

التنبؤ بالمتغيرات الاقتصادية للقمح في مصر باستخدام نماذج السلاسل الزمنية المتحركة

معتز عليو مصطفى

د/ سرحان احمد سليمان

معهد بحوث الاقتصاد الزراعي - مركز البحوث الزراعية - قسم الاقتصاد الزراعي - كلية الزراعة - جامعة الأزهر بأسبوط

Received : 16 / 6 / 2021 ,

Accepted : 29 / 10 / 2021

المستخلص :

تعاني مصر من عدم كفاية الإنتاج المحلي للاستهلاك الكلي للقمح، فقد بلغ متوسط كمية الفجوة الظاهرة للقمح في مصر نحو ٧,٢ مليون طن، كما بلغ متوسط قيمة الواردات المصرية للقمح نحو ١,٦ مليار دولار كمتوسط للفترة ٢٠٠٠-٢٠١٧، ويعتبر تقدير الفجوة الحالية، والاحتياجات المستقبلية من المحصول من أهم الأدوات التي قد تساعد في وضع الخطط لسد الفجوة وتوفير المبالغ المالية اللازمة لذلك. ويستهدف البحث بصفة رئيسية التنبؤ بالمتغيرات الاقتصادية لمحصول القمح في مصر من خلال تحديد أفضل الأساليب القياسية المستخدمة في التنبؤ، وهي أساليب التنبؤ المتحركة لقياس حركة المتغير التابع والتنبؤ به في المستقبل، حيث يعتبر التنبؤ الاقتصادي من المواضيع التي تكتسب أهمية كبيرة إذ من خلاله يمكن لأصحاب القرار من رسم السياسات الاقتصادية والاجتماعية للفترات القادمة. ومن نتائج التحليل كان أبرز النتائج انه من المتوقع ان يصل الإنتاج المصري من القمح في الاعوام ٢٠٢٠، ٢٠٢١، ٢٠٢٢ نحو ٨,١٧، ٨,١٢، ٨,٠٧ مليون طن، في حين من المتوقع ان يصل الاستهلاك المصري من المحصول في نفس الاعوام نحو ٢٤,٤٨، ٢٤,٥٢، ٢٤,٥٥ مليون طن، وبالتالي ستكون كمية الفجوة الظاهرة للقمح في مصر نحو ١٦,٣١، ١٦,٤، ١٦,٤٨ مليون طن. وبالتالي من المتوقع ان تكون قيمة الواردات المصرية من القمح نحو ٣,٤٩٥، ٣,٤٩٧، ٣,٤٩٩ مليار دولار في هذه الأعوام لكل منها على الترتيب. ويوصى البحث بإنشاء قاعدة بيانات عن الوضع المستقبلي للزراعة المصرية تساعد متخذو القرار في رسم السياسات الزراعية المختلفة، واجراء المزيد من الدراسات في مجال التنبؤ للمحاصيل الزراعية المختلفة وخاصة الاستراتيجية منها كالقمح، وبنودها المتنوعة من أسعار و انتاج وتصدير واستيراد وعمالة زراعية واجور واستثمار والاستفادة من نتائج التنبؤ في المفاضلة في استعمال المدخلات الزراعية والاحلال بين عوامل الانتاج الزراعي وتوزيع المحاصيل الزراعية المعدة للاستهلاك.

الكلمات المفتاحية: محصول القمح، نموذج اريما، الإنتاج، الاستهلاك.

المقدمة:

يعد محصول القمح من أهم محاصيل الحبوب الإستراتيجية العالمية حيث تشكل مصدراً غذائياً لأكثر من ٦٥% من سكان العالم (بتال، ٢٠٠٤). ويعتمد الملايين في جميع أنحاء العالم وخاصة في مصر على الأغذية التي تصنع من حبوب القمح، كما يعد محصول القمح من محاصيل الحبوب الرئيسية في مصر وذلك لأهميته في غذاء الانسان، ونظراً للأهمية الإستراتيجية لذلك المحصول في ظل الموارد المتاحة فيعد التنبؤ بالمتغيرات الاقتصادية له من الأساليب الهامة التي يهتم بها متخذي القرار مما يساعدهم على المفاضلة في استعمال المدخلات الزراعية والإحلال بين عوامل الإنتاج الزراعي وتوزيع المحاصيل الزراعية المعدة للاستهلاك.

