

استخدام نماذج السلاسل الزمنية المتحركة للتنبؤ بالمتغيرات الاقتصادية للقمح في مصر

معتز عليو مصطفى أحمد^١ و إيمان رمضان محمد يونس^٢

الملخص العربي

تعانى مصر من فجوة غذائية فى محصول القمح متمثلة فى عجز الإنتاج المحلى عن ملاحقة الاستهلاك الكلى المتزايد، ونظراً لعدم قدرة السوق المحلى من القمح على مواجهة هذا الطلب المتزايد تنشأ تلك الفجوة، وبالتالي الاعتماد على السوق الخارجى لسد الاحتياجات من القمح، الأمر الذى يودى إلى الخضوع للاستيراد وفقاً للشروط التى تضعها الأسواق المُصدرة للقمح، ومن ثم زيادة العبء على الميزان التجارى الزراعى ومن ثم ميزان المدفوعات المصرى. استهدف هذا البحث دراسة المؤشرات الاقتصادية للقمح فى مصر، وتطورها الزمنى ومن ثم التنبؤ بالمتغيرات الاقتصادية لتقدير الفجوة الظاهرة وقيمة الواردات من ذلك المحصول حتى يمكن الوصول إلى توصيات قد تفيد متخذي القرار وواضعي السياسة الاقتصادية الزراعية المتعلقة بالقمح فى مصر، ولكى يتم تحقيق أهداف البحث فقد تم تطبيق نماذج السلاسل الزمنية المتحركة (ARIMA)، وقد أوضحت نتائج التنبؤ بالمتغيرات الاقتصادية لمحصول القمح فى مصر، والتي تؤكد صحتها إحصائياً وفقاً للعديد من الاختبارات المتعلقة بذلك، فإنه من المتوقع أن يصل الإنتاج الكلى من القمح فى ٢٠٢٥ حوالى ٨,٢ مليون طن، فى حين من المتوقع أن يصل الاستهلاك الكلى حوالى ٢١,١ مليون طن، وبالتالي ستكون كمية الفجوة الظاهرة للقمح فى مصر حوالى ١٢,٩ مليون طن. الكلمات المفتاحية: محصول القمح، الإنتاج، الاستهلاك، نماذج أريما، مصر.

المقدمة

يعتبر محصول القمح من أهم محاصيل الحبوب بصفة عامة والمحاصيل الشتوية فى مصر بصفة خاصة، فهو من المحاصيل الإستراتيجية المرتبطة بالأمن الغذائى والتى تتال اهتمام صانعى السياسات ومتخذى القرارات فى مصر (أمل وفتحية، ٢٠١٥)، وتتعكس أهمية القمح الإستراتيجية باعتباره غذاء رئيسى للسكان حيث يرتبط باحتياجاتهم البيولوجية وعاداتهم الغذائية التى تختلف حسب النمط الغذائى للريف والحضر (فاطمة وآخرون، ٢٠١٥)، حيث بلغت المساحة المزروعة بالقمح فى مصر حوالى ٣,١٤ مليون فدان، بينما بلغ الإنتاج الكلى حوالى ٨,٦ مليون طن فى عام ٢٠١٩ (وزارة الزراعة، ٢٠١٩)، فى حين بلغ الاستهلاك الكلى حوالى ٢٠,٨ مليون طن، بينما بلغت نسبة الإكتفاء الذاتى منه نحو ٤١,٣٥% (الجهاز المركزى، ٢٠١٩).

يتطلب استقراء أى متغير فى المستقبل التعرف على التغيرات المتوقعة فى المتغيرات الاقتصادية خلال السنوات القادمة، حيث أصبح الإتجاه العام فى الأبحاث والدراسات الاقتصادية هو استخدام طرق القياس الكمية ووسائل الإقناع الإحصائية وذلك لتحديد الخصائص وإبراز الإتجاهات العامة للظواهر الاقتصادية والاجتماعية والإدارية وتحليل العلاقات المتشابهة والمتبادلة بين الظواهر على أساس موضوعي غير متحيز (العاني، ٢٠٠٥). وعلم الإحصاء يعطى العديد من الطرق والأساليب اللازمة للقيام بالدراسات والأبحاث على

معرف الوثيقة الرقمى: 10.21608/asejaiqsae.2021.194883

^١ قسم الاقتصاد الزراعى - كلية الزراعة بأسبوط - جامعة الأزهر

^٢ قسم الاقتصاد الزراعى - كلية الزراعة - جامعة بنها

*Corresponding author: moatazeliw@azhar.edu.eg

استلام البحث فى ١٥ أغسطس ٢٠٢١، الموافقة على النشر فى ١٦ سبتمبر ٢٠٢١

٤- وضع توصيات تفيد متخذي القرار وواضعي السياسة الاقتصادية الزراعية المتعلقة بالقمح في مصر.

الطريقة البحثية:

اعتمد هذا البحث في تحقيق أهدافه على أسلوب التحليل الإحصائي الوصفي الذي يعتمد على وصف البيانات والربط بينها ربطاً منطقياً وإعادة بنائها، واستنتاج دلائل جديدة واستخراج المؤشرات، كما تم إتباع أساليب التحليل الكمي للبيانات لحساب معدلات التغير السنوية لمتغيرات البحث ودراسة الظواهر الاقتصادية التي يتضمنها البحث.

كما اعتمد البحث أيضاً على استخدام معادلات الاتجاه الزمني العام الخطي لدراسة اتجاهات التغير للظواهر الاقتصادية موضع البحث، بالإضافة إلى تحليل السلاسل الزمنية والذي يمكن أن يوفر توقعات قصيرة المدى لكمية كبيرة من البيانات حول المتغيرات المعنية بدقة شديدة، أنظر (Granger and Newbold, 1986). في تحليل السلاسل الزمنية أحادية المتغير، تكون نماذج ARIMA مرنة وتستخدم على نطاق واسع، نموذج ARIMA هو مزيج من ثلاث عمليات: (١) الانحدار الذاتي (AR)، (٢) الفرق، و (٣) المتوسط المتحرك (MA). تُعرف هذه العمليات في الأدبيات الإحصائية كنماذج السلاسل الزمنية أحادية المتغير الرئيسية، وتستخدم بشكل شائع في العديد من التطبيقات.

نموذج الانحدار الذاتي (AR)

يمكن التعبير عن نموذج الانحدار الذاتي $AR(p)$ ، p على النحو التالي:

$$X_t = c + \alpha_1 X_{t-1} + \alpha_2 X_{t-2} + \dots + \alpha_p X_{t-p} + \varepsilon_t; \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad (1)$$

حيث ε_t هو مصطلح الخطأ في المعادلة؛ حيث et الضجة البيضاء، سلسلة من المتغيرات العشوائية (iid) الموزعة بشكل مستقل ومتطابق مع $E(\varepsilon_t) = 0$ و $var(\varepsilon_t) = \sigma^2$ أي $\varepsilon_t \sim iid N(0, \sigma^2)$ في هذا النموذج، يمكن أن

أساس من القياس لحركة العديد من المتغيرات المحددة للظواهر موضوع الدراسة (جابر، ٢٠١٧).

وتعتبر السلاسل الزمنية من بين أهم الأساليب الإحصائية الحديثة التي يمكن من خلالها معرفة اتجاه طبيعة التغيرات التي تطرأ على قيم الظاهرة مع الزمن وتحديد الأساليب والنتائج وتفسير العلاقات المشاهدة بينها والتنبؤ بما سيحدث من تغير على قيم الظاهرة في المستقبل على ضوء ما حدث لها في الماضي (على ويونس، ٢٠١٤)، وهذا الأمر يفيد في وضع الخطط ورسم السياسات الاقتصادية المستقبلية للدولة.

مشكلة البحث:

يحتل محصول القمح مكانة اقتصادية هامة في الزراعة المصرية، فضلاً عن اعتباره من أهم المحاصيل الغذائية في مصر، إذ يمثل العنصر الأساسي في غذاء الإنسان، وتعاني مصر من عدم كفاية الإنتاج المحلي للاستهلاك الكلي، وبالتالي الاعتماد على الأسواق الخارجية لسد تلك الفجوة مما يترتب على ذلك زيادة العبء على الميزان التجاري الزراعي ومن ثم ميزان المدفوعات المصري. ويعتبر تقدير الاحتياجات المستقبلية من المحصول من أهم الأدوات التي قد تساعد في معرفة الاحتياجات ومن ثم وضع خطط لسد الفجوة وتوفير المبالغ المالية اللازمة لذلك.

هدف البحث:

يستهدف هذا البحث بصفة رئيسية التنبؤ بالمتغيرات الاقتصادية لمحصول القمح في مصر من خلال تحديد أفضل الأساليب القياسية المستخدمة في التنبؤ، ولتحقيق هذا الهدف تم دراسة الأهداف الفرعية التالية:

- ١- دراسة الوضع الراهن للمؤشرات الاقتصادية للقمح في مصر، وتطورها الزمني.
- ٢- التنبؤ بالمتغيرات الاقتصادية لمحصول القمح في مصر.
- ٣- تقدير الفجوة الظاهرة وقيمة الواردات للقمح في مصر.

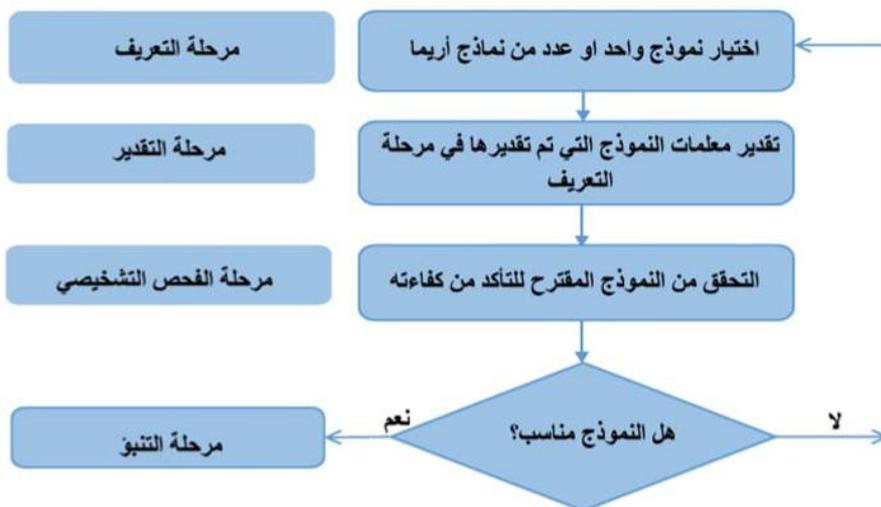
ARIMA. يُعرف النموذج العام غير الموسمي بإسم ARIMA (p, d, q): حيث مع ثلاث معلمات ؛ p هو ترتيب الانحدار الذاتي ، و d هي درجة الاختلاف ، و q هو ترتيب المتوسط المتحرك. على سبيل المثال ، إذا كانت X_t سلسلة غير ثابتة ، فسوف نأخذ الفرق الأول X_t بحيث تصبح station ثابتة ، ثم نموذج (p) ARIMA ، هو:

$$\Delta X_t = c + \alpha_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \alpha_p \Delta X_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}, \quad (4)$$

حيث $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$. But if $p = q = 0$ في المعادلة (٤) ، يصبح النموذج نموذجاً للتحرك العشوائي يصنف على أنه ARIMA (١ ، ١ ، ٢) (Ahmadzai and Eliw. 2019).

