

Using the Dynamic Time Series Models for Forecasting the Prices of Field Crops

Sanaa J. Jaber

Assistant Professor, Desert Research Center

استخدام نماذج السلاسل الزمنية المتحركة للتنبؤ بأسعار أهم المحاصيل الحقلية

سناء جمال الدين جابر

قسم الاقتصاد - قسم الدراسات الاقتصادية

الملخص

تركز الدراسة على استخدام أسلوب التنبؤ في تحليل السلاسل الزمنية، والاستعانة ببعض النماذج الإحصائية. ومن خلال تعميم تطبيق تلك النماذج يمكن أن يتوفر لدى المخططين البيانات اللازمة لرسم السياسات السعرية للمنتجات الزراعية. وتحقيقاً لأهداف البحث اعتمدت الدراسة على بعض الأساليب القياسية للوصول إلى أفضل النماذج الإحصائية المتحركة للتنبؤ. قد تم توصيف لنماذج تنبؤ المعادلات المتحركة الخاصة بنماذج تكامل الانحدار الذاتي-الوسط المتحرك، النموذج المستخدم في الدراسة. وذلك من أربع مراحل تمثلت في مرحلة التوصيف والتي تتضمن اختبارات الثبات وتحديد طول فترة التأخير، ثم مرحلة التقدير، مرحلة التشخيص، وأخيراً مرحلة التنبؤ، ودراسة الأسعار المزرعية لمحصول القمح للسلسلة الزمنية خلال الفترة (1980-2016) وباستخدام نموذج ARIMA تبين أن أفضل نموذج من ARIMA (1 2 1) وهو النموذج الذي أعطي أقل مجموع مربعات خطأ والذي يعني أن الفرق بين البيانات الفعلية والتقديرية أقل ما يمكن. ودراسة الأسعار المزرعية للسلسلة الزمنية لمحصول الذرة الشامية خلال الفترة (1980-2016) وباستخدام نموذج ARIMA تبين أن أفضل نموذج هو ARIMA (2 2 2) حيث أعطي أقل مجموع مربعات خطأ حيث كان الفرق بين البيانات الفعلية والتقديرية أقل ما يمكن.

المقدمة

يتطلب استقراء أي متغير في المستقبل التعرف على التغيرات المتوقعة في المتغيرات الاقتصادية خلال السنوات القادمة، حيث أصبح الاتجاه العام في البحوث والدراسات الاقتصادية هو استخدام طرق القياس الكمية ووسائل الإقناع الإحصائية وذلك لتحديد الخصائص وإبراز الاتجاهات العامة للظواهر الاقتصادية والاجتماعية والإدارية وتحليل العلاقات المتشابهة والمتبادلة بين الظواهر على أساس موضوعي غير متحيز. وعلم الإحصاء يعطي العديد من الطرق والأساليب اللازمة للقيام بالدراسات والبحوث على أساس من القياس لحركة العديد من المتغيرات المحددة للظواهر موضوع الدراسة.

وتعتبر السلاسل الزمنية من بين أهم الأساليب الإحصائية الحديثة التي يمكن من خلالها معرفة طبيعة التغيرات التي تطرأ على قيم الظاهرة مع الزمن وتحديد الأسباب والنتائج وتفسير العلاقات المشاهدة بينها والتنبؤ بما سيحدث من تغير على قيم الظاهرة في المستقبل على ضوء ما حدث لها في الماضي (1). وهذا الأمر يفيد في وضع الخطط ورسم السياسات الاقتصادية للدولة. وهناك العديد من الطرق القياسية للتنبؤ بالمتغيرات الاقتصادية المختلفة في المستقبل وذلك لمعرفة تحركات هذه المتغيرات خلال فترة زمنية. وإلى الآن لا يزال استخدام أساليب التنبؤ الساكنة ومنها تحليل الاتجاه الخطي، الوسط المتحرك، والتهميد الأسى هي المستخدمة في عملية الاستقراء. إلا أنه تم التوصل إلى أساليب متحركة للتنبؤ حيث بدأت باستخدام المعادلات لقياس حركة المتغير التابع والتنبؤ به في المستقبل، حيث تعتمد بدرجة عالية على شرح سلوك ذلك المتغير.

ويعد القمح من أهم محاصيل الحبوب الاستراتيجية العالمية حيث يشكل مصدرًا غذائيًا لأكثر من 35% من سكان العالم (2)، وتعتمد الملايين في جميع أنحاء العالم وخاصة مصر على الأغذية التي تصنع من حبوب نبات القمح، كما تعد الذرة الشامية من محاصيل الحبوب الرئيسية في مصر، وذلك لأهمية الذرة الشامية في تغذية الإنسان والحيوان والدواجن، حيث تدخل في صناعة الأعلاف الجافة بنسب تصل إلى 70%. ونظراً للأهمية الاستراتيجية للمحصولين في ظل محدودية الموارد المتاحة فيعد التنبؤ بأسعار تلك المحاصيل من الأساليب الهامة التي يهتم بها متخذ القرار مما تساعد في المفاضلة في استعمال المخلفات الزراعية والإحلال بين عوامل الانتاج الزراعي وتوزيع المحاصيل الزراعية المعدة للاستهلاك.

مشكلة الدراسة

لا يزال استخدام أساليب التنبؤ الساكنة هي الطرق المستخدمة في عملية الاستقراء، حيث يؤخذ على أساليب التنبؤ الساكنة أن التنبؤ بالمتغيرات الاقتصادية يكون مطرداً سواء بالزيادة أو بالنقص عبر الزمن، وهذا في الواقع غير صحيح لأن أي متغير إقتصادي يتعرض للعديد من الظروف تجعله لا يأخذ اتجاهًا متزايداً أو متناقصاً بصورة مطردة ومستمرة، هذا بجانب أن معظم تلك الأساليب يكون صالح للتنبؤ لمدة عام واحد، إلا أنه تم التوصل إلى

أساليب متحركة للتنبؤ لقياس حركة المتغير التابع والتنبؤ به في المستقبل، بالإضافة إلى شرح سلوك وقياس حركة المتغير.

هدف الدراسة:

حدث تطور ملموس في النصف الثاني من السبعينات في أساليب تحليل السلاسل الزمنية الخاصة بالتنبؤ، حيث يعتبر التنبؤ الاقتصادي من المواضيع التي تكتسب أهمية كبيرة، إذ من خلال التنبؤ بالمتغيرات الاقتصادية يُمكن لأصحاب القرار من رسم السياسات الاقتصادية والاجتماعية للقطاعات القادمة. وعليه فإن الهدف الرئيسي لهذه الدراسة هو التنبؤ بأسعار أهم المحاصيل الحقلية مثل القمح والذرة الشامية من خلال تحديد أفضل الأساليب القياسية المستخدمة في التنبؤ. حيث تعد تلك المحاصيل من أهم المحاصيل الحقلية الرئيسية في مصر، حيث تستخدم في الاستهلاك الذاتي للسكان فضلاً عن مناسبة زراعتها مع الظروف البيئية المختلفة.

الطريقة البحثية

يوجد الكثير من الطرق القياسية الحديثة للتنبؤ بالمتغيرات الاقتصادية المختلفة في المستقبل وذلك لمعرفة تحركات السلاسل الزمنية لتلك المتغيرات عبر الزمن، ولقد تم استخدام بعض أساليب التنبؤ المتحركة التي بدأت باستخدام المعادلات الفردية لقياس حركة المتغير التابع والتنبؤ به في المستقبل، وهي تعتمد بدرجة عالية على شرح سلوك ذلك المتغير.

وسوف يتم استخدام دوال انحدار السلاسل الزمنية الخاصة بنماذج التنبؤ المتحركة مثل نماذج الانحدار الذاتي تكامل-الوسط المتحرك في التنبؤ بالأسعار المزرعية "Autoregressive Integrated Moving Average" (ARIMA). وقد تم الاعتماد على البيانات التي تصدرها الإدارة المركزية للاقتصاد الزراعي الخاصة بالأسعار المزرعية والنشرات الاقتصادية هذا بالإضافة إلى البيانات المنشورة وغير المنشورة التي تصدرها بعض المؤسسات الحكومية وغير الحكومية، مع الاستعانة ببعض الدراسات والمراجع السابقة وثيقة الصلة بموضوع الدراسة.

ARIMA: مفهوم نماذج

يتناول الإطار البحثي توصيفاً لنماذج التنبؤ على النحو التالي:

(أولاً) النماذج المتحركة "Dynamic Univariate Models":

توصل "Box-Jenkins" في عام 1976 إلى نموذج تنبؤ متحرك يسمى تكامل الانحدار الذاتي-الوسط المتحرك "Autoregressive Integrated Moving Average"، وهو يحتوي على رتب انحدار ذاتي "Autoregressive" من الدرجة [AR(P)]، ووسط متحرك "Moving Average" لحد الخطأ من الدرجة [MA(q)]، وفروق "Difference" من الدرجة (d).