ويتطلب استقراء أي متغير في المستقبل التعرف على التغيرات المتوقعة في المتغيرات الاقتصادية خلال السنوات القادمة، حيث أصبح الإتجاه العام في الأبحاث والدراسات الاقتصادية هو استخدام طرق القياس الكمية ووسائل الإقناع الإحصائية وذلك لتحديد الخصائص وإبراز الإتجاهات العامة للظواهر الاقتصادية والإجتماعية والإدارية وتحليل العلاقات المتشابهة والمتبادلة بين الظواهر على أساس موضوعي غير متحيز.

التنبؤ بالمتغيرات الاقتصادية للقمح في مصر باستخدام نماذج السلاسل الزمنية المتحركة ١٣٧٠

وعلم الإحصاء يعطى العديد من الطرق والأساليب اللازمة للقيام بالدراسات والأبحاث على أساس من القياس لحركة العديد من المتغيرات المحددة للظواهر موضوع الدراسة. (جابر، ٢٠١٧)

وتعتبر السلاسل الزمنية من أهم الأساليب الإحصائية الحديثة التي يمكن من خلالها معرفة 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، ٢٠١٢). 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. والى الآن لا يزال استخدام أساليب التنبؤ الساكنة ومنها تحليل الاتجاه الخطي، والوسط المتحرك، والتمهيد الأسى هي المستخدمة في عملية الإستقراء. إلا أنه تم التوصل الى أساليب متحركة للتنبؤ حيث بدأت باستخدام المعادلات لقياس حركة المتغير التابع والتنبؤ به في المستقبل، حيث تعتمد بدرجة عالية على شرح سلوك ذلك المتغير.

مشكلة البحث:

يعتبر القمح من أهم المحاصيل الغذائية في مصر، سواء لاستخدامه في الاستهلاك للسكان ويقوم عليه بعض الصناعات، وتعاني مصر من عدم كفاية الإنتاج المحلي للاستهلاك الكلي، ووجود فجوة كبيرة، تجعل الدولة تستورد كميات كبيرة لسد هذه الفجوة، وبالتالي تكلف الاقتصاد المصري مبالغ نقدية بالعملة الصعبة، 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. ولا يزال استخدام أساليب التنبؤ الساكنة هي الطرق المستخدمة في عملية الإستقراء، حيث يؤخذ على أساليب التنبؤ الساكنة أن التنبؤ بالمتغيرات الاقتصادية يكون مطرداً سواء بالزيادة أو النقص عبر الزمن، وهذا في الواقع غير صحيح لأن أى متغير اقتصادي يتعرض للعديد من الظروف تجعله لا يأخذ إتجاهاً متزايداً أو متناقصاً بصورة مطردة ومستمرة، هذا بجانب أن معظم تلك الأساليب يكون صالح للتنبؤ لمدة عام واحد، إلا أنه تم التوصل الى أساليب متحركة للتنبؤ لقياس حركة المتغير التابع والتنبؤ به في المستقبل، بالإضافة الى شرح سلوك وقياس حركة المتغير.

هدف البحث:

يستهدف هذا البحث بصفة رئيسية التنبؤ بالمتغيرات الاقتصادية لمحصول القمح في مصر من خلال تحديد أفضل الأساليب القياسية المستخدمة في التنبؤ، والتي تضمنت الإنتاج، الاستهلاك، السعر المزرعي، السعر العالمي، سعر الحدود، سعر الاستيراد، وكذلك الفجوة الظاهرة وقيمة الواردات للقمح، وذلك خلال الفترة الزمنية (٢٠٠٠ - ٢٠١٧)، للتنبؤ بقيم هذه المتغيرات في الفترة (٢٠١٨ - ٢٠٢٢)، حيث يعد محصول القمح من أهم المحاصيل الحقلية في مصر من حيث استخدامه في الاستهلاك الذاتي للسكان فضلاً عن مناسبة زراعته مع الظروف البيئية المختلفة. ووصولاً لهذا الهدف فقد استهدف البحث دراسة الأهداف الآتية:

- ١- التعرف على الوضع الراهن للمؤشرات الاقتصادية للقمح في مصر، ومدى تطورها الزمني.
- ٢- استخدام الطرق القياسية الحديثة للتنبؤ بالمتغيرات الاقتصادية للقمح في مصر في المستقبل وذلك لمعرفة تحركات السلاسل الزمنية لتلك المتغيرات عبر الزمن، ولقد تم استخدام بعض أساليب التنبؤ المتحركة.
- ٣- تقدير الفجوة الظاهرة للقمح في مصر وقيمة الواردات المصرية للقمح في الفترة (٢٠١٨ - ٢٠٢٢).
- ٤- وضع أهم التوصيات التي قد تفيد متخذي القرار وواضعي السياسة الزراعية المتعلقة بالقمح في مصر من خلال تقدير والتنبؤ بأهم المؤشرات الاقتصادية بالقمح باعتباره من أهم محاصيل الأمن الغذائي المصري، والذي يكلف الدولة مبالغ كبيرة في استيراده لسد الفجوة بين الإنتاج والاستهلاك.

الطريقة الإحصائية:

اعتمد البحث في تحقيق أهدافه على كل من التحليل الوصفي والكمي، وعلى وجه التحديد تم استخدام الأساليب البحثية الآتية:
 أولاً: معادلات الاتجاه الزمني العام: وذلك في التعرف على تطور ونمو المتغيرات الاقتصادية المتعلقة بالقمح في مصر.

ثانياً: التنبؤ بالمتغيرات الاقتصادية المختلفة المتعلقة بالقمح في مصر باستخدام بعض أساليب التنبؤ المتحركة: يوجد العديد 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 كآلاتي:

١. التنبؤ باستخدام أسلوب بوكس - جينكنز (Box, George, Gwilym M. Jenkins, 1994): ويوجد أربع خطوات لا بد من إتباعها لاستخدام أسلوب B-J^(١) في التنبؤ كآلاتي:

التعريف "Identification": حيث يتم التعرف على رتب p, d, q لنموذج ARIMA حتى يمكن صياغة عدد من النماذج الأكثر ملائمة^(٢)، باستخدام الأشكال البيانية للسلاسل الزمنية، وكل من دالة الارتباط الذاتي (ACF) Autocorrelation Function، ودالة الارتباط الذاتي الجزئي Partial Autocorrelation Function (PACF)، بالإضافة إلى العديد من اختبارات الاستقرار Tests of Stationary كآلاتي:
 إحصائية Q "Q-Statistic": لكل من Box & Pierce وهي كآلاتي:

$$Q = n \sum_{k=1}^m \hat{P}_k^2$$

حيث:

M = عدد الفجوات = N = حجم العينة

وتتبع Q توزيع مربع كاي وتصلح للسلاسل الكبيرة، وإذا كانت Q المحسوبة أكبر من الجدولية يتم رفض فرض العدم (معاملات الارتباط الذاتي مساوية للصفر والسلسلة غير مستقرة) والعكس صحيح^(٣).
 إحصائية LB "Ljung-Box Statistic": وهي تتبع توزيع مربع كاي وهي كآلاتي:

$$LB = n(n+2) \sum_{k=1}^m \left(\frac{\hat{P}_k^2}{n-k} \right)$$

وتصلح للسلاسل الصغيرة والكبيرة الحجم.

٢. اختبار جذر الوحدة للاستقرار "The Unit Root test of stationary": إذا كان نموذج

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى (1) AR كآلاتي:

حيث: $\varepsilon_t =$ حد الخطأ^(١)، فإذا كانت $\rho = 1$ فإن المتغير Y_t له جذر الوحدة ويعاني عدم الاستقرار^(٢)

كآلاتي:

(1) Box- Jenkins (B-J).

(2) يوجد العديد من النماذج التي تصف السلسلة الزمنية المستقرة لعل أهمها: أ- الانحدار الذاتي Autoregressive (AR) حيث: $Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + U_t$ في الدرجة الأولى وإذا كان من الدرجة p فإنه يكون AR (P). ب- المتوسط المتحرك Moving Average، حيث: $Y_t = \mu + \beta_0 U_t + \beta_1 U_{t-1}$ في حالة الدرجة الأولى وإذا كان من الدرجة (q) فإنه يكون MA (q). ج- انحدار ذاتي ومتوسط متحرك Autoregressive and Moving Average ARMA حيث: $Y_t = \mu + \alpha Y_{t-1} + \beta_0 U_t + \beta_1 U_{t-1}$ في حالة الدرجة الأولى وبصفة عامة يكتب ARMA (p,q). د- الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك المتكامل Autoregressive and Integrated Moving Average (ARIMA) ويتصف بثلاث رتب هي ARIMA (p, d, q) حيث تشير d إلى درجة الفروق ويأخذ الصيغة الآتية: $\Delta Y_t = \lambda \Delta Y_{t-1} + \beta_0 U_t + \beta_1 U_{t-1}$ في حالة الدرجة الأولى.
 (3) تشير معنوية الإحصائية إلى عدم استقرار السلسلة.