التنبؤ باستخدام أسلوب بوكس جينكنز (Young (1977), Frain (1992), Kirchgässner et al (2013), and Chatfield Box- (2016). في تحليل السلاسل الزمنية، يطبق نهج George Jenkins (١٩٩٤)، الذي سمي بإسم الإحصائيين Box و Gwilym Jenkins، نماذج ARIMA للعثور على أفضل نموذج ملائم لبيانات السلسلة الزمنية بالاعتماد على القيم السابقة. لمزيد من التفاصيل حول تحليل السلاسل الزمنية Box - Jenkins.

ويوضح الشكل التالي مراحل تطبيق النموذج:



يكون لجميع القيم السابقة تأثيرات مضافة على هذا المستوى X_t وما إلى ذلك؛ لذا فهو نموذج ذاكرة طويل المدى.

نموذج المتوسط المتحرك (MA) يقال أن السلسلة الزمنية $\{X_t\}$ هي عملية المتوسط المتحرك q ، $MA(q)$ ، إذا:

$$X_t = \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}. \quad (2)$$

التنبؤ باستخدام نماذج ARIMA

يتم التعبير عن هذا النموذج من حيث الأخطاء السابقة كمتغيرات توضيحية. لذلك، ستؤثر أخطاء q فقط على X_t ، ولكن أخطاء الترتيب الأعلى لا تؤثر على X_t ؛ هذا يعني أنه نموذج ذاكرة قصيرة (أحمد، ٢٠٢٠).

نموذج الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك (ARIMA)

يقال أن السلسلة الزمنية $\{X_t\}$ تتبع عملية الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك p و q ، $ARMA(p, q)$ ، إذا:

$$X_t = c + \alpha_1 X_{t-1} + \dots + \alpha_p X_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}. \quad (3)$$

يمكن أن يكون هذا النموذج مزيجاً من نماذج AR و MA أعلاه.

يمكن توسيع نماذج ARIMA إلى سلسلة غير ثابتة من خلال السماح باختلاف سلسلة البيانات الناتجة عن نماذج

مصادر البيانات:

النتائج البحثية

(١) المساحة المزروعة:

بدراسة بيانات الجدول رقم (١) تبين أن المساحة المزروعة من محصول القمح خلال الفترة (٢٠٠٠ - ٢٠١٩)، تراوحت بين حد أدنى بلغ حوالي ٢٣٤٣ ألف فدان في عام ٢٠٠١، وحد أقصى بلغ حوالي ٣٤٦٩ ألف فدان في عام ٢٠١٥، وبلغ الفرق بين الحد الأدنى والأقصى ١١٢٦ ألف فدان، أي أن الحد الأدنى بلغ نحو ٦٧,٥٤% من الحد الأقصى لكمية الإنتاج من المحصول، مما يوضح تذبذب وتغير المساحة المزروعة بشكل كبير، حيث تتغير بمقدار سنوي متزايد معنوي إحصائياً بلغ نحو ٤٦,٧١ ألف فدان، بمعدل نمو سنوي بلغ نحو ١,٥٨% كما هو موضح بالجدول رقم (٢).

اعتمد هذا البحث بصفة أساسية على البيانات الثانوية المنشورة وغير المنشورة والتي تم الحصول عليها من الجهات المختلفة مثل وزارة الزراعة واستصلاح الأراضي والجهات التابعة لها، والجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، وبعض المواقع المتخصصة للبيانات، هذا بالإضافة إلى بعض المراجع والدراسات المعنية بموضوع الدراسة، والتي تم الاعتماد عليها في تقدير المتغيرات الاقتصادية التالية: المساحة المزروعة، الإنتاج الكلي، الاستهلاك الكلي، السعر المزرعي، السعر العالمي، سعر الاستيراد، وكذلك الفجوة الظاهرة وقيمة الواردات للقمح، خلال الفترة الزمنية (٢٠٠٠ - ٢٠١٩)، للتنبؤ بقيم هذه المتغيرات في الفترة (٢٠٢٠ - ٢٠٢٥).

جدول ١. المتغيرات الاقتصادية لمحصول القمح في مصر خلال الفترة (٢٠٠٠-٢٠١٩)

| السنة | المساحة (ألف فدان) | الإنتاج (ألف طن) | الاستهلاك (ألف طن) | السعر المزرعي (دولار/طن) | السعر العالمي (دولار/طن) | سعر الاستيراد (دولار/طن) | الفجوة الظاهرة (ألف طن) | نسبة السعر المزرعي بالنسبة لسعر الاستيراد % | قيمة الفجوة الظاهرة (مليون دولار) |
|-----------|--------------------|------------------|--------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|-------------------------|---|-----------------------------------|
| ٢٠٠٠ | ٢٤٦٣ | ٦٥٦٤ | ١٠٦٤١ | ١٩٨,٥ | ١٤١,١ | ١٤٥,٧ | ٤٠٧٧ | ١٣٦,٢٤ | ٥٩٤,٠٢ |
| ٢٠٠١ | ٢٣٤٢ | ٦٢٥٤ | ١٠٥٠٨ | ١٧٤,٣ | ١٤٩,٧ | ١٥١,١ | ٤٢٥٤ | ١١٥,٣٥ | ٦٤٢,٧٨ |
| ٢٠٠٢ | ٢٤٥٠ | ٦٢٢٥ | ١٢٤٢٢ | ١٥٦,٤ | ١٤٤,١ | ١٤٦,٣ | ٦١٩٧ | ١٠٦,٩٠ | ٩٠٦,٦٢ |
| ٢٠٠٣ | ٢٥٣٦ | ٦٩٢١ | ١٠٩٥٨ | ١٢٦,٩ | ١٤٩,١ | ١٤٩,٥ | ٤٠٣٧ | ٨٤,٨٨ | ٦٠٣,٥٣ |
| ٢٠٠٤ | ٢٦٠٦ | ٧١٧٨ | ١١٧٤٨ | ١٦١,٨ | ١٦٧,١ | ١٦٦,٦ | ٤٥٧٠ | ٩٧,١٢ | ٧٦١,٣٦ |
| ٢٠٠٥ | ٢٩٨٥ | ٨١٤٨ | ١٣٣١٠ | ١٩٣,٨ | ١٦٢,٨ | ١٦٢,٥ | ٥١٦٢ | ١١٩,٢٦ | ٨٣٨,٨٣ |
| ٢٠٠٦ | ٣٠٦٤ | ٨٢٧٤ | ١٤٢٨٨ | ١٩٦,٣ | ١٦٦,١ | ١٧١,٠ | ٦٠١٤ | ١١٤,٨٠ | ١٠٢٨,٣٩ |
| ٢٠٠٧ | ٢٧١٦ | ٧٣٧٩ | ١٣٧٩٠ | ٢٠٤,٥ | ٢٦٤,٨ | ٢٦٢,٢ | ٦٤١١ | ٧٧,٩٩ | ١٦٨٠,٩٦ |
| ٢٠٠٨ | ٢٩٢٠ | ٧٩٧٧ | ١٤٥٤٦ | ٤٨٦,٥ | ٥٢٨,٥ | ٢٩٥,٦ | ٦٥٦٩ | ١٥٨,٤٩ | ١٩٤١,٨٠ |
| ٢٠٠٩ | ٣١٤٧ | ٨٥٢٣ | ١١٤٥٠ | ٢٩٠,٧ | ٥١٣,٨ | ٢٤١,٢ | ٢٩٢٧ | ١٢٠,٥٢ | ٧٠٥,٩٩ |
| ٢٠١٠ | ٣٠٠١ | ٧١٦٩ | ١٧٦٨٥ | ٣١٩,٢ | ٥٩٦,٩ | ٢٤٥,٣ | ١٠٥١٦ | ١٣٠,١٣ | ٢٥٧٩,٥٧ |
| ٢٠١١ | ٣٠٤٨ | ٨٣٧١ | ١٧١٥٣ | ٣٩٣,١ | ٥٣٨,٣ | ٣٢٦,٥ | ٨٧٨٢ | ١٢٠,٤٠ | ٢٨٦٧,٣٢ |
| ٢٠١٢ | ٣١٥٥ | ٨٧٩١ | ١٦٩١٥ | ٤١٠,٤ | ٥٩٣,٢ | ٣٢٢,٨ | ٨١٢٤ | ١٢٧,١٤ | ٢٦٢٢,٤٣ |
| ٢٠١٣ | ٣٣٧٨ | ٩٤٦١ | ١٦٦٧٨ | ٣٦٠,٨ | ٤٠٦,٤ | ٢٦٤,٠ | ٧٢١٧ | ١٣٦,٦٧ | ١٩٠٥,٢٩ |
| ٢٠١٤ | ٣٣٩٣ | ٩٢٧٩ | ١٧٨٢٥ | ٣٨٦,٥ | ٣٩٢,٨ | ٢٨٢,٩ | ٨٥٤٦ | ١٣٦,٦٢ | ٢٤١٧,٦٦ |
| ٢٠١٥ | ٣٤٦٩ | ٩٦٠٨ | ١٩٥٦٣ | ٣٥٨,٩ | ٣٦٤,١ | ٢٢٦,٦ | ٩٩٥٥ | ١٥٨,٣٨ | ٢٢٥٥,٨٠ |
| ٢٠١٦ | ٣٣٥٣ | ٩٣٤٣ | ١٩٥٩٢ | ٢٧٦,٥ | ٢٧٩,٣ | ١٩٥,٤ | ١٠٢٤٩ | ١٤١,٥٠ | ٢٠٠٢,٦٥ |
| ٢٠١٧ | ٢٩٢٢ | ٨٤٢١ | ٢٤٣٧٤ | ٢١١,٥ | ٢١١,٩ | ٢٥٩,٦ | ١٥٩٥٣ | ٨١,٤٧ | ٤١٤١,٤٠ |
| ٢٠١٨ | ٣١٥٧ | ٨٣٤٩ | ١٩٧١٤ | ٢١٠,١ | ٢١٧,٨ | ٢٨٠,١ | ١١٣٦٥ | ٧٥,٠٠ | ٣١٨١,٣٤ |
| ٢٠١٩ | ٣١٣٥ | ٨٥٥٩ | ٢٠٨٤٧ | ٢٦٢,٠ | ٢٢٣ | ٢٩٠,١ | ١٢٢٨٨ | ٩٠,٣١ | ٣٥٦٤,٧٥ |
| المتوسط | ٢٩٦٢ | ٨٠٣٩,٧ | ١٥٧٠٠,٤ | ٢٦٨,٩٤ | ٣١٠,٥٤ | ٢٢٩,٢٥ | ٧٦٦٠,٧ | *١١٣,٦٨ | ١٨٦٢,١٣ |
| أعلى قيمة | ٣٤٦٩ | ٩٦٠٨ | ٢٤٣٧٤ | ٤٨٦,٥ | ٥٩٦,٩ | ٣٢٦,٥ | ١٥٩٥٣ | ١٥٨,٤٩ | ٤١٤١,٤ |
| أقل قيمة | ٢٣٤٢ | ٦٢٢٥ | ١٠٥٠٨ | ١٢٦,٩ | ١٤١,١ | ١٤٥,٧ | ٤٠٧٧ | ٧٥ | ٥٩٤,٠٢ |