ويتكون تقدير نموذج من أربع مراحل يمكن توضيحها كالتالي:

(1) مرحلة التوصيف "Identification Stage":

(1-1) اختبار الاستقرار أو الثبات "Stationarity": يقصد بالاستقرارية هنا من الناحية الإحصائية بأن يكون الوسط الحسابي والتباين ثابتين ونظراً لأن معظم بيانات السلاسل الزمنية قد تكون غير ساكنة عبر الزمن فيمكن تطبيق "اختبار (ADF) الموسع لجذر الوحدة" لاختبار سكون أو ثبات المتغيرات ويطلق عليه "AugmentedDickey- Fuller Unit Root Test" كالتالي (7):

¹ أبو ذر يوسف علي احمد، عادل موسى بونس (دكتور) استخدام السلاسل الزمنية للتنبؤ بإنتاجية الصمغ العربي في سوق محاصيل الأبييض في الفترة (1960-2012)، قسم الإحصاء التطبيقي، جامعة السودان للعلوم والتكنولوجيا، 2012.

مختلفة (Y_{it-p}) وذلك كمتغيرات مستقلة، ويشترط في تقدير نموذج (AR) أن يكون مجموع معاملات انحدار [AR(P)] أقل من الواحد الصحيح: $(\sum_{p=1}^k \beta_p < 1)$ ، ويطلق على ذلك شرط

الثبات "Stationarity Condition"، وفيما يلي نموذج الانحدار:
 $Y_t = \theta_1 Y_{t-1} + \theta_2 Y_{t-2} + \dots + \theta_p Y_{t-p} + u_t$
(2-2) الوسط المتحرك "Moving Average": حيث يتم اعتبار أن المتغير التابع (Y_{it-q}) دالة لحد الخطأ العشوائي بفترة تأخير مختلفة (ε_{it-q}) وذلك كمتغيرات مستقلة، ويشترط في تقدير نموذج (MA) أن يكون مجموع معاملات انحدار [MA(q)] أقل من الواحد الصحيح: $(\sum_{q=1}^k \theta_q < 1)$ ، ويطلق على ذلك شرط الانعكاس "Invertibility Condition" وفيما يلي نموذج المتوسط المتحرك:

$Y_t = u_t + \theta_1 u_{t-1} + \theta_2 u_{t-2} + \dots + \theta_q u_{t-q}$
(3-2) الانحدار الذاتي-الوسط المتحرك "Autoregressive Moving Average": يعتمد هذا الأسلوب على تكوين نموذج مختلط من رتب الانحدار الذاتي ورتب الوسط المتحرك، من خلال دمج المعادلتين السابقتين في معادلة واحدة، للحصول على نموذج (ARMA):

$$Y_t = \theta_1 Y_{t-1} + \theta_2 Y_{t-2} + \dots + \theta_p Y_{t-p} + u_t + \theta_1 u_{t-1} + \theta_2 u_{t-2} + \dots + \theta_q u_{t-q}$$

(4-2) تكامل الانحدار الذاتي-الوسط المتحرك "Autoregressive Integrated Moving Average"

نماذج ARMA تكون فقط مع سلاسل زمنية Y_t ساكنة. هذا يعني أن يكون المتوسط والتباين والتغاير ثابت عبر الزمن. ولكن معظم السلاسل الزمنية تمتلك متجه عبر الزمن وكذلك المتوسط Y_t خلال سنة واحدة سيختلف عن المتوسط في سنة أخرى. هكذا المتوسط لمعظم السلاسل الزمنية الاقتصادية والمالية غير ثابت عبر الزمن. مما يشير أن السلاسل الزمنية غير ساكنة لتجنب هذه المشكلة وللحصول على سلاسل زمنية ساكنة نحتاج لإزالة المتجه من البيانات الأصلية ويتم ذلك من خلال استخدام الفروق يمكن عمل فروق (Δ) لمتغيرات النموذج (3-1) تسمى التكامل "Integration"، حيث يتم اعتبار أن فرق المتغير التابع (ΔY_{it-p}) دالة لفرق المتغير التابع بفترة تأخير (ΔY_{it-p}) وحد الخطأ للنموذج بفترة تأخير (ε_{it-q}) كمتغيرات مستقلة للحصول على نموذج (ARIMA) التالي:

$$\Delta Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta Y_{it-1} + \dots + \beta_p \Delta Y_{it-p} + \varepsilon_{it} + \theta_1 \varepsilon_{it-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{it-q}$$

وتعتبر (Δ) عن فرق الدرجة الأولى كما يكون الفرق من الدرجة الثانية كالتالي:

$$[\Delta^2 Y_{it} = (Y_{it} - Y_{it-1}) - (Y_{it-1} - Y_{it-2}) = Y_{it} - 2Y_{it-1} + Y_{it-2}]$$

(3) مرحلة التشخيص "Diagnostic Stage": حيث يتم في هذه المرحلة تشخيص النموذج بالكشف عن المشاكل القياسية ومعالجتها في حال وجودها وذلك قبل إجراء مرحلة التنبؤ.

(4) مرحلة التنبؤ "Forecasting Stage": وهي الهدف الأساسي من تقدير نموذج التنبؤ وفقاً لأسلوب "بوكس-جيجينكز" (ARIMA)، وذلك عن طريق إحلال القيم الحالية والماضية للمتغير التابع Y_t والباقي e كقيم تقديرية لحد الخطأ وذلك للحصول على القيمة الأولى المتنبأ بها z_t+1 وهو ما يسمى بالتنبؤ لفترة واحدة ويمكن الحصول على القيمة المستقبلية z_t+2 بإحلال القيمة المستقبلية الأولى z_t+1 في معادلة التنبؤ مع افتراض أن حد الخطأ خارج العينة للدالة يساوي صفر، وهكذا حتى نصل إلى الفترة المطلوبة 3.

1- اختبار ديكي فيلر Dickey-Fuller : لجذر الوحدة:

الخطأ العشوائي يتبع الفروض الخاصة بالنموذج الكلاسيكي، وسط صفري، وتباين ثابت والتغاير يساوي الصفر، هذه الخواص تجعل الخطأ العشوائي u_t أن يسمى White Noise فإذا كان معامل الانحدار بين Y_t و Y_{t-1} يساوي الواحد يسمى بجذر الوحدة. أي تكون السلسلة الزمنية غير ساكنة أو ما يعرف بالمسار العشوائي random walk أي عندما تكون تتبع المسار العشوائي أي أن السلسلة الزمنية غير مستقرة. ويعبر عن معادلة جذر الوحدة بالتالي:

$$\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1}) = (\rho - 1) Y_{t-1} + u_t$$

$$\delta = (\rho - 1)$$

$$\Delta Y_t = \delta_1 Y_{t-1} + u_t$$

نقوم باختبار احتواء المتغير على جذر الوحدة أي نقوم بأجراء الاختبار التالي:

$$H_0 : \delta_1 = 0 \quad \text{فرض العدم: السلسلة الزمنية غير ساكنة}$$

$$H_A : \delta_1 < 0 \quad \text{فرض البديل: السلسلة الزمنية ساكنة}$$

إذا كانت δ_1 أقل من الصفر نرفض فرضية العدم بعدم استقرار الدالة ونستنتج أن الدالة ساكنة، الاختبار الإحصائي هو t إلا أن قيم t لا تتبع جدول t بل هناك جدول خاص يسمى بجدول ديكي فيلر. Dickey (1979) و Fuller والتي طورت من قبل ماكنون MacKinnon (1991).

$$t = \frac{\delta_1 - 0}{\text{Se}(\delta)}$$

حيث S_e الخطأ القياسي للمتغير

ويتم مقارنة القيمة المحسوبة والقيمة الجدولية حيث نرفض فرضية العدم إذا كانت القيمة المحسوبة أعلى من القيمة الجدولية. يجري اختبار ديكي فيلر بإجراء المعادلات الثلاث التالية:

$$\Delta Y_t = \delta_1 Y_{t-1} + u_t \quad \text{اختبار ديكي فيلر DF}$$

$$\Delta Y_t = \delta_0 + \delta_1 Y_{t-1} + u_t \quad \text{اختبار ديكي فيلر DF بوجود قاطع}$$

اختبار ديكي فيلر DF مع قاطع ومتجهة زمنية T

$$\Delta Y_t = \delta_0 + \delta_1 Y_{t-1} + \delta_2 T + u_t$$

إذا كان الخطأ العشوائي يتصف بوجود الارتباط الذاتي فإنه يمكن استخدام ديكي فيلر الموسع ADF حيث يتضمن الاختبار متباينات الفروق:

$$\Delta Y_t = \delta_0 + \delta_1 Y_{t-1} + \delta_2 T + \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + u_t$$

حيث تتضمن المعادلة قيم متباينة للفروق بعدد يمكن الخطأ العشوائي بأن يكون مستقل (لا يوجد ارتباط ذاتي).

