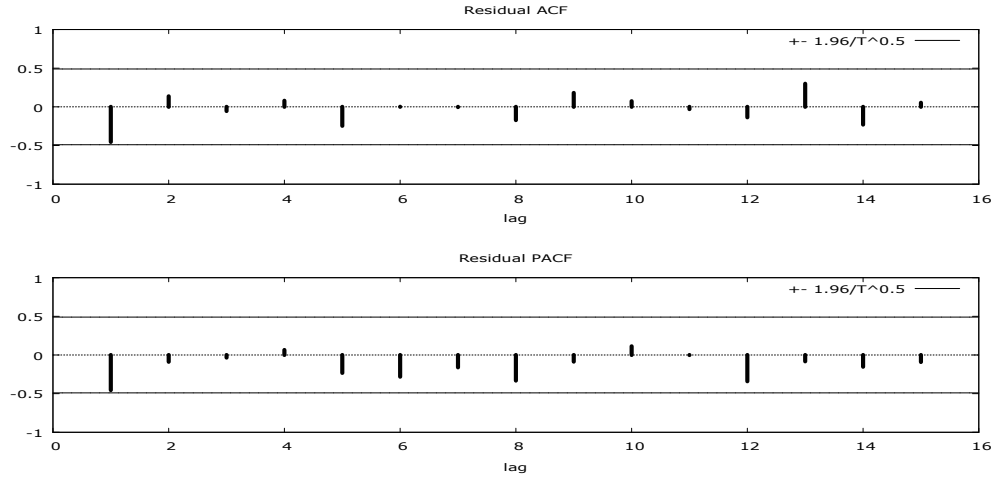
جدول (٣) : أهم معايير تقييم نماذج *ARIMA* لإنتاج محصول الطماطم الصيفي

<i>Theil'sU</i>	<i>Hannan-Quinn</i>	<i>Schwarz Criterion</i>	<i>Log-LikeLihood</i>	<i>Akaike Criterion</i>	نماذج <i>ARIMA</i>
0.58	219.32	223.71	-109.66	219.08	(2,0,1)
0.85	226.21	229.87	-108.00	226.01	(1,0,1)
0.94	227.47	230.40	-107.66	225.34	(0,0,1)
0.87	227.47	230.41	-103.54	227.31	(1,0,0)

حسبت باستخدام برنامج *Gretl*.

بإعادة الكشف عن الارتباط الذاتي بين البواقي في السلسلة الزمنية للمحصول موضع الدراسة تبين أن السلسلة خالية من الارتباط الذاتي وأن السلسلة في حالة سكون ويتبين من الشكل البياني (٤) أن قيم دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي للبواقي تقع جميعها داخل الحد الأعلى والحد الأدنى بدرجة ثقة ٩٥%، وتشير قيمة اختبار *Theil's U* البالغة نحو ٠,٥٨ أن النموذج المقدر له قدرة عالية علي التنبؤ لأن قيمته أقل من الواحد الصحيح حيث تحسنت قدرة النموذج علي التنبؤ بالمقارنة بالنموذج قبل التعديل حيث بلغت قيمة اختبار *Theil's U* قبل معالجة الارتباط الذاتي نحو ٠,٩٨.

شكل (٤) : دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي للبقافي لإنتاج الطماطم الصيفي



المصدر: حسب استخدام برنامج *Gretl*.

بإجراء التنبؤ لمحصول الطماطم الصيفي خلال الفترة (٢٠١٧ - ٢٠٢٠) قبل وبعد معالجة الارتباط الذاتي والتخلص منه كما يوضحه الجدول (٤) يتبين أن الإنتاج المتوقع يقدر بنحو ٥٠٥٨ ، ٥٢٠٩ ، ٥٢٥٨ ، ونحو ٥٢٤٦ ألف طن خلال الفترة (٢٠١٧ - ٢٠٢٠) علي الترتيب، ومن ثم يتبين الفرق بوضوح بين التنبؤ بإنتاج محصول الطماطم الصيفي قبل وبعد التخلص من الارتباط الذاتي وتقنية السلسلة الزمنية من التشوه الموجود بها، كما يوضح الجدول الحد الأعلى والحد الأدنى لإنتاج محصول الطماطم الصيفي خلال الفترة المتنبأ بها.