(*) متوسط هندسي.

المصدر: ١- جمعت وحسبت من وزارة الزراعة واستصلاح الأراضي، نشرة الإحصاءات الزراعية، أعداد متفرقة.

جدول ٢. معادلات الاتجاه الزمني العام لتطور المتغيرات الاقتصادية لمحصول القمح في مصر خلال الفترة (٢٠١٩-٢٠٠٠)

| رقم المعادلة | أقصى الصيغ | المتغير التابع | المعادلة | (٢ر) | F | المتوسط | مقدار التغير | معدل التغير % |
|--------------|------------|--------------------------|--|------|----------|---------|--------------|---------------|
| (١) | خطي | المساحة (ألف فدان) | ص ^أ = ٤٦٧١,٥٢ + ٤٦,٧١ س ** (٢٦,١٥) ** (٥,٩٢) | ٠,٦٦ | **٣٥,٠٥ | ٢٩٦٢ | ٤٦,٧١ | ١,٥٨ |
| (٢) | خطي | الإنتاج الكلي (طن/فدان) | ص ^أ = ٦٥٣٩,٢٩ + ١٤,٩٠ س ** (٢١,٨٥) ** (٥,٧٢) | ٠,٦٥ | **٣٢,٧١ | ٨٠٣٩,٧ | ١٤,٩٠ | ٠,١٩ |
| (٣) | تربيعي | السعر المزرعي (دولار/طن) | ص ^أ = ٤٨,٦٦ + ٤٥,٤٨ س - ١,٧٩ س ^٢ ** (٠,٧٥٨) ** (٣,٦٥) ** (٣,١١-) | ٠,٥٠ | **٨,٣٤ | ٢٦٨,٩٤ | ٧,٨٩- | ٢,٩٣- |
| (٤) | خطي | الاستهلاك الكلي (ألف طن) | ص ^أ = ٩٢٦٦,٥٤ + ٦١٢,٧٤ س ** (١٢,٨٥) ** (١٠,١٨) | ٠,٨٥ | **١٠٣,٥٩ | ١٥٧٠٠,٤ | ٦١٢,٧٤ | ٣,٩٠ |
| (٥) | تربيعي | السعر العالمي (دولار/طن) | ص ^أ = ٨٤,٩٦- + ٨٩,٥١ س - ٣,٧٩ س ^٢ ** (١,٠٤-) ** (٥,٠٠) ** (٤,٥٨-) | ٠,٦١ | **١٣,١٥ | ٣١٠,٥٤ | ٩,٩٢- | ٣,١٩- |
| (٦) | خطي | سعر الاستيراد (كجم/سنة) | ص ^أ = ١٥٠,٠٩ + ٧,٥٤ س ** (٧,١٤) ** (٤,٣٠) | ٠,٥١ | **١٨,٤٧ | ٢٢٩,٢٥ | ٧,٥٤ | ٣,٢٩ |

حيث: ص^أ: تشير إلى القيمة التقديرية للمتغير التابع المشار إليه ، س: تشير إلى عنصر الزمن ، حيث ت = ١ ، ٢ ، ٣ ، ، ٢٠ سنة.

القيم بين الأقواس أسفل معاملات الانحدار تشير إلى قيمة " t " المحسوبة .

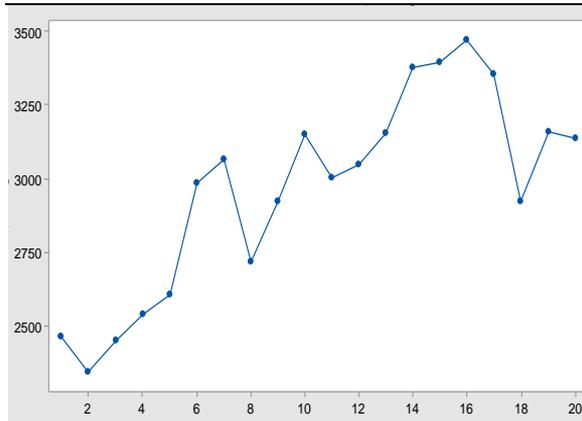
* معنوي عند مستوى معنوية ٠,٠٥ ، ** معنوي عند مستوى معنوية ٠,٠١ .

المصدر: جمعت وحسبت من بيانات الجدول رقم (١) . تم التحليل بواسطة برنامج SPSS 25.

الذاتي (ACF) Autocorrelation function ، والارتباط الجزئي Partial Correlation للكشف عن استقرار السلسلة الزمنية، حيث تظهر بيانات الجدول رقم (٣) قيم الارتباط الذاتي والارتباط الجزئي مما يشير إلى أن السلسلة الزمنية مستقرة.

ويبين الشكل رقم (١) تطور المساحة المزروعة لمحصول القمح خلال فترة الدراسة، حيث يتضح أن السلسلة متزايدة مع مرور الزمن فضلاً عن وجود بعض الانخفاضات التي تتكرر على فترات زمنية مختلفة، ويظهر من الشكل احتمالية أن السلسلة غير مستقرة في المتوسط، وباستخدام دالتي الارتباط

شكل ١. تطور السلسلة الزمنية للمساحة المزروعة من القمح



جدول ٣. الارتباط الذاتي والجزئي للمساحة المزروعة بمحصول القمح

| Prob | Q-Stat | PAC | AC | Partial Correlation | Autocorrelation |
|-------|--------|--------|--------|---------------------|-----------------|
| 0.627 | 0.2365 | -0.124 | -0.124 | 1 | . * . |
| 0.707 | 0.6938 | -0.183 | -0.165 | 2 | . * . |
| 0.855 | 0.7753 | -0.119 | -0.066 | 3 | . * . |
| 0.801 | 1.6427 | -0.280 | -0.203 | 4 | . * * . |
| 0.625 | 3.4896 | 0.182 | 0.277 | 5 | . * * . |
| 0.667 | 4.0718 | -0.208 | -0.144 | 6 | . * * . |
| 0.699 | 4.6819 | -0.155 | -0.135 | 7 | . * . |
| 0.774 | 4.8425 | -0.229 | -0.062 | 8 | . * * . |
| 0.838 | 4.9526 | 0.013 | 0.044 | 9 | . . |
| 0.861 | 5.4281 | -0.185 | 0.075 | 10 | . * . |
| 0.909 | 5.4292 | -0.026 | 0.003 | 11 | . . |
| 0.627 | 0.2365 | -0.124 | -0.124 | 12 | . * . |

المصدر: جمعت وحسبت من بيانات الجدول رقم (١) . تم التحليل بواسطة برنامج EViews10.

نحو ٦٢٢٥ ألف طن في عام ٢٠٠٢، وحد أقصى بلغ نحو ٩٦٠٨ ألف طن في عام ٢٠١٥، ويتقدير معادلة الاتجاه الزمني العام لتطور الإنتاج الكلي كما هو موضح بالجدول رقم (٢) والمعادلة رقم (٢) تبين أنه أخذ اتجاهًا تصاعدياً معنوي إحصائياً بمقدار سنوي بلغ حوالى ١٤,٩٠ ألف طن، بمعدل زيادة سنوية ٠,١٩%، ويشير معامل التحديد أن حوالى ٦٥% من التغيرات التي تحدث في الإنتاج الكلي لمحصول القمح ترجع إلى المتغيرات التي يعكس أثرها متغير الزمن بينما ٣٥% من تلك التغيرات ترجع إلى عوامل أخرى غير مقيسه في الدالة.

ويبين الشكل رقم (٢) تطور الإنتاج الكلي لمحصول القمح خلال فترة الدراسة، حيث يتضح أن السلسلة متزايدة مع مرور الزمن فضلاً عن وجود بعض الانخفاضات التي تتكرر على فترات زمنية مختلفة، ويظهر من الشكل احتمالية أن

وللتأكد من استقرارية السلسلة تم إجراء اختبار جذر الوحدة Dickey-fuller - Unit Root Tests حيث يتضح من الجداول (٤، ٥، ٦) والخاصة باختبار ديكي فولر لجذر الوحدة (Dickey, 1981)، للمساحة المزروعة بمحصول القمح تبين استقرار السلسلة الزمنية حيث أن قيمة Augmented (ADF) Dickey-fuller وقيمة اختبار (T) معنوية أى وجود ثبات بالسلسلة سوطاً بدون استخدام الجزء الثابت والاتجاه العام، أو باستخدام الجزء الثابت وبدون اتجاه، أو باستخدام الجزء الثابت والاتجاه العام حيث أن قيمة p-value لاختبار t أقل من ١% ومعنوية عند مستوى ١% وبالتالي وجود استقرار بالسلسلة.