2- اختبار "Phillips-Perron Test" (PPT) لجذر الوحدة

كما يمكن استخدام اختبار "Phillips-Perron Test" (17) (PPT)، وهو اختبار غير قياسي "Non Parametric Test" يعمل على علاج مشكلة الارتباط الذاتي كالتالي:

$$ppT = \frac{\sigma_n t_1}{(\sigma_n + \sigma_t)} - \frac{\sigma_1^2 T \text{Se}_1}{2 \sigma_0 (\sigma_n + \sigma_t)}$$

حيث: $t_1 =$ قيمة (t) المحسوبة للمتغير. الخطأ القياسي للمتغير

$$(\varepsilon_t' \varepsilon_{t-1}) / T = \sigma_1^2 \quad (\varepsilon_t' \varepsilon_t) / T = \sigma_n^2 \quad (Y_{it-1})$$

$\sigma_0^2 = (\varepsilon_t' \varepsilon_t) / (T-K)$ حجم العينة. $K =$ عدد معاملات الانحدار.

ويتم مقارنة اختبارات $(\tau - F)$ المحسوبة بنظيرتها الجدولية وفقاً لجدول خاصة باختبار (DF). ويتميز اختبار (ADF-Test) عن اختبار (DF-Test)، بأن إضافة المتغير التابع بفترة تأخير مختلفة كأحد المتغيرات المستقلة (ΔY_{it-1}) يعمل على علاج مشكلة الارتباط الذاتي.

(2) مرحلة التقدير "Estimation Stage"

فيما يلي توضيحاً لطرق تقدير نموذج (ARIMA):

(1-2) الانحدار الذاتي "Autoregressive": حيث يتم اعتبار أن المتغير التابع (Y_{it}) دالة لنفس قيم هذا المتغير بفترة تأخير

³ W , Cleveland.and S.J , Devlin . (1980).Calendar effects in Monthly time Series detection by Spectrum Analysis graphical Methods .Journal of American Statistical Association .371 :847-496 .

عدد مرات الانحدار الذاتي مطروحا منه عدد مقاطع كل من AR و MA التي سبق حسابها. كما يجب إعطاء بعض العناية أيضا في تفسير نتائج اختبار Ljung-Box المستخدم في حساب البواقي من ARIMA (Dezhbaksh, 1990). وغالبا ما يستخدم اختبار Q-Statistics لمعرفة ما إذا كانت السلسلة خالية من المشاكل الإحصائية مثل خلوها من الانحدار والارتباط الذاتي وثبات حد التباين (White Noise). و هنا تبقى مشكلة اختيار رتبة الإبطاء المستخدمة في الاختبار. فإذا اختيرت فترة إبطاء قليلة جدا فقد لا يكشف الاختبار ارتباط في السلسلة عند فترات الإبطاء الأكبر. وإذا اختيرت فترة إبطاء طويلة جدا فقد يكون الاختبار أقل قوة طالما أن معنوية الارتباط عند فترة إبطاء معينة قد تضعف بالارتباط غير المعنوي عند فترات إبطاء أخرى. (Ljung & Box 1979, Harvey 1993).

3 - اختبارات جذر الوحدة Unit Root Tests

يجري اختبارين موسعين لاختبار ثبات واستقرار السلسلة يستخدمان جذر الوحدة هما اختبار Augmented Dickey-Fuller (ADF) واختبار Phillips-Perron (PP). وسوف نوضح بعض الخلفيات النظرية لهذين الاختبارين. أ: اختبار (ADF) لاستخدام اختبار (DF) يؤخذ في الاعتبار عملية الانحدار الذاتي AR(1)

$$y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$$

حيث μ ، ρ مقاييس و ε_t يفترض أنها خطأ التقدير أو ما يطلق عليه White noise. وتعتبر Y سلسلة ثابتة (مستقرة) إذا كانت $1 < \rho < 1$ وتكون غير مستقرة إذا كانت $\rho = 1$ إذا بدأت العملية عند بعض النقط بحيث يزداد تبليين y مع الوقت حتى يصل إلى مالا نهائية. وإذا كانت القيمة المطلقة لـ ρ أكبر من الواحد الصحيح فإن السلسلة تكون متفجرة. لذلك فإن فرض استقرار السلسلة يمكن تقييمه باختبار ما إذا كانت القيمة المطلقة لـ ρ أقل فعلا من الواحد الصحيح. أن كلا الاختبارين (ADF&PP) يستخدمان جذر الوحدة على أنه فرض العدم $H_0: \rho = 1$ ونظرا لأن السلسلة المتفجرة ليس لها ملولوات اقتصادية كثيرة فإن فرض العدم هذا يتم اختياره مقابل بديل من جانب واحد هو $H_1: \rho < 1$

وبينما يظهر أن الاختبار يمكن تنفيذه بإجراء اختبار T-test على γ المقدر إلا أن إحصائية T تحت فرض العدم لجذر الوحدة ليس لها توزيع T التقليدي وقد أوضح (D.F 1979) أن التوزيع تحت فرض العدم غير معياري ويحاكي (simulation) القيمة الحرجة لحجم العينة. وقد استخدم (Mackinnon 1991) مجموعة كبيرة من المحاكيات أكبر من تلك التي استخدمها (D.F). ويكون اختبار جذر الوحدة الذي سبق شرحه ساريا فقط إذا كانت السلسلة من نوع AR(1) "ذات فترة إبطاء = 1" فإذا كانت السلسلة بها ارتباط عند فترة إبطاء أعلى فإن فرض نظافة السلسلة يكون قد انتهك.

ويتحكم أسلوب ADF في ارتباط الرتب العالية بإضافة أجزاء متغيرة مبطنة من المتغير التابع y للجانب الأيمن من الانحدار

$$\Delta y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \delta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \delta_p \Delta y_{t-p} + \varepsilon_t$$

وتستخدم هذه الخواص المطولة لاختبار فرض العدم $H_0: \gamma = 0$

أو الفرض البديل $H_1: \gamma < 0$ في هذا الانحدار. وقد حصل "Fuller" على نتيجة هامة وهي إن التوزيع التقاربي لاختبار T الإحصائي على γ مستقل عن عدد إبطاءات الفرق الأول التي يشتمل عليها انحدار ADF. وأكثر من ذلك فبينما أن الفرض القياسي بان y تتبع أسلوب انحدار ذاتي (AR) قد يبدو محدودا (Said and Dickey 1984) فقد تبين إن اختبار (ADF) يبقى ساريا حتى إذا كانت السلسلة تحتوي على مكونات المتوسط المتحرك (MA) بشرط إضافة فروق مبطنة كافية للانحدار.

ب - اختبار Phillips-Perron test (PPT)

اقترح Phillips-Perron (1988) طريقة غير قياسية (nonparametric) للتحكم في الارتباط المتتالي ذو الرتبة العالية في السلسلة. إن اختبار الانحدار في اختبار (PP) هو اختبار الانحدار الذاتي بدرجة إبطاء واحدة AR(1) من المعادلة

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

الاختبارات المستخدمة في الدراسة

اختبار السكون المبني على دالة الارتباط الذاتي Autocorrelation function (ACF) واختبار (Q-statistic): الارتباط الذاتي هي مقياس يقيس قوة الارتباط بين مشاهدات المتغير نفسه عند فترات زمنية مختلفة أي الكشف عن الارتباطات الداخلية للسلسلة الزمنية حيث يمكن تمييز السلاسل الزمنية الساكنة عن غير الساكنة من خلال قيم معاملات الارتباط الذاتي⁽⁴⁾ عند درجة إبطاء معينة. يتم حسابه من خلال:

$$r_k = \frac{\text{Covariance at lag } k}{\text{Variance}}$$

حيث أن كل من التباين والتباين تقاس بنفس الوحدة فإن الارتباط الذاتي من غير وحدات وتتراوح قيمته بين +1 و -1، ويمكن حساب دالة الارتباط الذاتي للعينة من خلال حساب التباين ومن ثم التباين بالمعادلات التالية:

$$r_k = \frac{\sum (Y_t - \bar{Y})(Y_{t+k} - \bar{Y})}{n} \quad \bar{Y} = \text{متوسط العينة}$$

$$r_0 = \frac{\sum (Y_t - \bar{Y})^2}{n}$$

شكل الارتباط عند درجة إبطاء معينة

ويعرض معادلات الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي عند درجة إبطاء معينة، وتميز هذه المعادلات شكل التتابع المؤقتة في السلسلة، وتوجد ثلاث اختبارات لشكل الارتباط أولها باستخدام الأرقام الخام (Level) للسلسلة والثاني استخدام الفرق الأول، والثالث استخدام الفرق الثاني، وذلك إذا ما كانت السلسلة غير مستقرة، كما يمكن أيضا تحديد أعلى رتبة للإبطاء. كما يمكن توصيف الرتبة الأعلى من الإبطاء لعرض شكل الارتباط، وبالتالي يتم الحصول على شكل الارتباط الذي يتضمن بيانات عن الارتباط الذاتي (AC) والارتباط الذاتي الجزئي (PAC) واختبار Q-Statistic.