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

$$\Delta Y_t = \lambda Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

حيث: $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ ، $\lambda = \rho - 1$ ، ويكون

$$H_0: \rho = 1 \text{ or } \lambda = 0$$

$$H_1: \rho < 1 \text{ or } \lambda < 0$$

فرض العدم وتكون السلسلة غير مستقرة

والفرض البديل وتكون السلسلة مستقرة

ومن أهم الاختبارات التي تستخدم في إختبار جذر الوحدة:

٣. إختبار ديكي فولار "Dickey – Fuller": حيث يتم إجراء ثلاث صيغ كالآتي (Dicky, David, 1981):

- Simple Random Walk: وهي لا يوجد بها حد ثابت أو اتجاه زمني كالآتي: $\Delta Y_t = \lambda Y_{t-1} + \varepsilon_t$
 - Random Walk With drift: حيث يوجد حد ثابت ولا يوجد اتجاه زمني كالآتي: $\Delta Y_t = \alpha + \lambda Y_{t-1} + \varepsilon_t$
 - Random Walk With drift and Trend: وجود ثابت واتجاه كالآتي: $\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 T + \lambda Y_{t-1} + \varepsilon_t$
- ثم يتم حساب τ كالآتي:

$$or = \frac{\hat{\lambda} - 0}{S_{\hat{\lambda}}} \quad \tau = \frac{\hat{\rho} - 1}{S_{\hat{\rho}}}$$

حيث $S_{\hat{\rho}}, S_{\hat{\lambda}}$ عبارة عن الأخطاء المعيارية.

- مقارنة τ المحسوبة مع الجدولية^(٣)، فإذا كانت المحسوبة < الجدولية يتم قبول الفرض البديل والعكس صحيح^(٤).

٤. إختبار ديكي فولار الموسع "Augmented Dickey– Fuller": تتمثل الخطوات في:

- تقدير الصيغة الثالثة: حيث يوجد حد ثابت أو إتجاه زمني كالآتي:

$$\rho_j \Delta Y_{tj} + \varepsilon_t \sum_{j=1}^{\alpha} \Delta Y_t = \alpha + BT + \lambda Y_{t-1} +$$

$$H_0: \lambda = 0 \quad \text{or } \rho = 1, \quad \alpha = 0, \beta = 0$$

$$H_1: \lambda < 0 \quad \text{or } \rho < 1, \quad \alpha \neq 0, \beta \neq 0$$

فرض العدم:

الفرض البديل:

حيث يتم حساب τ كالآتي:

$$\tau_{\lambda} = \frac{\hat{\lambda}}{S_{\hat{\lambda}}}, \quad \tau_{\alpha} = \frac{\hat{\alpha}}{S_{\hat{\alpha}}}, \quad \tau_{\beta} = \frac{\hat{\beta}}{S_{\hat{\beta}}}$$

فإذا كانت τ_{λ} المحسوبة < الجدولية^(٥) يقبل الفرض البديل والسلسلة مستقرة ويتم التوقف عند هذه الخطوة، وإذا كان العكس يقبل فرض العدم ويتم إختبار إذا كانت τ_{β} المحسوبة > الجدولية يقبل فرض العدم ويتم في هذه الحالة تقدير الصيغة الثانية، وإذا كان العكس يرفض فرض العدم ويتم إختبار τ_{λ} باستخدام إختبار t (أى في ظل التوزيع الطبيعي)، فإذا كانت t_{λ} المحسوبة < الجدولية يرفض فرض العدم ويتم التوقف عند هذه النقطة، وإذا كان العكس يتم تقدير الصيغة الثانية.