(٢) الإنتاج الكلي:

دراسة تطور الإنتاج الكلي من محصول القمح كما هو موضح بالجدول رقم (١)، تبين أنه تراوح بين حد أدنى بلغ

جدول ٦. اختبار ديكي فولر الموسع باستخدام الجزء الثابت

| t-Statistic | Prob.* |
|-------------|--------|
| -4.094229 | 0.0066 |

Test critical values:
-3.886751 at 1% level
-3.052169 at 5% level
-2.666593 at 10% level

جدول ٥. اختبار ديكي فولر الموسع باستخدام الجزء الثابت والاتجاه العام

| t-Statistic | Prob.* |
|-------------|--------|
| -5.329951 | 0.0044 |

Test critical values:
-4.800080 at 1% level
-3.791172 at 5% level
-3.342253 at 10% level

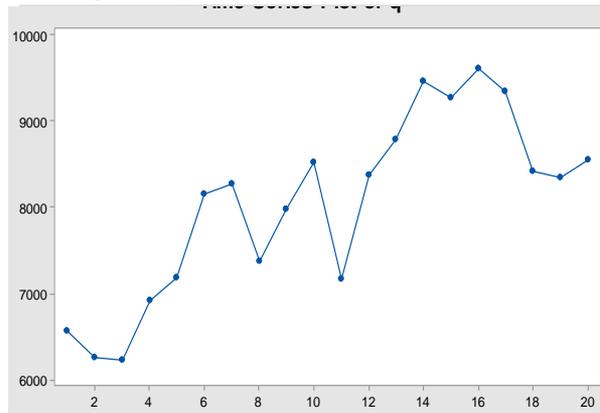
جدول ٤. اختبار ديكي فولر الموسع بدون الجزء الثابت والاتجاه العام

| t-Statistic | Prob.* |
|-------------|--------|
| -6.132948 | 0.0000 |

Test critical values:
-2.771926 at 1% level,
-1.974028 at 5% level,
-1.602922 at 10% level

المصدر: جمعت وحسبت من بيانات الجدول رقم (١). تم التحليل بواسطة برنامج EViews10.

شكل ٢. تطور السلسلة الزمنية للإنتاج الكلي من القمح



جدول ٧. الارتباط الذاتي والجزئي للإنتاج الكلي لمحصول القمح

| Prob | Q-Stat | PAC | AC | Partial Correlation | Autocorrelation |
|-------|--------|--------|--------|---------------------|-----------------|
| 0.000 | 13.029 | 0.750 | 0.750 | 1 | **** |
| 0.000 | 20.345 | -0.036 | 0.547 | 2 | **** |
| 0.000 | 24.236 | -0.024 | 0.388 | 3 | *** |
| 0.000 | 25.168 | -0.205 | 0.184 | 4 | * |
| 0.000 | 25.201 | -0.049 | 0.034 | 5 | |
| 0.000 | 25.282 | 0.250 | 0.051 | 6 | * |
| 0.001 | 25.390 | 0.011 | 0.056 | 7 | |
| 0.001 | 25.442 | -0.264 | -0.038 | 8 | * |
| 0.002 | 26.011 | -0.185 | -0.119 | 9 | * |
| 0.003 | 26.831 | 0.111 | -0.136 | 10 | * |
| 0.001 | 32.477 | -0.367 | -0.340 | 11 | *** |
| 0.000 | 42.535 | 0.000 | -0.428 | 12 | *** |

المصدر: جمعت وحسبت من بيانات الجدول رقم (١). تم التحليل بواسطة برنامج EViews10.

(٣) السعر المزرعي:

من خلال دراسة تطور السعر المزرعي لمحصول القمح في مصر كما هو موضح بالجدول رقم (١)، تبين أنه تراوح بين حد أدنى بلغ حوالي ١٢٦,٩ دولار للطن في عام ٢٠٠٣، وحد أقصى بلغ حوالي ٤٨٦,٥ دولار للطن في عام ٢٠٠٨، ودراسة الجدول رقم (٢) المعادلة رقم (٣) يتضح أن الصورة التريبيعية كانت أوفق الصور لتقدير معادلة الاتجاه الزمني العام للسعر المزرعي لمحصول القمح خلال الفترة (٢٠٠٠-٢٠١٩)، حيث أخذ إتجاهاً تناقصياً معنوي إحصائياً فُدر بحوالي ٧,٨٩ دولار/طن بمعدل تناقص سنوي بلغ نحو ٢,٩٣% من المتوسط العام للسعر المزرعي، كما يشير معامل التحديد إلى أن حوالي ٥٠% من التغيرات التي تحدث في السعر المزرعي لمحصول القمح ترجع إلى العوامل التي يعكس أثرها متغير الزمن بينما ٥٠% من تلك التغيرات ترجع إلى متغيرات أخرى غير مقيسه في الدالة.

السلسلة غير مستقرة في المتوسط، وباستخدام دالتي الارتباط الذاتي (Autocorrelation function (ACF)، والارتباط الجزئي Partial Correlation للكشف عن استقرار السلسلة الزمنية، حيث تظهر بيانات الجدول رقم (٧) معنوية قيم الارتباط الذاتي والارتباط الجزئي مما يشير إلى أن السلسلة الزمنية غير ساكنة.

وبإجراء اختبار جذر الوحدة Unit Root Tests - Dickey-fuller حيث يتضح من الجداول (٨، ٩، ١٠) والخاصة باختبار ديكي فولر لجذر الوحدة للإنتاج الكلي من محصول القمح تبين استقرار السلسلة الزمنية حيث أن قيمة (ADF) وقيمة اختبار (T) معنوية أي وجود ثبات بالسلسلة سواءً بدون استخدام الجزء الثابت والاتجاه العام، أو باستخدام الجزء الثابت وبدون اتجاه، أو باستخدام الجزء الثابت والاتجاه العام حيث أن قيمة p-value لاختبار t أقل من ١% ومعنوية عند مستوى ١% وبالتالي وجود استقرار بالسلسلة.

جدول ١٠. اختبار ديكي فولر الموسع باستخدام الجزء الثابت

| t-Statistic | Prob.* |
|-------------|--------|
| 4.951242 | 0.0011 |

Test critical values:
-3.857386 at 1% level
-3.040391 at 5% level
-2.660551 at 10% level

جدول ٩. اختبار ديكي فولر الموسع باستخدام الجزء الثابت والاتجاه العام

| t-Statistic | Prob.* |
|-------------|--------|
| -4.941565 | 0.0071 |

Test critical values:
-4.728363 at 1% level
-3.759743 at 5% level
-3.324976 at 10% level

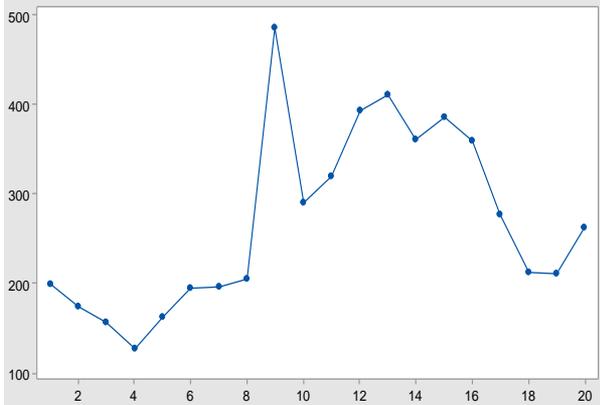
جدول ٨. اختبار ديكي فولر الموسع بدون الجزء الثابت والاتجاه العام

| t-Statistic | Prob.* |
|-------------|--------|
| -5.960560 | 0.0000 |

Test critical values:
-2.754993 at 1% level,
-1.970978 at 5% level,
-1.603693 at 10% level

المصدر: جمعت وحسبت من بيانات الجدول رقم (١). تم التحليل بواسطة برنامج EViews10.

شكل ٣. تطور السلسلة الزمنية للسعر المزرعي لمحصول القمح



جدول ١١. الارتباط الذاتي والجزئي للسعر المزرعي لمحصول القمح

| Prob | Q-Stat | PAC | AC | Partial Correlation | Autocorrelation |
|-------|--------|--------|--------|---------------------|-----------------|
| 0.003 | 8.7600 | 0.615 | 0.615 | 1 | 1 |
| 0.001 | 14.158 | 0.147 | 0.470 | 2 | 2 |
| 0.000 | 17.965 | 0.076 | 0.384 | 3 | 3 |
| 0.001 | 18.766 | -0.204 | 0.171 | 4 | 4 |
| 0.002 | 19.137 | -0.365 | -0.112 | 5 | 5 |
| 0.003 | 20.162 | -0.041 | -0.181 | 6 | 6 |
| 0.002 | 22.843 | -0.063 | -0.281 | 7 | 7 |
| 0.000 | 29.009 | -0.116 | -0.410 | 8 | 8 |
| 0.000 | 35.683 | -0.040 | -0.408 | 9 | 9 |
| 0.000 | 41.838 | -0.077 | -0.374 | 10 | 10 |
| 0.000 | 45.392 | 0.125 | -0.270 | 11 | 11 |
| 0.000 | 47.287 | 0.020 | -0.186 | 12 | 12 |

المصدر: جمعت وحسبت من بيانات الجدول رقم (١). تم التحليل بواسطة برنامج EViews10.

والخاصة باختبار ديكي فولر لجذر الوحدة للسعر المزرعي لمحصول القمح عدم وجود استقرار بالسلسلة الزمنية حيث أن قيمة (ADF) وقيمة اختبار (T) غير معنوية سواء بدون استخدام الجزء الثابت والإتجاه العام، أو باستخدام الجزء الثابت وبدون إتجاه، أو باستخدام الجزء الثابت والإتجاه العام.

ومن الفحص التشخيصي "Diagnostic Checking": وذلك بالحصول على ACF, PACF لبواقي (ei) النماذج المقدره تبين أنها داخل حدود الثقة، حيث يتضح من الشكلين (٤، ٥) أنها تعطي أنماط الضجة البيضاء أي أنها غير مترابطة ومستقلة وبالتالي يكون النموذج ملائماً.

وباستخدام النموذج الأكثر ملائمة والسابق تقديره يتم إجراء التنبؤ Forecasting لفترة ٦ سنوات، مع التأكد من مقدرة النموذج الأكثر ملائمة على التنبؤ كالاتي:

كما يتضح من الشكل رقم (٣) تطور السعر المزرعي لمحصول القمح خلال فترة الدراسة، حيث تبين أن السلسلة الزمنية متزايدة مع مرور الزمن، وحدث انخفاض كبير في الفترة الزمنية الأخيرة كما يظهر من الشكل احتمالية أن السلسلة غير مستقرة في المتوسط.