أ: الارتباط الذاتي Autocorrelation (AC)

الارتباط الذاتي للسلسلة (Y) عند فترة إبطاء (k) يقدر من المعادلة

$$T_k = \frac{\sum_{t=1}^T (Y_t - \bar{Y})(Y_{t+k} - \bar{Y})}{\sum_{t=1}^T (Y_t - \bar{Y})^2}$$

حيث (\bar{Y}) متوسط السلسلة، Y معامل الارتباط لقيم السلسلة عند فترات k المبطنة. فإذا كانت T_k لا تساوي صفر فهذا يعني أن السلسلة مرتبطة من الدرجة الأولى. وإذا كانت T_k تنتهي أو تزيد أو تقل بزيادة فترة الإبطاء k فإن هذا مؤشر على أن السلسلة تتبع رتبة منخفضة من الارتباط الذاتي (AR). وإذا وصلت rk إلى نقطة الصفر بعد عدد قليل من الإبطاءات فإن هذا يعتبر علامة على أن السلسلة تخضع لدرجة منخفضة من المتوسط المتحرك MA.

ب: الارتباط الذاتي الجزئي Partial Autocorrelation (PAC)

الارتباط الذاتي الجزئي $Y_t - k, Y_{t-1}, \dots, Y_{t-k}$ عند درجة إبطاء k هو معامل الانحدار على $Y_t - k$ عندما تكون Y_t منحدر على ثابت. ويعتبر هذا ارتباط جزئي طالما أنه يقيس ارتباط قيم Y التي تعتبر فترة الإبطاء k جزء منها بعد التخلص من الارتباط الذي يتخلل الإبطاءات. فإذا كان نموذج الارتباط الذاتي من النوع الذي يمكن ضبطه بانحدار أقل من الرتبة k، حينئذ سوف يقترب الارتباط الذاتي الجزئي من الصفر.

ج: اختبار Ljung-Box أو ما يسمى Q-Statistics وهو اختبار لفرض العدم بأنه لا يوجد ارتباط ذاتي بالسلسلة حتى الرتبة k من الإبطاء ويتم حسابه من المعادلة:

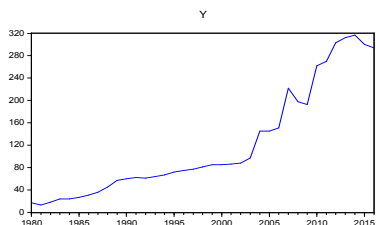
$$Q_j = T(T+2) \sum_{j=1}^k T_j^2 / T - j$$

حيث T_j هي الدرجة z من الارتباط الذاتي، T هي عدد المشاهدات، فإذا لم تكن السلسلة مرتكزة على نتائج تقديرات ARIMA، حينئذ وتحت فرض العدم فإن Q ستوزع عرضيا مثل توزيع χ^2 بدرجات حرية مساوية لعدد الارتباطات الذاتية. وإذا كانت السلسلة ممثلة لبواقي تقدير ARIMA فإن درجات الحرية المناسبة يجب ضبطها لتمثل

⁴ عدنان ماجد عبدالرحمن بري (دكتور)، طرق التنقيب الإحصائي، قسم الإحصاء وبحوث العمليات، كلية العلوم، جامعة الملك سعود 2002.

اولاً: شكل الانتشار للسلسلة الزمنية بياناتياً

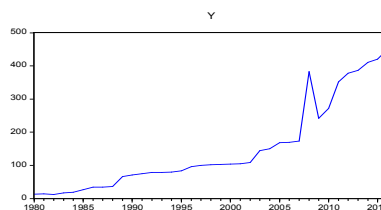
يبين الشكل رقم (1 ، 2) تطور الأسعار المزرعية لمحصول القمح والذرة الشامية خلال الفترة (19980-2016) ، حيث يتضح ان السلسلة متزايدة مع مرور الزمن ، فضلاً عن وجود بعض التذبذبات التي تتكرر على فترات زمنية مختلفة ويظهر من الشكل أن السلسلة غير مستقرة في المتوسط . ويتمثل السلسلة بياناتياً كما هو موضح بالشكل رقم (1 ، 2) تبين عدم استقرار السلسلة الزمنية للأسعار المزرعية لمحصول القمح والذرة الشامية خلال الفترة (19980-2016) ، وللكشف على استقرار السلسلة الزمنية بواسطة الاختبارات التالية:



شكل 2. السلسلة الزمنية للأسعار المزرعية لمحصول الذرة الشامية
الذرة الشامية، حيث اتضح انه يبدأ بقيمة مرتفعة بلغت نحو 0.921 جدول (1-2) عند المتباطئة واحد. ثم يبدأ يتناقص تدريجياً. مما يوضح ان السلسلة الزمنية غير ساكنة. حيث أن السلسلة الزمنية غير ساكنة للمحصولين هو احتمال ان يكون الارتباط الذاتي عند أي متباطئة صفر هو صفر كما هو موضح بالجدول رقم (1-1) لمحصول القمح ، و جدول رقم (1-2) لمحصول الذرة الشامية .

فبينما كان اختبار ADF يصحح الرتبة العالية للارتباط المتتالي بإضافة ابطاءات مختلفة للجانب الأيمن فإن اختبار PP يصحح T-Statistic لمعامل λ من انحدار AR(1) لحساب الارتباط المتتالي في البواقي (ϵ_t). ويرفض فرض العدم لجذر الوحدة مقابل بديل من جانب واحد إذا كنت إحصائية T أقل من القيمة الحرجة. كما يمكن ملاحظة ان القيمة الحرجة المسجلة تكون سارية فقط لاختبارات جذر الوحدة لبيانات السلسلة، وتكون غير سارية إذا ما ارتكزت السلسلة على بيانات سبق تقديرها.

النتائج والمناقشات



شكل 1. السلسلة الزمنية للأسعار المزرعية لمحصول القمح
1- اختبارات السكون باستخدام دالة الارتباط الذاتي للسلسلة الزمنية Autocorrelation function (ACF)
تظهر بيانات جدول (1) قيمة الارتباط الذاتي الى 16 متباطئة لمحصول القمح، حيث اتضح انه يبدأ بقيمة مرتفعة بلغت نحو 0.860 جدول (1-1) ، عند المتباطئة واحد. ثم يبدأ يتناقص تدريجياً. حيث يعد هذا النوع من الارتباط الذاتي مؤشر ان السلسلة الزمنية غير ساكنة. كما تظهر بيانات جدول (2) قيمة الارتباط الذاتي الى 16 متباطئة لمحصول

جدول 1. الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي لمحصول القمح
جدول 1-1. الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي لمحصول القمح

Included observations: 36 Sample: 1980- 2016						Included observations: 37 Sample: 1980-2016					
Prob	Q-Stat	PAC	AC	Partial Correlation	Autocorrelation	Prob	Q-Stat	PAC	AC	Partial Correlation	Autocorrelation
0.005	7.7713	-0.446	-0.446	1	***	0.000	29.612	0.860	0.860	1	*****
0.017	8.1043	-0.362	-0.091	2	***	0.000	54.269	0.132	0.773	2	*****
0.018	10.008	-0.003	0.214	3	*	0.000	74.647	0.009	0.693	3	*****
0.040	10.018	0.160	0.015	4	*	0.000	90.064	-0.106	0.594	4	*****
0.070	10.180	0.317	0.061	5	**	0.000	100.89	-0.102	0.490	5	*****
0.117	10.194	0.263	-0.017	6	**	0.000	107.82	-0.088	0.386	6	***
0.173	10.281	0.062	-0.043	7	.	0.000	112.62	0.059	0.316	7	**
0.231	10.506	-0.072	0.068	8	*	0.000	115.95	0.049	0.259	8	**
0.311	10.507	-0.171	-0.004	9	*	0.000	116.72	-0.330	0.122	9	*
0.396	10.523	-0.173	-0.018	10	*	0.000	117.11	0.189	0.084	10	*
0.484	10.524	-0.117	-0.002	11	*	0.000	117.23	0.037	0.047	11	.
0.570	10.526	-0.005	0.006	12	.	0.000	117.23	-0.002	0.007	12	.
0.648	10.558	0.039	-0.023	13	.	0.000	117.28	-0.034	-0.029	13	.
0.720	10.563	0.040	-0.010	14	.	0.000	117.53	-0.058	-0.063	14	.
0.782	10.575	-0.007	-0.013	15	.	0.000	117.99	-0.057	-0.083	15	*
0.835	10.576	-0.036	-0.003	16	.	0.000	118.73	0.014	-0.104	16	*

جدول 2. الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي لمحصول الذرة الشامية
جدول 1-2. الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي لمحصول الذرة جدول 2-2 . الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي لمحصول الذرة الشامية لسلسلة الفرق الاول