جدول (٤) : الإنتاج المتوقع من محصول الطماطم الصيفي بالألف طن خلال الفترة (٢٠١٧ - ٢٠٢٠)

بعد إزالة الارتباط الذاتي			التنبؤ قبل إزالة الارتباط الذاتي	السنة
الحد الأدنى	الحد الأعلى	التنبؤ		
٤٧٥٨	٥٣٥٨	٥٠٥٨	٤٦٨٤	٢٠١٧
٤٨٧٠	٥٥٤٧	٥٢٠٩	٤٧٩٦	٢٠١٨
٤٨٥٩	٥٦٥٧	٥٢٥٨	٤٩٠٨	٢٠١٩
٤٨٠٧	٥٦٨٤	٥٢٤٦	٥٠٢٠	٢٠٢٠

المصدر: حسب استخدام برنامج *Gretl*.

#### محصول الطماطم النيلى:

بتقدير إنتاج محصول الطماطم النيلى بطريقة المربعات الصغرى *OLS* خلال الفترة

(١٩٩٩ - ٢٠١٤) كانت المعادلة على النحو التالي:

$$Y_i = 117587 - 23.15X_i$$

(13.92)\*\*                      (-2.65)\*

$$R^2 = 0.34 \quad R = 0.57 \quad DW = 0.08$$

$$\text{Log - Likelihood} = -102.95$$

$$\text{Akaike Criterion} = 209.90 \quad \text{Schwarz Criterion} = 211.44$$

$$\text{Theils'U} = 0.97 \quad \text{Quinn - Hannan} = 209.98$$

حيث:

$$Y_i = \text{إنتاج محصول الطماطم النيلى بالآلف طن}$$

$$X_i = \text{عامل الزمن ويأخذ القيم (1، 2، .....، 16)}$$

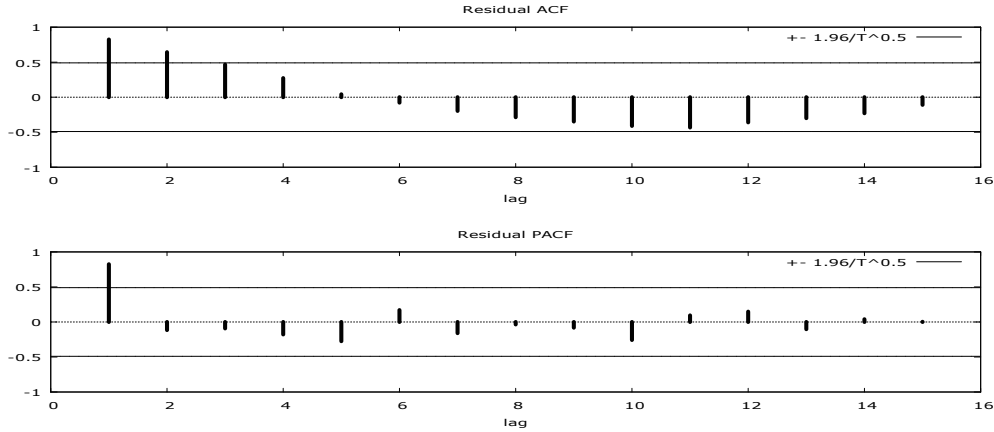
$$** = \text{معنوي عند مستوى معنوية } 1\% \quad * = \text{معنوي عند مستوى معنوية } 5\%$$

تشير المعادلة السابقة إلى أن إنتاج محصول الطماطم النيلى يتناقص سنوياً بنحو ٢٣,١٥ ألف طن ويعتبر هذا التناقص معنوي إحصائياً وحيث يفسر عامل الزمن نحو ٣٤% من إجمالي التغير في إنتاج المحصول خلال فترة الدراسة، وبإجراء التنبؤ خلال الفترة (٢٠١٧ - ٢٠٢٠) تبين أن إنتاج المحصول يقدر بنحو ٧٨٢، ٧٥٩، ٧٣٦، ونحو ٧١٣ ألف طن على الترتيب.