وباستخدام دالتي الارتباط الذاتي (ACF) Autocorrelation function، الارتباط الجزئي Partial Correlation للكشف على استقرار السلسلة الزمنية حيث تظهر بيانات الجدول رقم (١١) معنوية قيم الارتباط الذاتي والارتباط الجزئي مما يشير الى أن السلسلة الزمنية غير ساكنة.

ويجاء اختبار جذر الوحدة Unit Root Tests - Dickey-fuller يتضح من الجداول (١٢، ١٣، ١٤)

| جدول ١٤. اختبار ديكي فولر الموسع باستخدام الجزء الثابت | | جدول ١٣. اختبار ديكي فولر الموسع باستخدام الجزء الثابت والإتجاه العام | | جدول ١٢. اختبار ديكي فولر الموسع بدون الجزء الثابت والإتجاه العام | |
|--|--------|---|--------|---|--------|
| t-Statistic | Prob.* | t-Statistic | Prob.* | t-Statistic | Prob.* |
| -1.814587 | 0.3613 | -1.913484 | 0.6038 | -0.568907 | 0.4557 |
| Test critical values: -3.886751at 1% level -3.052169 at 5% level -2.666593 at 10% level | | Test critical values: -4.616209 at 1% level -3.710482 at 5% level -3.297799 at 10% level | | Test critical values: -2.708094 at 1% level, -1.962813 at 5% level, -1.606129 at 10% level | |

المصدر: جمعت وحسبت من بيانات الجدول رقم (١). تم التحليل بواسطة برنامج EViews10.

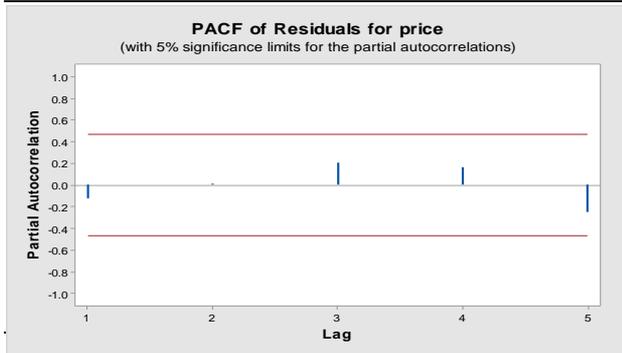
وقد تبين أن أفضل النماذج تمثيلاً للبيانات هو ARIMA (1.0.0) كالاتي:

جدول ١٥. تقدير المعلمات النهائية للنموذج

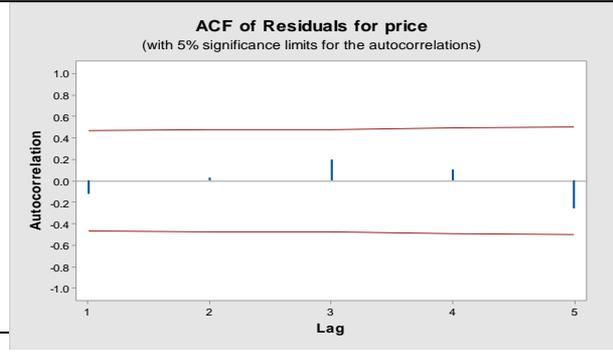
| Type | Coef | SE Coef | T-Value | P-Value |
|----------|--------|---------|---------|---------|
| AR 1 | 0.6318 | 0.1826 | 3.46 | 0.003 |
| Constant | 96.94 | 18.19 | 5.33 | 0.000 |
| Mean | 263.28 | 49.41 | | |

المصدر: جمعت وحسبت من بيانات الجدول رقم (١). تم التحليل بواسطة برنامج Minitab 17.

شكل ٥. الارتباط الجزئي للبواقي للسعر المزرعي



شكل ٤. الارتباط الذاتي للبواقي للسعر المزرعي



المصدر: جمعت وحسبت من بيانات الجدول رقم (١). تم التحليل بواسطة برنامج Minitab 17.

جدول ١٧. تنبؤات - Box-Pierce (Ljung-Box) كاي تربيع خلال الفترة (٢٠٢٥-٢٠٢٠)

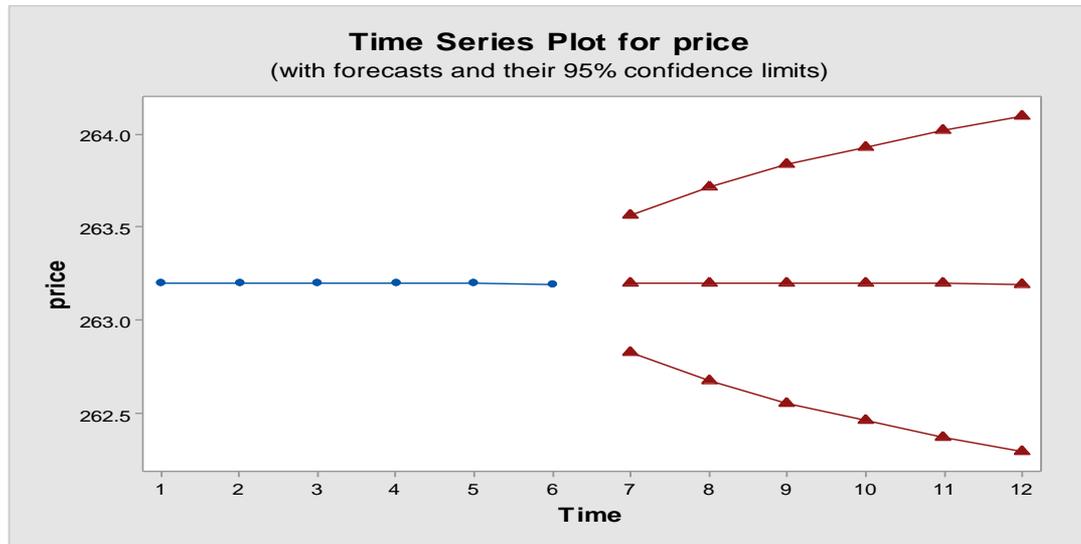
| Lag | 12 | 24 | 36 | 48 |
|------------|-------|----|----|----|
| Chi-Square | 6.9 | * | * | * |
| DF | 10 | * | * | * |
| P-Value | 0.733 | * | * | * |

جدول ١٦. التنبؤ خلال الفترة (٢٠٢٥-٢٠٢٠) 95% Limits

| Period | Forecast | Lower | Upper |
|--------|----------|---------|---------|
| 2020 | 262.470 | 103.082 | 421.858 |
| 2021 | 262.767 | 74.235 | 451.300 |
| 2022 | 262.955 | 63.978 | 461.932 |
| 2023 | 263.074 | 60.077 | 466.070 |
| 2024 | 263.148 | 58.570 | 467.727 |
| 2025 | 263.196 | 57.990 | 468.402 |

المصدر: جمعت وحسبت من بيانات الجدول رقم (١). تم التحليل بواسطة برنامج Minitab 17.

شكل ٦. مخطط السلسلة الزمنية للسعر المزرعي مع توقعات ثقة ٩٥%



المصدر: جمعت وحسبت من بيانات الجدول رقم (١). تم التحليل بواسطة برنامج Minitab 17.

متزايدة مع مرور الزمن فضلاً عن وجود انخفاض طفيف يتكرر على فترات زمنية مختلفة ويظهر من الشكل احتمالية أن السلسلة غير مستقرة في المتوسط، وباستخدام دالتي الارتباط الذاتي (ACF) Partial Correlation الجزئي للكشف على استقرار السلسلة الزمنية حيث تظهر بيانات الجدول رقم (١٨) معنوية قيم الارتباط الذاتي والارتباط الجزئي مما يشير الى أن السلسلة الزمنية غير ساكنة.

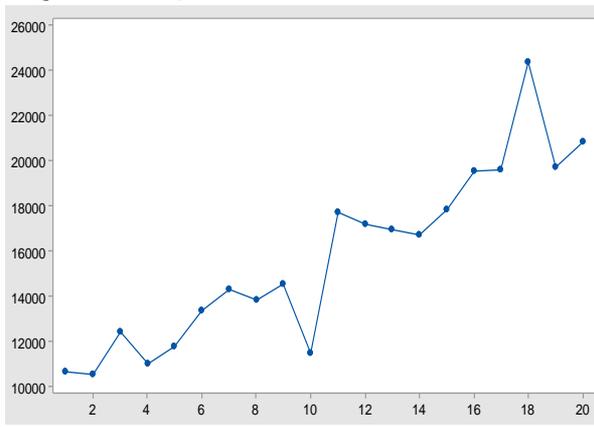
وبإجراء اختبار جذر الوحدة Unit Root Tests - Dickey-fuller يتضح من الجداول (١٩، ٢٠، ٢١) والخاصة باختبار ديكي فولر لجذر الوحدة للاستهلاك الكلي من محصول القمح تبين استقرار السلسلة الزمنية حيث أن قيمة (ADF) وقيمة اختبار (T) معنوية أى وجود ثبات بالسلسلة سواءً بدون استخدام الجزء الثابت والإتجاه العام، أو باستخدام الجزء الثابت وبدون إتجاه، أو باستخدام الثابت والإتجاه العام حيث أن قيمة p-value لاختبار t أقل من ١% ومعنوية عند مستوى ١% وبالتالي وجود استقرار بالسلسلة.

(٤) الاستهلاك الكلي:

من خلال دراسة الاستهلاك الكلي لمحصول القمح خلال الفترة (٢٠٠٠-٢٠١٩) كما هو موضح بالجدول رقم (١)، تبين أنه تراوح بين حدين أدناها بلغ حوالى ١٠٥٠٨ ألف طن في عام ٢٠٠١، وأقصاهما بلغ حوالى ٢٤٣٧٤ ألف طن في عام ٢٠١٧، بينما بلغ الفرق بين الحدين الأقصى والأدنى نحو ١٣٨٦٦ ألف طن، أي أن الحد الأدنى بلغ نحو ٤٣,١١% من الحد الأقصى لكمية الاستهلاك الكلي من القمح، كما تبين من نتائج الجدول رقم (٢) والمعادلة رقم (٤) أنه يتغير بمقدار سنوي متزايد معنوي إحصائياً بلغ حوالى ٦١٢,٧٤ ألف طن، وتزايد الاستهلاك الكلي من القمح خلال نفس الفترة بمعدل نمو سنوي بلغ نحو ٣,٩٠%، ويشير معامل التحديد إلى أن حوالى ٨٥% من التغيرات التي تحدث فى الاستهلاك ترجع إلى المتغيرات التي يعكس أثرها متغير الزمن بينما ١٥% من تلك التغيرات ترجع إلى عوامل أخرى غير مقيسه فى الدالة.