Included observations: 36 Sample: 1980- 2016						Included observations: 37 Sample: 1980- 2016					
Prob	Q-Stat	PAC	AC	Partial Correlation	Autocorrelation	Prob	Q-Stat	PAC	AC	Partial Correlation	Autocorrelation
0.366	0.8181	-0.145	-0.145	1	*	0.000	33.994	0.921	0.921	1	*****
0.469	1.5149	-0.156	-0.132	2	*	0.000	62.841	-0.076	0.836	2	*****
0.016	10.347	0.437	0.462	3	***	0.000	86.272	-0.105	0.743	3	*****
0.017	12.001	-0.128	-0.197	4	*	0.000	103.64	-0.179	0.630	4	*****
0.030	12.348	-0.022	-0.089	5	.	0.000	115.95	-0.030	0.522	5	*****
0.036	13.459	-0.104	0.156	6	*	0.000	124.50	0.037	0.429	6	**
0.060	13.536	0.234	0.040	7	**	0.000	129.68	-0.103	0.328	7	**
0.094	13.562	0.016	-0.023	8	.	0.000	132.98	0.113	0.257	8	*
0.128	13.832	-0.136	-0.073	9	*	0.000	134.70	-0.113	0.183	9	*
0.175	13.946	-0.230	-0.047	10	**	0.000	135.20	-0.144	0.097	10	*
0.205	14.522	-0.108	-0.103	11	*	0.000	135.32	0.137	0.046	11	*
0.244	14.960	0.016	-0.088	12	.	0.000	135.32	-0.032	-0.002	12	.
0.304	15.050	-0.028	-0.039	13	.	0.000	135.48	-0.040	-0.051	13	.
0.373	15.069	-0.031	-0.018	14	.	0.000	135.85	0.033	-0.077	14	.
0.446	15.070	-0.013	0.003	15	.	0.000	136.50	-0.019	-0.100	15	*
0.520	15.070	0.088	-0.001	16	*	0.000	137.53	-0.038	-0.123	16	*

والاتجاه العام الجدول (2-4) تبين وجود ثبات بالسلسلة عند المستوى العام للأسعار حيث أن قيمة p-value لإختبار T أقل من 5% ومعنوية عند مستوى 1% ، مما يتضح أن النتيجة تدعم رفض فرض العدم وبالتالي وجود استقرار في السلاسل الزمنية .

اختبار Phillips-Perron (PP):

يوضح الجدول رقم (5) نتائج اختبار Phillips-Perron (PP) لجذر الوحدة لمحصول القمح حيث اتضح من الجدول رقم (1-5) باستخدام الجزء الثابت (القاطع) والاتجاه العام وبإختبار فرض العدم (عدم الإستقرار) مقابل الفرض البديل تبين أن قيمة اختبار (PP) بلغت نحو 2.13- لمحصول القمح ومعنوية عند مستوى 1% ، كما اتضح أن قيمة اختبار T المقطع غير معنوية ،وبإعادة إجراء الإختبار عند الفرق الأول وفترة إبطاء 1

وباستخدام الجزء الثابت الجدول (2-5) تبين وجود ثبات بالسلسلة عند المستوى العام للأسعار حيث أن قيمة p-value لإختبار T أقل من 5% ومعنوية عند مستوى 1% ، مما يتضح أن النتيجة تدعم رفض فرض العدم وبالتالي وجود استقرار في السلاسل الزمنية . كما يوضح الجدول رقم (6) نتائج اختبار Phillips-Perron (PP) لجذر الوحدة لمحصول الذرة الشامية حيث تبين عدم وجود استقرار بالسلسلة الزمنية لمحصول الذرة الشامية واحتوائها على جذر الوحدة الجدول رقم (1-6) لإختبار (PP) ، حيث أن قيمة اختبار Phillips-Perron (PP) وقيمة اختبار (ت) غير معنوية ، وذلك باستخدام الجزء الثابت والاتجاه العام ، وبإعادة إجراء الإختبار عند الفرق الأول وفترة إبطاء 3 وبدون استخدام الجزء الثابت والاتجاه العام الجدول رقم (2-6) تبين وجود ثبات بالسلسلة عند المستوى العام للأسعار حيث أن قيمة p-value لإختبار T أقل من 5% ومعنوية عند مستوى 1% ، مما يتضح أن النتيجة تدعم رفض فرض العدم وبالتالي وجود استقرار في السلاسل الزمنية .

وسيمت التركيز على الأساليب الإحصائية في التنبؤ والتي تعتمد على طرق عملية لتفسير الظاهرة الاقتصادية وتستخدم إلى معالجة جميع المتغيرات المؤثرة من خلال نماذج رياضية قابلة للتقدير مما يجعلها تتسم بالموضوعية وتكون نتائج التنبؤات بعيدة عن التأثير بالعوامل الذاتية ، ومن أهم هذه الأساليب التي تستخدم في التنبؤ نموذج ARIMA وهو نموذج الانحدار الذاتي المتكامل والوسط المتحرك ، حيث قام بوكس-جينكينز بتطبيق هذا النموذج للتنبؤ ببيانات السلاسل الزمنية السنوية حيث يعتمد على أحد الأسلوبين أو كلاهما في التنبؤ .

اختبار Q-statistics

أوضح اختبار Q-statistics لأشكال الارتباط وجود ارتباط ذاتي وارتباط ذاتي جزئي في بيانات السلسلة الزمنية لمحصول القمح والذرة الشامية حيث تبين من جدولي (1) ، (2) أن قيمة Q-statistics المحسوبة وبالذرة نحو 118.73 لمحصول القمح جدول (1-1) وبلغت نحو 137.53 لمحصول الذرة الشامية جدول (1-2) عند المتبطنة 16 للمحصولين وهي أكبر من القيمة الجدولية وبالذرة نحو 26.29 لمحصول القمح ومحصول الذرة الشامية ، حيث يتم رفض الفرض العدم الذي ينص على أن كل معاملات الارتباط الذاتي مساوية للصفر . بينما أوضح اختبار Q-statistics عدم وجود ارتباط ذاتي أو ارتباط ذاتي جزئي في بيانات السلسلة الزمنية لمحصول القمح جدول (2-1) ، ومحصول الذرة الشامية جدول (2-2) ، وذلك عند الفرق الأول ، كما كانت قيم (Q) للانحدار عند درجات إبطاء مختلفة غير معنوية للمحصولين والذي يعني عدم وجود ارتباط ذاتي أو ارتباط ذاتي جزئي عند تلك درجات الإبطاء .

2- اختبارات جذر الوحدة Unit Root Tests

تم اختبار جميع السلاسل السعيرية محل الدراسة من حيث الثبات باستخدام اختبار جذر الوحدة لكل من Fuller Dickey (ADF) و Phillips-Perron (PP):

*** اختبار Dickey-Fuller (ADF):**

يوضح الجدول رقم (3) نتيجة اختبار Dickey-Fuller لجذر الوحدة لمحصول القمح حيث يبين الجدول (1-3) بدون استخدام الجزء الثابت والاتجاه العام وبإختبار فرض العدم (عدم الإستقرار) مقابل الفرض البديل تبين عدم وجود استقرار بالسلسلة الزمنية لمحصول القمح لإختبار (ADF) ، حيث أن قيمة اختبار (ADF) وقيمة اختبار (ت) غير معنوية ، وبإعادة إجراء الإختبار عند الفرق الثاني وفترة إبطاء 2 وبدون استخدام الجزء الثابت والاتجاه العام الجدول (2-3) تبين وجود ثبات بالسلسلة عند المستوى العام للأسعار حيث أن قيمة p-value لإختبار T أقل من 5% ومعنوية عند مستوى 1% ، مما يتضح أن النتيجة تدعم رفض فرض العدم وبالتالي وجود استقرار في السلاسل الزمنية . كما يبين الجدول رقم (4) نتيجة اختبار Dickey-Fuller لجذر الوحدة لمحصول الذرة الشامية حيث اتضح من الجدول (1-4) عدم وجود استقرار بالسلسلة الزمنية لمحصول الذرة الشامية واحتوائها على جذر الوحدة ، حيث أن قيمة اختبار (ADF) وقيمة اختبار (ت) غير معنوية ، وذلك بدون استخدام الجزء الثابت والاتجاه العام ، وبإعادة إجراء الإختبار عند الفرق الأول وبدون وجود فترة إبطاء وبدون استخدام الجزء الثابت

الجدول 3. اختبار Dickey-Fuller (ADF) لجذر الوحدة لمحصول القمح الجدول 1-3. اختبار (ADF) بدون قاطع وبدون اتجاه