- تقدير الصيغة الثانية: حيث أنها تحتوي على حد ثابت فقط كالآتي:

$$\rho_j \Delta Y_{tj} + \varepsilon_t \sum_{j=1}^k \Delta Y_t = \alpha + \lambda Y_{t-1} +$$

$$H_0: \lambda = 0 \quad \text{or } \rho = 1, \quad \alpha = 0$$

$$H_1: \lambda < 0 \quad \text{or } \rho < 1, \quad \alpha \neq 0$$

فرض العدم:

الفرض البديل:

(1) إذا كان وسطه الحسابي = صفر، وتباينه ثابت، قيمة غير مرتبطة فإن يسمى White Noise Error Term.

(2) تعرف السلسلة في هذه الحالة باسم Random Wake Time Series.

(3) من الجداول التي اعدتها D-F، وتم المقارنة بالقيم المطلقة (بغض النظر عن الإشارة).

(4) لا يصبح هذا الإختبار ملائماً إذا وجدت مشكلة Serial Correlation في حد الخطأ.

(5) من جداول ديكي- فولار.

حيث يتم حساب قيمة τ كما سبق، فإذا كانت τ_λ المحسوبة < الجدولية يقبل الفرض البديل وتكون السلسلة مستقرة ويتم التوقف عند هذه الخطوة وإذا كان العكس يتم قبول فرض العدم، ويتم إختبار τ_α المحسوبة > الجدولية يقبل فرض العدم ويتم في هذه الحالة تقدير الصيغة الأولى، وإذا كان العكس يرفض فرض العدم والسلسلة مستقرة ويتم إختبار τ_λ باستخدام إختبار t فإذا كانت t_λ المحسوبة < الجدولية يرفض فرض العدم والسلسلة مستقرة ويتم التوقف عند هذه النقطة، ومع العكس يتم تقدير الصيغة الأولى.

- تقدير الصيغة الأولى: حيث لا تحتوي على حد ثابت أو اتجاه زمني كالآتي:

$$\rho_j \Delta Y_{t+j} + \varepsilon_t \sum_{j=1}^k \Delta Y_t = \lambda Y_{t-1} +$$

$$H_0: \lambda = 0 \quad \text{or} \quad \rho = 1$$

$$H_1: \lambda < 0 \quad \text{or} \quad \rho < 1$$

فرض العدم:

الفرض البديل:

وبتقدير قيم τ كما سبق، فإذا كانت τ_λ المحسوبة < الجدولية يقبل الفرض البديل وتكون السلسلة مستقرة ويتم التوقف عند هذه الخطوة، وإذا كان العكس يتم أخذ الفروق الأولى لجعل السلسلة مستقرة والتأكد بإعادة الإختبار السابق.

٥. التقدير "Estimation": حيث يتم تقدير النماذج المعرفة سابقاً ثم يتم الإختبار بينها وفقاً لأي من المعايير الآتية:

$$\text{Akaike Information Criterion (AIC)} = T \ln \sigma^2(m) + 2m$$

$$\text{Schwartz Information Criterion (SIC)} = T \ln \sigma^2(m) + m(\ln T)$$

$$\text{Hannan\&Quinn (HQ)} = T \ln \sigma^2(m) + (m)c(\ln \ln T)$$

حيث: T عدد المشاهدات، m عدد معالم الانحدار، $\sigma^2(m) = \text{RSS}(m)/T$ ، علماً بأن مجموع مربعات الخطأ. ويتم اختيار النموذج الأقل في قيمة هذه المعايير، حيث أن النموذج الأقل في قيمة هذه المعايير يعتبر النموذج الأفضل للتنبؤ به.

٦. الفحص التشخيصي "Diagnostic Checking": حيث يتم فحص النماذج السابق تقديرها

للتعرف على النموذج الأكثر ملائمة لوصف البيانات موضع الدراسة، وذلك بالحصول على PACF, ACF لبواقي (e_i) النماذج المقدره فإذا كانت داخل حدود الثقة يكون النموذج ملائماً. (H. Akaike, 1969)

٧. التنبؤ "Forecasting": حيث يتم باستخدام النموذج الأكثر ملائمة إجراء التنبؤ للفترة الزمنية

المطلوبة، مع التأكد من مقدرة النموذج الأكثر ملائمة على التنبؤ من خلال عدة معايير كالآتي: (Godfrey, L, 1978)

- متوسط مربع الخطأ "Mean Squared Error (MSE)": (G. Schwartz, 1978)

$$MSE = \frac{\sum (Y_f - Y_a)^2}{n - K}$$

حيث: Y_a = القيمة الفعلية للمتغير التابع. Y_f = القيمة المتوقعة للمتغير التابع.

n = عدد المشاهدات. K = عدد المعلمات المقدره في نموذج التنبؤ.