ويوضح الشكل رقم (٧) تطور الاستهلاك الكلي لمحصول القمح خلال فترة الدراسة، حيث يتضح أن السلسلة

شكل ٧. تطور السلسلة الزمنية للاستهلاك الكلي لمحصول القمح



جدول ١٨. الارتباط الذاتي والجزئي للاستهلاك الكلي لمحصول القمح

| Prob | Q-Stat | PAC | AC | Partial Correlation | Autocorrelation |
|-------|--------|--------|--------|---------------------|-----------------|
| 0.000 | 12.137 | 0.724 | 0.724 | 1 | **** |
| 0.000 | 22.320 | 0.255 | 0.645 | 2 | ** |
| 0.000 | 27.588 | -0.183 | 0.451 | 3 | * |
| 0.000 | 30.863 | -0.035 | 0.345 | 4 | . |
| 0.000 | 32.414 | -0.011 | 0.230 | 5 | . |
| 0.000 | 32.928 | -0.077 | 0.128 | 6 | * |
| 0.000 | 33.010 | -0.035 | 0.049 | 7 | . |
| 0.000 | 33.367 | -0.213 | -0.099 | 8 | ** |
| 0.000 | 34.040 | 0.040 | -0.130 | 9 | . |
| 0.000 | 38.414 | -0.293 | -0.315 | 10 | ** |
| 0.000 | 41.821 | 0.175 | -0.264 | 11 | * |
| 0.000 | 46.794 | 0.038 | -0.301 | 12 | ** |

المصدر: جمعت وحسبت من بيانات الجدول رقم (١). تم التحليل بواسطة برنامج EViews10.

| جدول ٢١. اختبار ديكي فولر الموسع باستخدام الجزء الثابت | | جدول ٢٠. اختبار ديكي فولر الموسع باستخدام الجزء الثابت والإتجاه العام | | جدول ١٩. اختبار ديكي فولر الموسع بدون الجزء الثابت والإتجاه العام | |
|--|--------|---|--------|---|--------|
| t-Statistic | Prob.* | t-Statistic | Prob.* | t-Statistic | Prob.* |
| -7.515069 | 0.0000 | -5.915575 | 0.0012 | -5.894200 | 0.0000 |
| Test critical values: | | Test critical values: | | Test critical values: | |
| -3.857386 at 1% level | | -4.667883 at 1% level | | -2.740613 at 1% level, | |
| -3.040391 at 5% level | | -3.733200 at 5% level | | -1.968430 at 5% level, | |
| -2.660551 at 10% level | | -3.310349 at 10% level | | -1.604392 at 10% level | |

المصدر: جمعت وحسبت من بيانات الجدول رقم (١). تم التحليل بواسطة برنامج EViews10.

يعكس أثرها متغير الزمن، بينما حوالي ٣٩% من تلك

التغيرات ترجع إلى عوامل أخرى غير مقيسه في الدالة.

ومن خلال دراسة الشكل رقم (٨) والذي يوضح تطور

السعر العالمي لمحصول القمح خلال فترة الدراسة، تبين أن

السلسلة الزمنية متزايدة مع مرور الزمن خلال الفترة (٢٠٠٠-

٢٠١٣)، ثم بدأت في الانخفاض خلال الفترة (٢٠١٤-

٢٠١٩) حيث استمر هذا الانخفاض خلال تلك الفترة، كما

يظهر من الشكل احتمالية أن السلسلة غير مستقرة في

المتوسط، وباستخدام دالتي الارتباط الذاتي (ACF)

Autocorrelation function، والارتباط الجزئي Partial

Correlation للكشف على استقرار السلسلة الزمنية حيث

تظهر بيانات الجدول رقم (٢٢) معنوية قيم الارتباط الذاتي

والارتباط الجزئي مما يشير الى أن السلسلة الزمنية غير

ساكنة.

(٥) السعر العالمي:

يقدر السعر العالمي لطن القمح في سنة ما، بخارج قسمة

إجمالي قيمة الصادرات العالمية على إجمالي كمية الصادرات

العالمية من القمح في هذه السنة، ويتضح من دراسة تطور

السعر العالمي للقمح كما هو موضح بالجدول رقم (١) تبين

أنه تراوح بين حد أدنى بلغ حوالي ١٤١,١ دولار للطن في

عام ٢٠٠٠، وحد أقصى بلغ حوالي ٥٩٦,٩ دولار للطن في

عام ٢٠١٠، ومن خلال دراسة الجدول رقم (٢) والمعادلة رقم

(٥) تبين أن الصورة التريبيعية هي أفضل الصور لتقدير

معادلة الإتجاه العام للسعر العالمي لمحصول القمح حيث

تبين أن السعر العالمي أخذ إتجاهاً تناقصياً معنوية إحصائياً

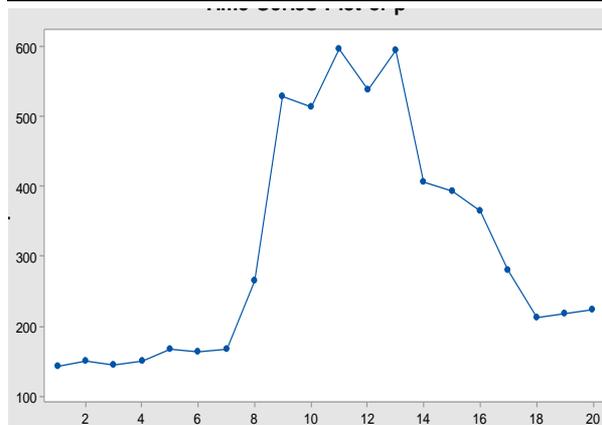
بمقدار بلغ حوالي ٩,٩٢ دولار/طن بمعدل نمو سنوي

٣,١٩% من متوسط السعر العالمي خلال تلك الفترة، ويشير

معامل التحديد أن حوالي ٦١% من التغيرات التي تحدث في

السعر العالمي لمحصول القمح ترجع إلى المتغيرات التي

شكل ٨. تطور السلسلة الزمنية للسعر العالمي لمحصول القمح



جدول ٢٢. الارتباط الذاتي والجزئي للسعر العالمي لمحصول القمح

| Prob | Q-Stat | PAC | AC | Partial Correlation | Autocorrelation |
|-------|--------|--------|--------|---------------------|-----------------|
| 0.000 | 15.957 | 0.830 | 0.830 | 1 | ***** |
| 0.000 | 25.850 | -0.170 | 0.636 | 2 | ***** |
| 0.000 | 29.111 | -0.403 | 0.355 | 3 | *** |
| 0.000 | 29.391 | -0.102 | 0.101 | 4 | * |
| 0.000 | 30.357 | -0.289 | -0.181 | 5 | ** |
| 0.000 | 34.714 | -0.022 | -0.372 | 6 | *** |
| 0.000 | 43.646 | -0.068 | -0.514 | 7 | * |
| 0.000 | 55.467 | -0.095 | -0.568 | 8 | * |
| 0.000 | 65.515 | 0.221 | -0.501 | 9 | ** |
| 0.000 | 71.740 | -0.027 | -0.376 | 10 | *** |
| 0.000 | 74.193 | -0.087 | -0.224 | 11 | ** |
| 0.000 | 74.681 | -0.128 | -0.094 | 12 | * |

المصدر: جمعت وحسبت من بيانات الجدول رقم (١). تم التحليل بواسطة برنامج EViews10.

ومن الفحص التشخيصي "Diagnostic Checking" وذلك بالحصول على PACF, ACF لبواقى (ei) النماذج المقدره تبين أنها داخل حدود الثقة، حيث يتضح من الشكلين (٩، ١٠) أنها تعطى أنماط الضجة البيضاء أي أنها غير مترابطة ومستقلة وبالتالي يكون النموذج ملائماً.

ويجاء اختبار جذر الوحدة Unit Root Tests - Dickey-fuller يتضح من الجداول (٢٣، ٢٤، ٢٥) والخاصة باختبار ديكي فولر لجذر الوحدة للسعر العالمي لمحصول القمح تبين عدم وجود استقرار بالسلسلة الزمنية حيث أن قيمة (ADF) وقيمة اختبار (T) غير معنوية سواء بدون استخدام الجزء الثابت والإتجاه العام، أو باستخدام الجزء الثابت وبدون إتجاه، أو باستخدام الجزء الثابت والإتجاه العام.

| جدول ٢٥. اختبار ديكي فولر الموسع باستخدام الجزء الثابت | | جدول ٢٤. اختبار ديكي فولر الموسع باستخدام الجزء الثابت والإتجاه العام | | جدول ٢٣. اختبار ديكي فولر الموسع بدون الجزء الثابت والإتجاه العام | |
|--|--------|---|--------|---|--------|
| t-Statistic | Prob.* | t-Statistic | Prob.* | t-Statistic | Prob.* |
| -1.256343 | 0.6241 | -0.443053 | 0.9756 | -0.408704 | 0.5209 |
| Test critical values: | | Test critical values: | | Test critical values: | |
| -3.886751 at 1% level | | -4.616209 at 1% level | | -2.708094 at 1% level, | |
| -3.052169 at 5% level | | -3.710482 at 5% level | | -1.962813 at 5% level, | |
| -2.666593 at 10% level | | -3.297799 at 10% level | | -1.606129 at 10% level | |

المصدر: جمعت وحسبت من بيانات الجدول رقم (١). تم التحليل بواسطة برنامج EViews10.