Null Hypothesis: D(WH,2) has a unit root Lag Length: 2 (Fixed)				Null Hypothesis: W has a unit root Lag Length: 0 (Fixed)			
Prob.*	t-Statistic			Prob.*	t-Statistic		
0.0000	-7.986452	Augmented Dickey-Fuller test statistic		0.9388	1.207516	Augmented Dickey-Fuller test statistic	
	-2.639210	1% level	Test critical values:		-2.630762	1% level	Test critical values:
	-1.951687	5% level			-1.950394	5% level	
	-1.610579	10% level			-1.611202	10% level	
	*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		
	Augmented Dickey-Fuller Test Equation				Augmented Dickey-Fuller Test Equation		
	Dependent Variable: D(WH,3)				Dependent Variable: D(W)		
	Method: Least Squares				Method: Least Squares		
	Sample (adjusted): 1985 2016				Sample (adjusted): 1981 2016		
	Included observations: 32 after adjustments				Included observations: 36 after adjustments		
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient Variable	Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient Variable
0.0000	-7.986452	0.484667	-3.870766 D(WH(-1),2)	0.2353	1.207516	0.040330	0.048700 W(-1)
0.0001	4.491048	0.350697	1.574996 D(WH(-1),3)	12.13889	Mean dependent var	-0.031466	R-squared
0.0060	2.967384	0.162957	0.483556 D(WH(-2),3)	45.12342	S.D. dependent var	-0.031466	Adjusted R-squared
0.750000	Mean dependent var	0.908623	R-squared	10.51505	Akaike info criterion	45.82785	S.E. of regression
146.6393	S.D. dependent var	0.902321	Adjusted R-squared	10.55903	Schwarz criterion	73506.72	Sum squared resid
10.57682	Akaike info criterion	45.83007	S.E. of regression	10.53040	Hannan-Quinn criter.	-188.2708	Log likelihood
10.71423	Schwarz criterion	60911.47	Sum squared resid				
10.62237	Hannan-Quinn criter.	-166.2291	Log likelihood				
		2.455462	Durbin-Watson stat				2.935639

الجدول 4. اختبار Dickey-Fuller (ADF) لجذر الوحدة لمحصول الذرة الشامية

الجدول 4-2 اختبار (ADF) للفرق الثاني بدون قاطع وبدون اتجاه				الجدول 4-1 اختبار (ADF) بدون قاطع وبدون اتجاه			
Null Hypothesis: D(CO) has a unit root Lag Length: 0 (Fixed)				Null Hypothesis: Y has a unit root Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)			
Prob.*	t-Statistic	Augmented Dickey-Fuller test statistic	test	Prob.*	t-Statistic	Augmented Dickey-Fuller test statistic	test
0.0000	-5.662366			0.9886	2.039967		
	-2.632688	1% level	Test critical values:		-2.630762	1% level	Test critical values:
	-1.950687	5% level			-1.950394	5% level	
	-1.611059	10% level			-1.611202	10% level	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values. Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(CO,2) Method: Least Squares Sample (adjusted): 1982 2016 Included observations: 35 after adjustments				*MacKinnon (1996) one-sided p-values. Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(Y) Method: Least Squares Sample (adjusted): 1981 2016 Included observations: 36 after adjustments			
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient Variable	Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient Variable
0.0000	-5.662366	0.171544	-0.971344 D(CO(-1))	0.0490	2.039967	0.021730	0.044327 Y(-1)
-0.057143			Mean dependent var 0.485333 R-squared	7.694444			Mean dependent var -0.043306 R-squared
29.12038			S.D. dependent var 0.485333 Adjusted R-squared	19.07552			S.D. dependent var -0.043306 Adjusted R-squared
8.944674			Akaike info criterion 20.89105 S.E. of regression	8.804468			Akaike info criterion 19.48418 S.E. of regression
8.989112			Schwarz criterion 14838.82 Sum squared resid	8.848454			Schwarz criterion 13287.17 Sum squared resid
8.960014			Hannan-Quinn criter. -155.5318 Log likelihood	8.819820			Hannan-Quinn criter. -157.4804 Log likelihood
			1.996266 Durbin-Watson stat				2.268226 Durbin-Watson stat

الجدول 5. نتائج اختبار Phillips-Perron (PP) لجذر الوحدة لمحصول القمح

الجدول (2-5): اختبار (PP) لجذر الوحدة بقاطع ومتبطنه والفرق الأول				الجدول (1-5): اختبار (PP) لجذر الوحدة بقاطع و4 متبطنات واتجاه			
Null Hypothesis: D(WH) has a unit root				Null Hypothesis: W has a unit root			
Prob.*	Adj. t-Stat	Phillips-Perron test statistic	critical	Prob.*	Adj. t-Stat	Phillips-Perron test statistic	critical
0.0000	-9.688753			0.5094	-2.135541		
	-3.632900	1% level	Test values:		-4.234972	1% level	Test critical values:
	-2.948404	5% level			-3.540328	5% level	
	-2.612874	10% level			-3.202445	10% level	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient Variable	Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient Variable
0.0000	-9.286270	0.155916	-1.447882 D(WH(-1))	0.0262	-2.328568	0.130852	-0.304699 W(-1)
				0.2214	-1.246507	16.41460	-20.46092 C
0.0204	2.436722	7.249648	17.66537 C	0.0141	2.592463	1.580803	4.098174 @TREND("1980")

الجدول 6. نتائج اختبار Phillips-Perron (PP) لجذر الوحدة لمحصول الذرة الشامية

الجدول 6-2 لجذر الوحدة بدون قاطع وبدون اتجاه و3 متبطنات (PP) اختبار. والفرق الأول				الجدول 6-1 لجذر الوحدة بقاطع و4 متبطنات واتجاه (PP) اختبار.			
Null Hypothesis: D(WH) has a unit root				Null Hypothesis: W has a unit root			
Prob.*	Adj. t-Stat	Phillips-Perron test statistic	critical	Prob.*	Adj. t-Stat	Phillips-Perron test statistic	critical
0.0000	-5.749934				-4.234972		
	-2.632688	1% level	Test values:		-3.540328	1% level	Test critical values:
	-1.950687	5% level			-3.202445	5% level	
	-1.611059	10% level				10% level	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			
Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient Variable	Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient Variable
0.0000	-5.662366	0.171544	-0.971344 D(CO(-1))	0.0882	-1.757111	0.082952	-0.145756 Y(-1)
				0.5654	-0.580733	7.062405	-4.101375 C
				0.0478	2.055971	0.754013	1.550230 @TREND("1980")

q توضح رتبة مقياس المتوسطات المتحركة وتوضح عدد الفترات التي تبطنها البواقي المشاهدة ، فإذا كانت $q=I$ فإن البواقي At سوف تبطن فترة واحدة $(At-1)$ أي أن رتبة مقياس المتوسط المتحرك قد تساوي صفر أو واحد أو اثنين .
بعد تحديد المتغيرات الثلاثة للرتب يتم تقدير معالم هذا النموذج من البيانات المشاهدة باستخدام طرق التقدير الإحصائي الخاصة بالسلاسل الزمنية ، وهذا النموذج المرشح يؤخذ كنموذج أولي قابل للتعديل لاحقاً .
ثم تأتي بعد ذلك مرحلة فحص النماذج التي تم اختبارها للتعرف على النموذج الأكثر ملائمة لوصف البيانات .
حيث يتم استخدام النموذج الأكثر ملائمة وإجراء التنبؤ المستقبلي .
وتتم المفاضلة بين النماذج من خلال مجموع مربعات الخطأ Residual Sum Square (RSS) نموذج الأفضل في التنبؤ هو الذي له أقل مجموع مربعات الخطأ .

نموذج الانحدار الذاتي المتكامل و المتوسط المتحرك :
Autoregressive-Integrated-Moving Average Model ARIMA (p,d,q)
ويتصف نموذج ARIMA بأشتماله على ثلاث متغيرات هي :
P توضح رتبة مقياس الانحدار الذاتي والذي يعني عدد الفترات التي تبطنها $I-1$ ، فإذا كانت $p=I$ فإن المتغير التابع Zt يعني أيضاً فترة إبطاء تساوي واحد $(Zt-1)$ أي أن رتبة مقياس الانحدار الذاتي قد تساوي صفر أو واحد أو اثنين .
d توضح رتبة الفرق العادي المستخدم في السلسلة الأصلية والذي يجعلها ثابتة ، ويتعبير آخر فإن البناء الإحصائي للسلسلة يجب أن يكون مستقل عن الزمن وهذا يتضمن أيضاً استقرار النموذج وقد يستخدم الفرق الأول $d=1$ أو الفرق الثاني $d=2$ في السلسلة الأصلية أي رتبة الفرق قد تساوي صفر أو واحد أو اثنين .

أ - تحليل الاستقرار (المعالم المقدرة للنموذج تحقق شروط الاستقرار):
يعد تحقق شرط الاستقرار والانعكاس في مقدرات النموذج المقترح دليل على كفاية النموذج لتمثيل بيانات الظاهرة محل الدراسة، وشرط الاستقرار لنموذج الانحدار الذاتي هو أن القيمة المطلقة لأي جذر من جذور كثيرة الحدود الخاصة للنموذج المقدر أكبر أو أقل من الواحد أي تقع خارج دائرة الوحدة حيث بلغ قيمة معامل الانحدار (0) - 0.4948 لمحصول القمح ، - 0.5101 لمحصول الذرة الشامية أي تقع خارج دائرة الوحدة مما يتضح تحقق شرط الاستقرار والانعكاس.