لاختبار سكون السلسلة الزمنية *Stationary* موضع الدراسة تم إجراء اختبار *ADF* وقد تبين أن قيمته المحسوبة ( -١,٢٠ ) أقل من قيمته الجدولية ( ٠,٦٤ )، وكان ذلك مؤشراً على عدم سكون السلسلة، كما تم إجراء اختبار *Shapiro-Wilk* وتبين منه أن بيانات الخطأ للسلسلة الزمنية موضع الدراسة لا تختلف معنوياً عن بيانات التوزيع الطبيعي حيث كانت قيمته المحسوبة ( ٠,٠١٤ ) أقل من قيمته الجدولية ( ٠,٨٥ ) .

بإجراء اختبار *Durban Watson* للكشف عن الارتباط الذاتي بين البواقي في السلسلة الزمنية موضع الدراسة تبين أن قيمته تقدر بنحو ٠,٠٨، وبالكشف عن قيمة *Durban Watson* في الجدول تبين وجود ارتباط ذاتي في السلسلة الزمنية مما يجعلها في حالة عدم السكون الأمر الذي يقلل من دقة التنبؤ بإنتاج المحصول مما يتطلب تنقية السلسلة بمعالجة هذه المشكلة، ويوضح شكل (٥) دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي ومنها يتبين أن الارتباط الذاتي أخذ قيم موجبة اعتباراً من فترة الإبطاء الأولى وحتى فترة الإبطاء الخامسة، ثم أخذت دالة الارتباط الذاتي قيم سالبة من فترة الإبطاء السادسة وحتى نهاية السلسلة الزمنية، كما يتضح من الشكل البياني وجود الحد الأعلى والحد الأدنى لقيم دالة الارتباط الذاتي بدرجة ثقة ٩٥%، حيث يتبين أن قيم دالة الارتباط الذاتي خلال فترة الإبطاء الأولى والثانية تعدت الحد الأعلى مما يشير إلي معنوية الارتباط الذاتي في السلسلة موضع الدراسة.

شكل (٥) : دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي لإنتاج الطماطم النيلي



المصدر: حسب استخدام برنامج *Gretl*.

أما دالة الارتباط الذاتي الجزئي للسلسلة الزمنية لمحصول الطماطم النيلي خلال الفترة (١٩٩٩-٢٠١٤) يتبين أن قيم الدالة تذبذبت بين القيم الموجبة والقيم السالبة على امتداد السلسلة، إلا أنه يتبين بوضوح وجود الارتباط الذاتي بين اليواقي في فترة الإبطاء الأولي حيث يتبين أن قيمة الدالة كانت موجبة وقد تعدت الحد الأعلى لحدود الثقة بدرجة ثقة ٩٥%.

في ضوء ما تقدم ينبغي معالجة مشكلة الارتباط الذاتي الموجود بالسلسلة الزمنية لإنتاج محصول الطماطم النيلي خلال الفترة (١٩٩٩-٢٠١٤) من إزالة التشوه في السلسلة الزمنية وزيادة الدقة في التنبؤ بقيم إنتاج المحصول وذلك باستخدام أسلوب *Box-Jenkins* وكانت أفضل النماذج المختبرة النموذج التالي:

$$Y_i = 1150.61 - 21.22 X_i + 0.43 MA_1$$

(11.86)\*                      (-2.14)\*                      (1.99)\*

حيث:

$Y_i$  = إنتاج محصول الطماطم النيلي بالآلف طن  $MA_1$  = المتوسط المتحرك من الرتبة الأولى

\* = معنوي عند مستوى معنوية ٥% والقيم بين الأقواس هي قيم (Z)

تشير المعادلة السابقة إلى أن الإنتاج من محصول الطماطم النيلي يتناقص سنوياً بنحو ٢١،٢٢ ألف طن وهذا التناقص معنوي إحصائياً، كما يتبين أن زيادة المتوسط المتحرك من الرتبة الأولى كان سبب لزيادة الإنتاج بنحو ٠،٤٣ ألف طن وتعتبر هذه الزيادة معنوية إحصائياً وسكنت السلسلة الزمنية بعد أخذ المتوسط المتحرك من الرتبة الأولى.