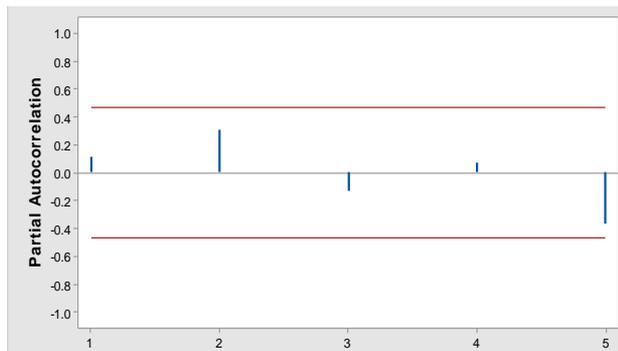
وقد تبين أن أفضل النماذج تمثيلاً للبيانات هو ARIMA (1.0.0) كالاتي:

جدول ٢٦. تقدير المعلمات النهائية للنموذج

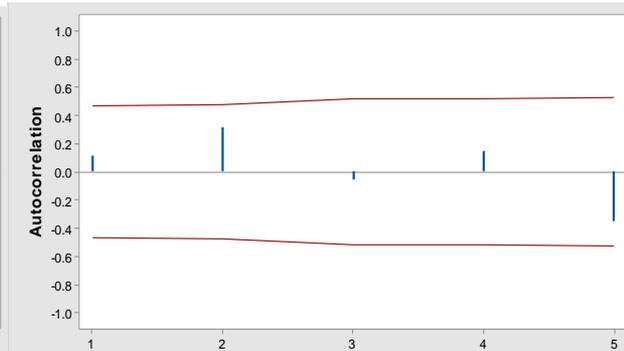
| Type | Coef | SE Coef | T-Value | P-Value |
|------|--------|---------|---------|---------|
| AR 1 | 0.8890 | 0.1166 | 7.62 | 0.000 |

المصدر: جمعت وحسبت من بيانات الجدول رقم (١). تم التحليل بواسطة برنامج Minitab 17.

شكل ١٠. الارتباط الجزئي لبواقى للسعر العالمي



شكل ٩. الارتباط الذاتي لبواقى للسعر العالمي



المصدر: جمعت وحسبت من بيانات الجدول رقم (١). تم التحليل بواسطة برنامج Minitab 17.

الزمني العام تبين من خلال دراسة الجدول رقم (٢) والمعادلة رقم (٦) أنه يتغير بمقدار سنوي متزايد معنوي إحصائياً بلغ حوالي ٧,٥٤ دولار/ الطن، بمعدل نمو سنوي بلغ نحو ٣,٢٩% من المتوسط السنوي لسعر الاستيراد، ويشير معامل التحديد إلى أن حوالي ٥١% من التغيرات التي تحدث في سعر الاستيراد ترجع إلى المتغيرات التي يعكس أثرها متغير الزمن وقد ثبتت معنوية النموذج عند مستوى معنوية ٠,٠١.

ويبين الشكل رقم (١٢) تطور سعر الاستيراد لمحصول القمح خلال فترة الدراسة، حيث يتضح أن السلسلة متزايدة مع مرور الزمن فضلاً عن وجود انخفاضات تتكرر على فترات زمنية مختلفة، ويظهر من الشكل احتمالية أن السلسلة غير

وباستخدام النموذج الأكثر ملائمة والسابق تقديره يتم إجراء التنبؤ Forecasting لفترة ٦ سنوات، مع التأكد من مقدرة النموذج الأكثر ملائمة على التنبؤ كالاتي:

(٦) سعر الاستيراد:

سعر الاستيراد هو سعر السلعة للبلد المستورد والذي يشمل سعر تصدير السلعة داخل البلد المصدر مضافاً إليه تكاليف التسليم والشحن، من خلال دراسة تطور سعر الاستيراد لمحصول القمح خلال فترة الدراسة كما هو موضح بالجدول رقم (١) تبين أنه تراوح بين حد أدنى بلغ حوالي ١٤٥,٧ دولار للطن في عام ٢٠٠٠، وحد أقصى بلغ حوالي ٣٢٦,٥ دولار للطن في عام ٢٠١١، ويتقدير معادلة الإتجاه

جدول ٢٨. تنبؤات - Box-Pierce (Ljung-Box) كاي تربيع خلال الفترة (٢٠٢٥-٢٠٢٠)

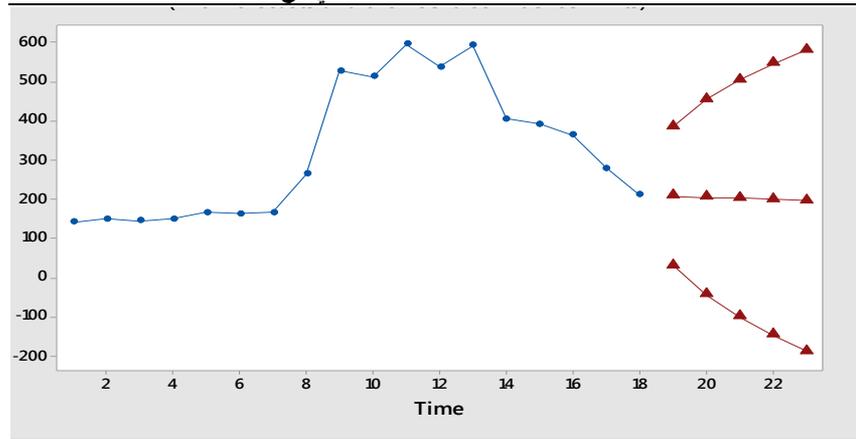
| Lag | 12 | 24 | 36 | 48 |
|------------|-------|----|----|----|
| Chi-Square | 13.6 | * | * | * |
| DF | 10 | * | * | * |
| P-Value | 0.190 | * | * | * |

جدول ٢٧. التنبؤ خلال الفترة (٢٠٢٥-٢٠٢٠) 95% Limits

| Period | Forecast | Lower | Upper |
|--------|----------|---------|---------|
| 2020 | 226.382 | 58.594 | 394.169 |
| 2021 | 229.388 | 4.887 | 453.889 |
| 2022 | 232.061 | -28.674 | 492.795 |
| 2023 | 234.436 | -51.704 | 520.577 |
| 2024 | 236.548 | -68.175 | 541.272 |
| 2025 | 238.426 | -80.218 | 557.069 |

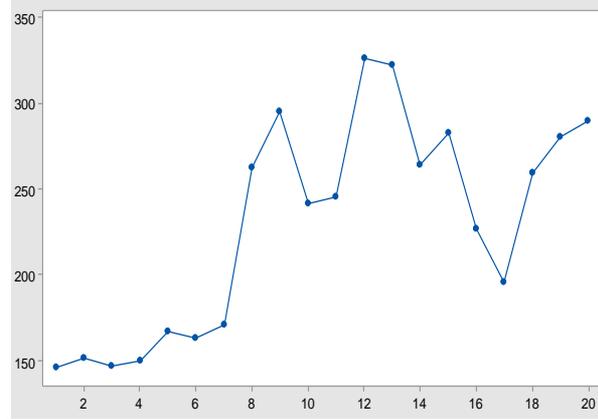
المصدر: جمعت وحسبت من بيانات الجدول رقم (١). تم التحليل بواسطة برنامج Minitab 17.

شكل ١١. مخطط السلسلة الزمنية للسعر العالمي مع توقعات ثقة ٩٥%



المصدر: جمعت وحسبت من بيانات الجدول رقم (١). تم التحليل بواسطة برنامج Minitab 17.

شكل ١٢. تطور السلسلة الزمنية لسعر الاستيراد لمحصول القمح



جدول ٢٩. الارتباط الذاتي والجزئي لسعر الاستيراد لمحصول القمح

| Prob | O-Stat | PAC | AC | Partial Correlation | Autocorrelation |
|-------|--------|--------|--------|---------------------|-----------------|
| 0.001 | 11.796 | 0.714 | 0.714 | ***** | ***** |
| 0.000 | 16.267 | -0.166 | 0.428 | * | *** |
| 0.000 | 19.513 | 0.245 | 0.354 | ** | *** |
| 0.000 | 21.051 | -0.199 | 0.236 | * | ** |
| 0.001 | 21.192 | -0.066 | 0.069 | * | * |
| 0.002 | 21.249 | -0.091 | -0.042 | * | * |
| 0.002 | 22.161 | -0.181 | -0.164 | * | * |
| 0.001 | 25.377 | -0.129 | -0.296 | * | ** |
| 0.001 | 28.513 | 0.118 | -0.280 | * | ** |
| 0.001 | 30.431 | 0.003 | -0.209 | * | ** |
| 0.001 | 32.741 | -0.042 | -0.217 | * | ** |
| 0.000 | 35.153 | -0.004 | -0.209 | * | ** |

المصدر: جمعت وحسبت من بيانات الجدول رقم (١). تم التحليل بواسطة برنامج EViews10.

(٧): التنبؤ بالفجوة الظاهرة وقيمة الواردات للقمح في

مصر:

وفقاً لنتائج التنبؤ للمتغيرات الاقتصادية لمحصول القمح في مصر، كما في الجدول رقم (٣٣)، والتي تؤكد صحتها إحصائياً وفقاً للعديد من الاختبارات المتعلقة بذلك، فإنه من المتوقع أن يصل الإنتاج الكلي من القمح في السنوات ٢٠٢٠، ٢٠٢١، ٢٠٢٢، ٢٠٢٣، ٢٠٢٤، ٢٠٢٥ حوالي ٨،٥، ٨،٤، ٨،٣، ٨،٣، ٨،٢، ٨،٢ مليون طن على الترتيب، في حين من المتوقع أن يصل الاستهلاك الكلي من القمح في نفس السنوات حوالي ٢٨،١، ٢٠،٨، ٢٠،٩، ٢٠،٩، ٢١،٠، ٢١،١ مليون طن على الترتيب، وبالتالي ستكون كمية الفجوة الظاهرة للقمح في مصر في هذه السنوات حوالي ١٩،٦، ١٢،٤، ١٢،٦، ١٢،٧، ١٢،٧، ١٢،٨ مليون طن على الترتيب.

ومن المتوقع وفقاً للتنبؤ بالإنتاج والاستهلاك وكذلك سعر الاستيراد أن تصبح قيمة الواردات المصرية من القمح نحو ٥،٥، ٣،٤، ٣،٣، ٣،٣، ٣،٢ مليار دولار على الترتيب خلال نفس الفترة.

مستقرة في المتوسط، وباستخدام دالتي الارتباط الذاتي Partial Correlation للكشف على استقرار السلسلة الزمنية حيث تظهر بيانات الجدول رقم (٢٩) معنوية قيم دالتي الارتباط الذاتي والارتباط الجزئي مما يشير الى أن السلسلة الزمنية غير ساكنة.