ب - تحليل البواقي (اختبار لانج بوكس): من الشروط الواجب توافرها في أخطاء النموذج إذا كان هذا النموذج ممثلاً لعملية (ARIMA) التي تتولد وفقاً لها بيانات السلسلة هي أن يكون متوسط التغيرات العشوائية مساوياً للصفر ، ثباتاتها متساوية ، كما أنها غير مرتبطة مع بعضها ويعتمد تحليل أخطاء النموذج على تقديرات هذه الأخطاء (بواقي النموذج) وليس على القيم الحقيقية لهذه الأخطاء. وهذه البواقي عبارة عن تقدير الفرق بين المشاهدات الأصلية والقيم المتوقعة لها . ومن أهم الطرق في تحليل البواقي هو اختبار بوكس بيرز Box & Pierce

حيث: Q*: تمثل قيمة إحصاء الاختبار ، N: تمثل عدد مشاهدات السلسلة الزمنية ، k: درجة الفروق اللازمة لاستقرار السلسلة H: ط ول المتباطات ، r: الارتباط الذاتي للبواقي عند الفترة

وقد اتضح أن النموذج (1 2 1) من أريما ARIMA هو الأفضل للتنبؤ بالأسعار لمحصول القمح في حين كان النموذج (2 2) هو الأفضل للتنبؤ بأسعار محصول الذرة الشامية. وإن النموذج الأول يتضمن الانحدار الذاتي من الرتبة (1)AR والمتوسط المتحرك من الرتبة (1)MA والفرق الثاني (2)D وهو النموذج الأمثل للتنبؤ بالأسعار المزرعية لمحصول القمح.

وإن النموذج الثاني يتضمن الانحدار الذاتي من الرتبة (2)AR والمتوسط المتحرك من الرتبة (2)MA والفرق الثاني (2)D وهو النموذج الأمثل للتنبؤ بالأسعار المزرعية لمحصول الذرة الشامية.

التحقق من صلاحية النموذج

تعد هذه المرحلة من المراحل الأساسية في طريقة بوكس وجينكنز ، حيث أنه على أساسها يتم تحديد مدى قبول النموذج الذي تم توصيفه ومعلمته المقدرة ، ووفقاً لهذه المرحلة يتحدد إما الاستمرار في عملية التحليل وتحقيق ما هو مستهدف من نموذج التحليل أو العودة إلى نقطة البداية من تحديد وتقدير ثم اختبار .

وقد اقترح (Box and Jenkins (1976) مجموعات لفحص واختبار مدى ملائمة النموذج منها:

- أ - تحليل الاستقرار (المعالم المقدرة للنموذج تحقق شروط الاستقرار)
- ب - تحليل البواقي (اختبار لانج بوكس)
- ج - اختبار طبيعية البواقي
- د - اختبار استقلال البواقي

جدول 7. هو اختبار بوكس بيرز Box & Pierce لتحليل بواقي النموذج لمحصول القمح

Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic				
Lag	12	24	36	48
Chi-Square		11.8	13.3	* *
DF	9	21	*	*
P-Value		0.222	0.897	* *

ج - اختبار استقلال البواقي:

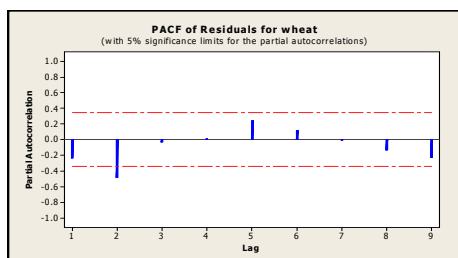
يتبين من الشكل رقم (4،3) الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي للبواقي لمحصول القمح أنها تعطي انماط الضجة البيضاء أي أنها غير مترابطة و مستقلة.

كما يتبين من الشكل رقم (6،5) الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي للبواقي لمحصول الذرة الشامية أنها تعطي انماط الضجة البيضاء أي أنها غير مترابطة و مستقلة.

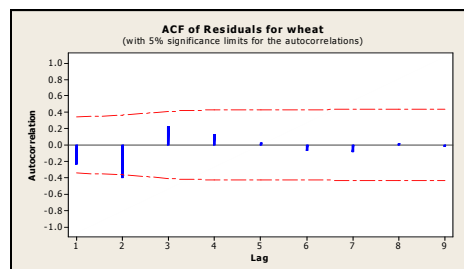
إحصاء الاختبار Q^2 يتبع إحصائياً توزيع تقريبي X^2 بدرجات حرية (n-p-q) فإذا كانت قيمة Q للنموذج المحسوبة أكبر من قيمة X^2 الجدولية فإننا نرفض الفرض العدمي القائل بأن الأخطاء هي تغيرات عشوائية بحتة والعكس صحيح ، حيث تبين من الجدولي رقم (7 ، 8) أن قيمة Q للنموذج المحسوبة لمحصولي القمح والذرة الشامية أقل من قيمة X^2 الجدولية لذلك فإننا نقبل الفرض العدمي . كما نلاحظ أن قيم P-Value لجميع الإطاعات المعروضة لاختبار لانج بوكس للمحصولين أكبر دائماً من 0.01 بما يعني قبول الفرض العدمي بأن الأخطاء عشوائية ، وهذا يشير إلى جودة النموذج المقترح وملائمته لتمثيل البيانات.

جدول 8. هو اختبار بوكس بيرز Box & Pierce لتحليل بواقي النموذج لمحصول الذرة الشامية

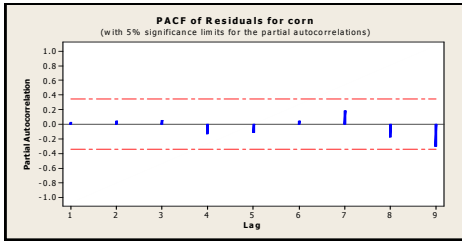
Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic				
Lag	12	24	36	48
Chi-Square		11.4	15.0	* *
DF	7	19	*	*
P-Value		.121	0.725	* *



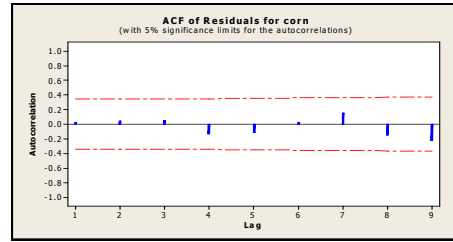
شكل 4. الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي للبواقي لمحصول القمح



شكل 3. الارتباط الذاتي للبواقي لمحصول القمح



شكل 6. الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي للبقاى لمحصول الذرة الشامية الاحتمال الطبيعي



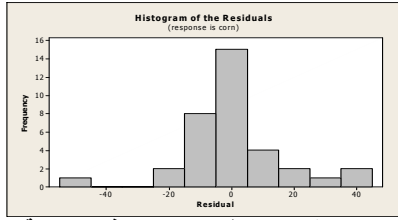
شكل 5. الارتباط الذاتي للبقاى لمحصول الذرة الشامية

د- إختبار طبيعية البقاى

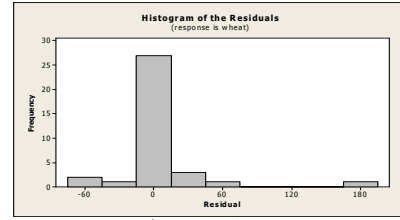
- رسم المضلع التكراري للبقاى

نلاحظ من الشكل (8،7) التوزيع الطبيعي للبقاى لمحصول القمح والذرة الشامية على الترتيب أنه متناظر وله شكل التوزيع الطبيعي تقريبا. وهذا لا يكفي بل يجب ان ننظر الى الاحتمال الطبيعي لشكل انتشار البقاى.

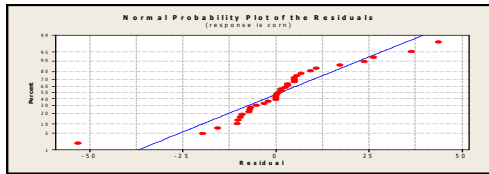
يتضح من الرسم أن شكل احتمال انتشار البقاى لمحصول القمح والذرة الشامية شكل (10،9) أنها تتوزع توزيعاً طبيعياً ، كما أن شكل الانتشار يأخذ شكل الخط المستقيم تقريباً . يبين من نتائج الاختبارات السابقة قبول النموذج إحصائياً ، مما يعني أن النموذج المقترح هو نموذج مناسب ، وبالتالي يمكن استخدامه في التنبؤ .