يوضح جدول (٥) أهم معايير المفاضلة بين نماذج *ARIMA* للسلسلة الزمنية لإنتاج محصول الطماطم النيلي خلال الفترة (١٩٩٩-٢٠١٤) حيث يتبين أن نموذج *ARIMA* (0,0,1) يعتبر أفضل النماذج لأن معايير المفاضلة بين النماذج موضع الدراسة كانت أقل من مثيلاتها في النماذج المختبرة الأخرى، وتبين أن أقل قيمة لمعيار *Akaike Criterion* = 210.44 وبلغت أقل قيمة لمعيار *Schwarz*



$Hannan-Quinn= 210.64$  بينما بلغت قيمة  $Log-LikeLihood=-101.28$  في حين بلغت قيمة  $Hannan-Criterion= 213.65$

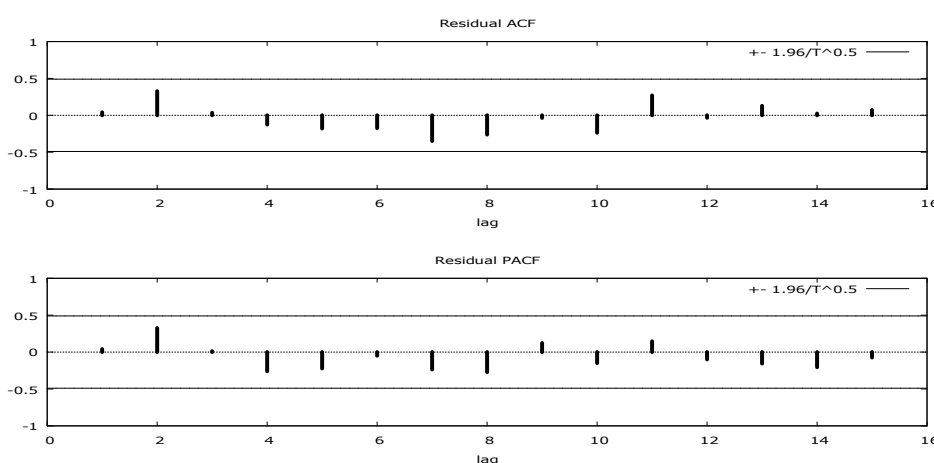
جدول (٥) : أهم معايير تقييم نماذج **ARIMA** للإنتاج محصول الطماطم النيلي

نماذج <b>ARIMA</b>	<b>Akaike Criterion</b>	<b>Log- LikeLihood</b>	<b>Schwarz Criterion</b>	<b>Hannan- Quinn</b>	<b>Theil's U</b>
(0,0,1)	210.44	-101.28	213.65	210.64	0.81
(1,0,1)	210.57	-100.22	214.30	210.73	0.83
(1,0,2)	211.80	-99.90	216.44	212.04	0.86
(2,0,1)	212.30	-100.15	216.94	212.54	0.82

المصدر : حسب استخدام برنامج *Gretl*.

بإعادة الكشف عن الارتباط الذاتي بين البواقي في السلسلة الزمنية للمحصول موضع الدراسة تبين أن السلسلة الزمنية خالية من الارتباط الذاتي وأن السلسلة في حالة سكون كما يوضح الشكل البياني (٦) أن قيم دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي للبواقي تقع جميعها داخل الحد الأعلى والحد الأدنى بدرجة ثقة ٩٥%، وتشير قيمة اختبار *Theil's U* البالغة نحو ٠,٨١ إلى تحسن القدرة التنبؤية للنموذج وذلك لانخفاض قيمته بعد إزالة الارتباط الذاتي وسكون السلسلة الزمنية.

شكل (٦) دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي للبواقي لإنتاج الطماطم النيلي



المصدر : حسب استخدام برنامج *Gretl*.

بإجراء التنبؤ لمحصول الطماطم النيلي خلال الفترة (٢٠١٧-٢٠٢٠) قبل وبعد معالجة الارتباط الذاتي والتخلص منه كما يوضحه الجدول (٦) يتبين أن الإنتاج المتوقع يقدر بنحو ٧٤٧ ، ٧٢٦ ، ٧٠٥ ، ونحو ٦٨٤ ألف طن خلال الفترة (٢٠١٧-٢٠٢٠) على الترتيب، ومن ثم يتبين الفرق بوضوح بين التنبؤ بإنتاج محصول الطماطم النيلي قبل وبعد التخلص من الارتباط الذاتي

وتتقبة السلسلة الزمنية من التشوه الموجود بها، كما يوضح الجدول الحد الأعلى والحد الأدنى لإنتاج محصول الطماطم النيلي خلال الفترة المتنبأ بها.