وبإجراء اختبار جذر الوحدة Unit Root Tests - Dickey-fuller يتضح من الجداول (٣٠، ٣١، ٣٢) والخاصة باختبار ديكي فولر لجذر الوحدة لسعر واردات محصول القمح تبين استقرار السلسلة الزمنية حيث أن قيمة (ADF) وقيمة اختبار (T) معنوية أى وجود ثبات بالسلسلة سواء بدون استخدام الجزء الثابت والإتجاه العام، أو باستخدام الجزء الثابت وبدون إتجاه حيث أن قيمة p-value لاختبار t اقل من ١% ومعنوية عند مستوى ١% وبالتالي وجود استقرار بالسلسلة، وكذلك باستخدام الجزء الثابت والإتجاه العام حيث أن قيمة p-value لاختبار t اقل من ٥% ومعنوية عند مستوى ٥% وبالتالي وجود استقرار بالسلسلة.

| جدول ٣٠. اختبار ديكي فولر الموسع بدون الجزء الثابت والإتجاه العام | | جدول ٣١. اختبار ديكي فولر الموسع باستخدام الجزء الثابت والإتجاه العام | | جدول ٣٢. اختبار ديكي فولر الموسع باستخدام الجزء الثابت | |
|---|--------|---|--------|--|--------|
| t-Statistic | Prob.* | t-Statistic | Prob.* | t-Statistic | Prob.* |
| -5.728292 | 0.0000 | -4.678739 | 0.0122 | -4.709906 | 0.0020 |

Test critical values:
-2.771926 at 1% level,
-1.974028 at 5% level,
-1.602922 at 10% level

Test critical values:
-4.800080 at 1% level
-3.791172 at 5% level
-3.342253 at 10% level

Test critical values:
-3.886751 at 1% level
-3.052169 at 5% level
-2.666593 at 10% level

المصدر: جمعت وحسبت من بيانات الجدول رقم (١). تم التحليل بواسطة برنامج EViews10.

جدول رقم ٣٣. التنبؤ بقيمة الفجوة الظاهرة وقيمة الواردات للقمح في مصر خلال الفترة (٢٠٢٠-٢٠٢٥)

| البيان السنوات | الإنتاج ألف طن | الاستهلاك ألف طن | الفجوة الظاهرة ألف طن | السعر العالمي دولار/ طن | سعر الاستيراد دولار/ طن | قيمة الواردات مليون دولار |
|----------------|----------------|------------------|-----------------------|-------------------------|-------------------------|---------------------------|
| ٢٠٢٠ | ٨٤٥٤,٣ | ٢٨٠٥٨,٨ | ١٩٦٠٥ | ٢٢٦,٣٨٢ | ٢٧٩,٢٩٤ | ٥٤٧٥,٥٦ |
| ٢٠٢١ | ٨٣٦٥,٥ | ٢٠٧٨٠,٧ | ١٢٤١٥ | ٢٢٩,٣٨٨ | ٢٧٠,٢٩٧ | ٣٣٥٥,٧٤ |
| ٢٠٢٢ | ٨٢٩٠,٢ | ٢٠٨٨٢,٦ | ١٢٥٩٢ | ٢٣٢,٠٦١ | ٢٦٢,٨٠٥ | ٣٣٠٩,٢٤ |
| ٢٠٢٣ | ٨٢٢٦,٣ | ٢٠٨٩٤,٤ | ١٢٦٦٨ | ٢٣٤,٤٣٦ | ٢٥٦,٥٦٨ | ٣٢٥٠,٢٠ |
| ٢٠٢٤ | ٨١٧٢,٢ | ٢٠٩٠٦,٣ | ١٢٧٣٤ | ٢٣٦,٥٤٨ | ٢٥١,٣٧٥ | ٣٢٠١,٠١ |
| ٢٠٢٥ | ٨١٢٦,٢ | ٢٠٩١٨,٢ | ١٢٧٩٢ | ٢٣٨,٢٤٦ | ٢٤٧,٠٥٠ | ٣١٦٠,٢٦ |

المصدر: نتائج التحليل بالبحث.

التوصيات:

٢- يجب الأخذ في الاعتبار الزيادة المضطربة في

الاستهلاك القومي من القمح نتيجة زيادة السكان والاستخدامات الأخرى سواء في الصناعة أو غيرها، حيث تبين من نتائج البحث من المتوقع أن يصل الاستهلاك حوالي ٢١ مليون طن بحلول عام ٢٠٢٥، ومن ثم يجب توفير البدائل لسد الفجوة التي ستنشأ في ذلك العام والمتوقع أن تصل الى حوالي ١٢,٧٩ مليون طن، وكذلك السيناريوهات المتوقعة بالفجوة مستقبلاً وبناء الخطط السليمة التي تراعي تقليل هذه الفجوة.

٤- مراعاة وضع أسعار مزرعية قريبة من مثيلتها الاستيرادية وتقديم دعم يمثل الفرق بين هذه الأسعار لصالح المزارع المصري.

٥- انشاء قاعدة بيانات عن الوضع المستقبلي للزراعة تساعد متخذي القرار في رسم السياسات المختلفة والتي تعود بالنفع على الدولة.

في ضوء نتائج البحث، فإنه يمكن التوصل وصياغة بعض التوصيات الهامة التي تفيد متخذي القرار، والقائمين على السياسة الزراعية بصفة عامة، وفيما يتعلق بمحصول استراتيجي يُعد أمن قومي في مصر، وهي كالاتي:

١- وضع السياسات الهادفة إلى دراسة الأسعار العالمية بصفة مستمرة وكذلك أسواق القمح في الدول المُصدرة لاختيار أقل الأسعار، كما يجب الأخذ في الاعتبار التغيرات التي تحدث في سعر الاستيراد، حيث أظهرت النتائج أنه من المتوقع أن يصل إلى حوالي ٢٤٧,٠٥٠ دولار للطن في عام ٢٠٢٥، وبالتالي من المتوقع أن تصل قيمة الواردات إلى حوالي ٣,٢ مليار دولار، وبالتالي يجب على متخذي القرار وواضعي السياسة الاقتصادية الزراعية في مصر أخذ هذه التوقعات بأهمية في بناء السياسة الاقتصادية الزراعية المتعلقة بإنتاج واستيراد محصول القمح.

معتز عليو مصطفى أحمد (دكتور)، استخدام نماذج ARIMA للتنبؤ بالمتغيرات الاقتصادية لمحصول الذرة في مصر، المجلة السورية للبحوث الزراعية، المجلد (٧)، العدد (٤)، أغسطس، ٢٠٢٠.

وزارة الزراعة واستصلاح الأراضي، قطاع الشؤون الاقتصادية، نشرة الإحصاءات الزراعية، أعداد متفرقة.

Ahmadzai, M., Karim and Eliw, Moataz (2019). Using ARIMA Models to Forecasting of Economic Variables of Wheat Crop in Afghanistan, Asian Journal of Economics, Business and Accounting. 13(4), 1-12.

Box, Gwilym M. Jenkins and Gregory C. Reinsel (1994). Time Series Analysis: Forecasting and Control 3rd ed, prentice hall inc. New Jersey USA.

C. Chatfield, The Analysis of Time Series: An Introduction. CRC Press, 2016.

Dickey, David and Wayne A. Fuller (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. Econometric, 49(4): 1057-1072.

Frain, J. (1992). Lecture Notes on Univariate Time Series Analysis and Box Jenkins Forecasting, Economic Analysis, Research and Publications.

G. Schwartz (1978). Estimating the Dimension of a Model, Annals of Statistics. 5(2): 461-464.

Granger, C. W. P. Newbold. (1986). Forecasting Economic Time Series, Academic Press.

Kirchgässner, G. J. Wolters and U. Hassler. (2013). Univariate Stationary Processes, in Introduction to Modern Time Series Analysis, Springer, Berlin, Heidelberg, 27-93. https://doi.org/10.1007/978-3-642-33436-8_2

Young, W. L. (1977). The Box-Jenkins Approach to Time Series Analysis and Forecasting: Principles and Applications, RAIRO-Operations Research- Recherche Opérationnelle, 11 129-143. <https://doi.org/10.1051/ro/1977110201291>

المراجع

أبو ذر يوسف على (دكتور)، عادل موسى يونس (دكتور)، استخدام السلاسل الزمنية للتنبؤ بإنتاجية الصمغ العربي في سوق محاصيل الأبييض في الفترة (١٩٦٠-٢٠١٢)، مجلة البحث العلمي للعلوم والآداب جامعة الدلنج، المجلد (١٠)، العدد (١٥)، ٢٠١٤.

أحمد حسين بتال العاني (دكتور)، استخدام نماذج أريما ARIMA في التنبؤ الاقتصادي، مجلة العلوم الإنسانية والاقتصادية جامعة الأنبار المجلد (٦)، العدد (١)، ٢٠٠٥.

أمل كامل عيد (دكتورة)، فتحية فريد عبد الله (دكتورة)، دراسة اقتصادية لاستجابة عرض محصول القمح في مصر، المجلة المصرية للاقتصاد الزراعي، المجلد (٢٥)، العدد (١)، مارس، ٢٠١٥.

الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، نشرة التجارة الخارجية، أعداد متفرقة.

سناء جمال الدين جابر (دكتور)، استخدام نماذج السلاسل الزمنية المتحركة للتنبؤ بأسعار أهم المحاصيل الحقلية، مجلة المنصورة للعلوم الزراعية، المجلد (٨)، العدد (٨)، ٢٠١٧.

فاطمة عباس فهمي (دكتورة)، منى كمال رياض (دكتورة)، حسن عبد الله جريدة (دكتور)، نموذج قياسي لسوق القمح العالمي، المجلة المصرية للاقتصاد الزراعي، المجلد (٢٥)، العدد (١)، مارس، ٢٠١٥.

ABSTRACT

Using Moving Time Series Models to Forecast of Economic Variables of Wheat in Egypt

Moataz Eliw and Eman Ramadan

Egypt has been suffering from an absolute shortage of wheat production and supplies for domestic consumption, which has affected the overall food security situation in the country. As a result, the government relies heavily on wheat imports to compensate for the shortage of domestic supplies. This study was designed to study the economic indicators of wheat in Egypt and predict the economic variables to estimate the apparent gap and the value of imports of wheat to provide some recommendations can be help the decision-makers and agricultural policy-makers related to wheat in Egypt. To achieve the objectives of

the study we applied a moving time-series models (ARIMA), and the results of forecasting economic variables of wheat in Egypt, which were statistically confirmed according to several related tests, showed that the total production of wheat in 2025 is expected to reach 8.2 million tons, while the total consumption is expected to reach 21.1 million tons, and therefore the apparent gap for wheat in Egypt will reach 12.9 million tons.

Keywords: Wheat Crop, Production, Consumption, ARIMA Models, Egypt.