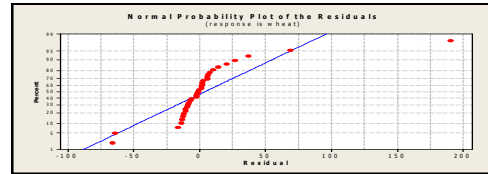
شكل 8. التوزيع الطبيعي للبقاى لمحصول الذرة الشامية



شكل 7. التوزيع الطبيعي للبقاى لمحصول القمح



شكل 10. شكل احتمال انتشار البقاى لمحصول الذرة الشامية



شكل 9. شكل احتمال انتشار البقاى لمحصول القمح

النموذج القياسي للتنبؤ بالأسعار المزرعية لمحصول القمح:

الاحتمال	قيمة ت	الانحراف المعياري	المعاملات	المتغيرات
0.004	3.09-	0.1604	0.4948-	AR(1)
0.000	6.35	0.1541	0.9781	MA(1)
0.054	2.00	0.4834	0.9684	Constant

المصدر: نتائج تحليل البيانات

*محصول الذرة الشامية: يتضح من جدول (11) إن سعر الأردب من الذرة الشامية سوف يزداد خلال فترة التنبؤ (2017 – 2022) من 337 جنيه/أردب عام 2017 إلى 404 جنيه/أردب عام 2022 كما تراوح الحد الأدنى بين 302 جنيه/أردب عام 2017 و323 جنيه/أردب عام 2022 وحد أقصى بين 371 جنيه/أردب عام 2017 إلى 484 جنيه عام 2022

جدول 11. التنبؤ بالأسعار المزرعية لمحصول الذرة الشامية باستخدام نموذج (2 2 2) ARIMA للفترة المستقبلية (2017-2022) بالجنيه/أردب بفترة ثقة %95

السنوات	السعر المتوقع به الحد الأدنى للسعر	السعر المتوقع به الحد الأقصى للسعر
2017	337	371
2018	334	382
2019	353	406
2020	374	439
2021	383	456
2022	404	484

المصدر: نتيجة تحليل البيانات.

النموذج القياسي للتنبؤ بالأسعار المزرعية لمحصول الذرة الشامية:

الاحتمال	قيمة ت	الانحراف المعياري	المعاملات	المتغيرات
0.000	5.65-	0.1782	1.0072-	AR(1)
0.010	2.74-	0.1860	0.5101-	AR(2)
0.936	0.08-	0.1583	0.0128-	MA(1)
0.000	5.71	0.1564	0.8928	MA(2)
0.063	1.93	0.4780	0.9233	Constant

المصدر: نتائج تحليل البيانات

التنبؤ بالأسعار المزرعية

بعد التأكد من صلاحية النموذج ، يتم استخدامه في التنبؤ بالملاحظات المستقبلية للظاهرة ، ولكي يكون النموذج جيد التنبؤ يجب أن تكون التنبؤات لها أقل متوسط مربعات الخطأ Minimum Mean Squares Error Forecasts ومن الجدير بالذكر أنه لا يمكن الانتقال إلى هذه المرحلة إلا بعد اجتياز النموذج المبني اختبارات صلاحية النموذج فإذا لم يتم ذلك فلإبد من العودة مرة أخرى إلى المرحلة الأولى وهي تحديد النموذج ، وتتكرر هذه العملية حتى نحصل على نموذج يجتاز كل اختبارات الصلاحية باستخدام النموذج الملائم للبيانات، مع حزم برامج ميني تاب MINITAB أمكن الحصول على تنبؤات بنقطة وبقوة ثقة 95 % لستة سنوات قادمة (2017 : 2022) لمحصولي الدراسة.

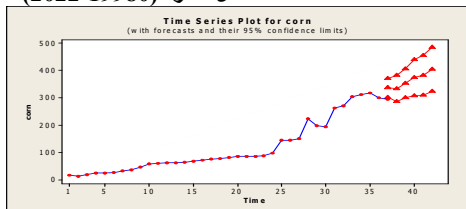
جدول 9. التنبؤ بالأسعار المزرعية لمحصول القمح باستخدام نموذج (1 2 1)ARIMA (للفترة المستقبلية (2017-2022) بالجنيه/أردب بفترة ثقة %95

السنوات	السعر المتوقع به الحد الأدنى للسعر	السعر المتوقع به الحد الأقصى للسعر
2017	388	469
2018	403	494
2019	406	517
2020	419	542
2021	430	567
2022	443	593

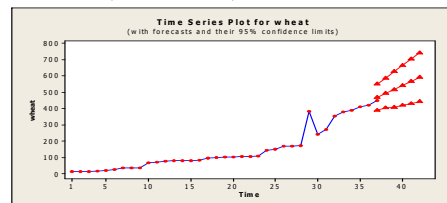
المصدر : نتائج تحليل البيانات باستخدام برنامج MINITAB

* محصول القمح: يتضح من جدول (9) إن سعر الأردب من محصول القمح سوف يزداد خلال فترة التنبؤ (2017 – 2022) من 469 جنيه/أردب عام 2017 إلى 593 جنيه/أردب عام 2022 كما تراوح الحد الأدنى بين 388 جنيه/أردب عام 2017 و443 جنيه/أردب عام 2022 وحد أقصى بين 549 جنيه/أردب عام 2017 إلى 743 جنيه عام 2022 .

شکل 12. خلال الفترة (19980-2022)



شکل 11. متوسط الأسعار المزرعية والمنتبئ بها لمحصول القمح خلال الفترة (19980-2022)



شکل 11. متوسط الأسعار المزرعية والمنتبئ بها لمحصول القمح خلال الفترة (19980-2022)

منير سعد يوسف (دكتور)، ميسة السيد عبد الهادي (دكتور)، استخدام منهجية بوكس - جينكيز (نموذج SARIMA) للتنبؤ بكميات مياه الأمطار في ظل التغيرات المناخية (دراسة حالة لمحافظة مطروح)، المجلة المصرية للاقتصاد الزراعي، المجلد 22، العدد الرابع، ديسمبر 2012. الموسوعة العربية،

<https://www.arab-ency.com/ar>

Box, George, Gwilym M. Jenkins, & Gregory C. Reinsel "Time Series Analysis: Forecasting and Control" 3rd ed, Prentice-Hall Inc., New Jersey, USA, 1994.

Dickey, David & Wayne A. Fuller "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root" Econometrica, Vol. 49, No. 4, July, 1981; 1057-1072.

W, Cleveland and S.J., Devlin. (1980). Calendar effects in Monthly time Series detection by Spectrum Analysis graphical Methods. Journal of American Statistical Association. 371: 847-496.

Godfrey, L. "Testing for Higher Order Serial Correlation in Regression Equations when the Regressors Include lagged Dependent Variables" Econometrica, Vol., 46, 1978; 1303-1310.

توصيات الدراسة:

- 1- إنشاء قاعدة بيانات عن الوضع المستقبلي للزراعة تساعد القرار في رسم السياسات المختلفة والتي تعود بالنفع على الدولة.
- 2- بالمزيد من الدراسات في مجال التنبؤ للمحاصيل الزراعية المختلفة وبنوئها المتنوعة من أسعار وإنتاج وتصدير واستيراد وعمالة زراعية وأجور واستثمار والإستفادة من نتائج التنبؤ في المفاضلة في استعمال المدخلات الزراعية والاحلال بين عوامل الإنتاج الزراعي وتوزيع المحاصيل الزراعية المعدة للاستهلاك.
- 3- إنشاء وحدات خاصة بالمراكز البحثية لرصد الظواهر والأزمات والتنبؤ بها
- 4- تدريب الباحثين على دراسة واستخدام أساليب التنبؤ في ظل الأزمات الحالية والمتوقعة لمساعدة في وضع الحلول مسبقاً

المراجع

- أبو ذر يوسف علي احمد، عادل موسى يونس (دكتور) استخدام السلاسل الزمنية للتنبؤ بإنتاجية الصمغ العربي في سوق محاصيل الأبيض في الفترة (1960-2012)، قسم الإحصاء التطبيقي، جامعة السودان للعلوم والتكنولوجيا، 2012.
- احمد حسين ببال العاني (دكتور)، استخدام نماذج ARIMA في التنبؤ الاقتصادي، كلية الإدارة والاقتصاد، جامعة الانبار 2004.
- عدنان ماجد عبدالرحمن بري (دكتور)، طرق التنبؤ الإحصائي، قسم الإحصاء وبحوث العمليات، كلية العلوم، جامعة الملك سعود 2002.

Using the Dynamic Time Series Models for Forecasting the Prices of Field Crops

Sanaa J. Jaber

Assistant Professor, Desert Research Center

ABSTRACT

The study focuses on the use of predictive method in time series analysis and the use of some statistical models. By mainstreaming these models, planners can have the data needed to formulate price policies for agricultural products. To achieve the research objectives, the study adopted some standard methods to reach the best mobile statistical models for prediction. The models of predictive equations for self-regression models - the moving medium, the model used in the study - have been described. This was done in four stages, which were in the characterization stage, which included stability tests, determination of the length of the delay period, the estimation phase, the diagnostic stage, and finally the prediction stage. In the study of farm prices for the wheat crop for the time series (1980-2016), using the ARIMA model, the best model of ARIMA (1 2 1) was the lowest given total of Least squares which means that the difference between actual and estimated data is minimal, In the study of farm prices for the maize crop time series (1980-2016), using the ARIMA model, the best model was ARIMA (2 2 2) where the lowest Values of Least squares was given where the difference between actual and estimated data was minimal