### جدول (٦) : الإنتاج المتوقع من محصول الطماطم النيلي بالآلاف طن

خلال الفترة (٢٠١٧ - ٢٠٢٠)

السنة	التنبؤ قبل إزالة الارتباط الذاتي	بعد إزالة الارتباط الذاتي	
		الحد الأدنى	الحد الأعلى
٢٠١٧	٧٨٢	١٠٣٥	٧٤٧
٢٠١٨	٧٥٩	١٠١٤	٧٢٦
٢٠١٩	٧٣٦	٩٩٣	٧٠٥
٢٠٢٠	٧١٣	٩٧١	٦٨٤

المصدر: حسب استخدام برنامج *Gretl*.

بإجراء التنبؤ لإجمالي إنتاج عروات محصول الطماطم خلال الفترة (٢٠١٧ - ٢٠٢٠) قبل وبعد معالجة الارتباط الذاتي والتخلص منه كما يوضحه الجدول (٧) يتبين أن الإنتاج المتوقع قبل معالجة الارتباط الذاتي يقدر بنحو ٩٥٩١، ونحو ٩٧٥٤، ونحو ٩٩١٧، ونحو ١٠٠٨٠ ألف طن خلال الفترة (٢٠١٧ - ٢٠٢٠) علي الترتيب، وكان الإنتاج المتوقع بعد معالجة الارتباط الذاتي يقدر بنحو ١٠٠٤٣، ونحو ١٠٢٤٧، ونحو ١٠٣٤٨، ونحو ١٠٣٨٨ ألف طن خلال الفترة (٢٠١٧ - ٢٠٢٠) علي الترتيب ومن ثم يتبين الفرق بوضوح بين التنبؤ بإنتاج محصول الطماطم قبل وبعد التخلص من الارتباط الذاتي وتتقبة السلسلة الزمنية من التشوه الموجود بها.

### جدول (٧) : الإنتاج المتوقع من إجمالي عروات محصول الطماطم بالآلاف طن

خلال الفترة (٢٠١٧ - ٢٠٢٠)

السنة	التنبؤ قبل إزالة الارتباط الذاتي لإجمالي عروات محصول الطماطم	التنبؤ بعد إزالة الارتباط الذاتي لإجمالي عروات محصول الطماطم
٢٠١٧	٩٥٩١	١٠٠٤٣
٢٠١٨	٩٧٥٤	١٠٢٤٧
٢٠١٩	٩٩١٧	١٠٣٤٨
٢٠٢٠	١٠٠٨٠	١٠٣٨٨

المصدر: حسب من جداول ٢، ٤، ٦

مما سبق فإن الدراسة توصي باستخدام النماذج التي تم التوصل إليها للتنبؤ بإنتاج محصول الطماطم واعتماد التنبؤات التي تعطيها النماذج المقترحة لوضع الخطط المستقبلية لتطوير عمليات تصنيع الطماطم وتصديرها في صورة مصنعة وطازجة، واستخدام منهجية *Box-Jenkins* في استنتاج وتطوير النماذج القياسية للتنبؤ بمحاصيل أخرى وذلك حسب التطور الفعلي للسلسلة الزمنية موضع الدراسة.

## الملحق

جدول ( ١ ) : إنتاج عروات الطماطم خلال الفترة ( ١٩٩٩ - ٢٠١٤ ) بالآلف طن

إنتاج الطماطم الشتوي	إنتاج الطماطم الصيفي	السنوات	إنتاج الطماطم النيلي
٢٤٧٤,٢٥	٢٩٢٩,٠٠	١٩٩٩	٨٧٠,٥٠
٢٨٨٣,١٣	٢٨٣١,٠٠	٢٠٠٠	١٠٧١,٥٠
٢٦٦٢,٣٥	٢٦٧٧,٠٠	٢٠٠١	٩٨٨,٥٤
٢٩٩٨,١٢	٢٧٠٨,٠٠	٢٠٠٢	١٠٧٢,٢١
٣١٣٣,٧٣	٢٨٠٤,٠٠	٢٠٠٣	١٢٠٢,٠٢
٣٥٨٠,٦٠	٢٩٣١,٩٦	٢٠٠٤	١١٢٨,٢٧
٣٩٧٧,٣٢	٣٢٨٨,٩٢	٢٠٠٥	١٢٤,٩٩
٣٨١٤,٠٨	٣٥٨٦,٧٩	٢٠٠٦	١١٧٥,٢٠
٣٦٢٣,٤٥	٣٨٦٥,٠٦	٢٠٠٧	١١٥٠,٥١
٣٨٥٣,٥٥	٤٢٣٣,٩٥	٢٠٠٨	١١١٦,٥٩
٤٩٢٠,٩١	٤٢٣٣,٩٨	٢٠٠٩	١١١٥,٥٥
٣٧٦٠,٠٤	٤١٢١,٠٧	٢٠١٠	٦٦٣,٨٨
٣٤٨٧,٣٥	٣٧٩٣,٦٦	٢٠١١	٧٧٢,٦٩
٣٧٠٧,٤٢	٤١١١,٧٥	٢٠١٢	٧٥١,٨٨
٣٦٧٠,٩٨	٣٨٥٣,٣٤	٢٠١٣	٧٤٤,٩٣
٣٣٨٨,٠٠	٤١٦١,٠٠	٢٠١٤	٧١٦,٠٠

المصدر: وزارة الزراعة واستصلاح الأراضي، قطاع الشؤون الاقتصادية، الإدارة المركزية للاقتصاد الزراعي، نشرة الإحصاءات الزراعية، أعداد مختلفة.

**المراجع باللغة العربية:**

أبو طالب، عبد الوكيل محمد ( ٢٠٠٢)، عدم استقرار السلاسل الزمنية وأثرها علي نتائج البحوث الاقتصادية الزراعية ، المجلة المصرية للاقتصاد الزراعي، الجمعية المصرية للاقتصاد الزراعي، المجلد (١٢)، العدد (٤)، ص ص ١٢٠٩ - ١٢٢٦.

أبو طالب، عبد الوكيل محمد، عامر سيده حامد ( ٢٠١٥)، استخدام نموذج الإنذار المبكر ضد أزمات الغذاء لتقدير المخزون الاحتياطي من الحبوب بالدول العربية، المجلة المصرية للاقتصاد الزراعي، الجمعية المصرية للاقتصاد الزراعي، المجلد (٢٥)، العدد (٣)، ص ص ١٠٨٥ - ١١٠٨. حمزة، عبد الهادي (٢٠١١)، محاضرات في التحليل الكمي، قسم الاقتصاد الزراعي، كلية الزراعة، جامعة القاهرة، ٢٠١١.

سالم، محمد حمدي وآخرون (٢٠٠٨)، دراسة اقتصادية لإنتاج وتصنيع الطماطم في مصر، المجلة المصرية للاقتصاد الزراعي، الجمعية المصرية للاقتصاد الزراعي، المجلد (١٨)، العدد (٣)، ص ص ٧٤١ - ٧٥٦.

وزارة الزراعة واستصلاح الأراضي، قطاع الشؤون الاقتصادية، الإدارة المركزية للاقتصاد الزراعي، نشرة الإحصاءات الزراعية، أعداد مختلفة.

**مراجع باللغة الانجليزية:**

*Box, G. E. P. and Jenkins, G, M, (1976), "Time Series Analysis. Forecasting and control", 2nd ed, Holden-Day, San Francisco.*

*Hossain, M, M, and Abdulla, F, (2015), "On the production behaviors and forecasting the tomatoes production in Bangladesh", Journal of Agriculture Economics and Development, vol 4(5), pp: 66-74.*

*Nelson, C.R, and Plosser, C.I. (1982), "Trends and random walks in macro economic time series, Journal of Monetary Economics, north -Holland publishing company, (10), pp: 139-162.*

*Deng, S. and Liu, B. (1999), " Modeling and Forecasting demand formoney in China, :co integration and nonlinear analysis" Journal of Annals Operations Research Vol 87 pp: 177-189.*