وبحساب المعادلة لعدد من النماذج يكون النموذج الأفضل في التنبؤ هو الذي له أقل متوسط لمربعات الخطأ. مصادر البيانات:

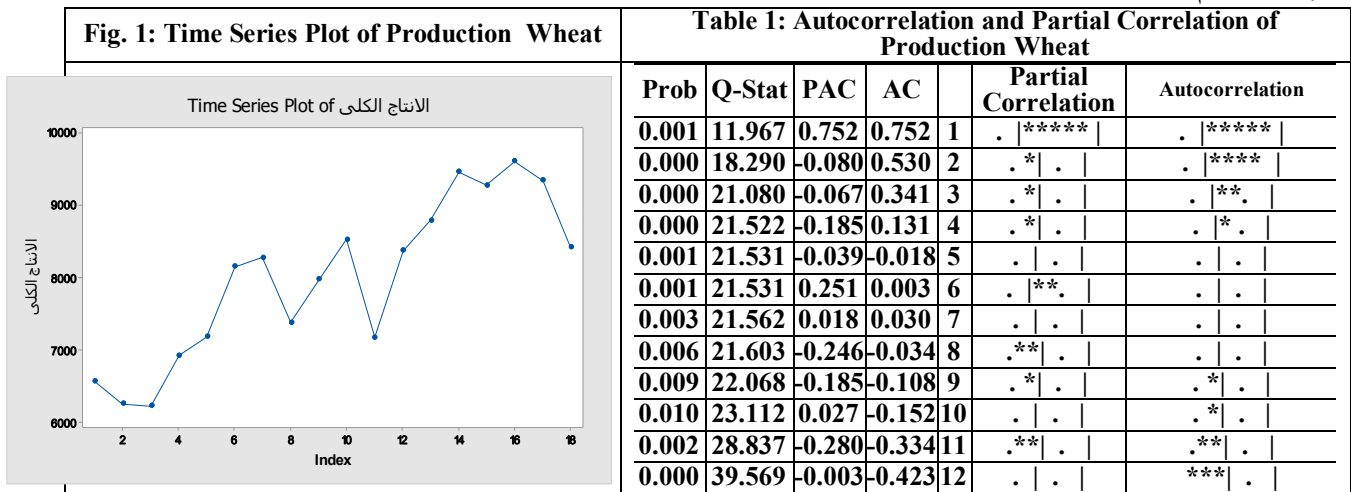
إعتمد البحث بصفة أساسية على البيانات الثانوية المنشورة وغير المنشورة والتي تم الحصول عليها من الجهات المختلفة مثل وزارة الزراعة واستصلاح الأراضي والجهات التابعة لها، والجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، معهد التخطيط القومي، منظمة الأغذية والزراعة، وموقع البنك الدولي، وبعض المواقع المتخصصة للبيانات، هذا بالإضافة إلى بعض المراجع والدراسات المعنية بموضوع الدراسة.

النتائج البحثية ومناقشتها

(١): الإنتاج الكلي للقمح في مصر:

بدراسة تطور الإنتاج الكلي من القمح خلال فترة الدراسة (٢٠٠٠-٢٠١٧)، كما في الجدول رقم (١) بالملحق، تبين انه تراوح بين حد ادنى بلغ نحو ٦٢٢٥ الف طن في عام ٢٠٠٠، وحد اقصى بلغ نحو ٩٦٠٨ الف طن في عام ٢٠١٥، وبلغ الفرق بين الحدين الأقصى والادنى نحو ٣٣٨٣ الف طن، أي ان الحد الأدنى بلغ نحو ٦٤,٨% من الحد الأقصى لكمية الإنتاج من المحصول، مما يوضح تذبذب وتغير الإنتاج المصري من المحصول بشكل كبير، وبمتوسط بلغ نحو ٧٩٩٣,٧ الف طن، ويتضح كما في الجدول رقم (٢)، بالملحق، انه يتغير بمقدار سنوي متزايد معنوي احصائياً بلغ نحو ١٧٨,٨١ الف طن، وتزايد الإنتاج الكلي من القمح خلال نفس الفترة بمعدل نمو بلغ نحو ٢,٢٤%.

ويبين الشكل رقم (١) 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 السلسلة غير مستقرة في المتوسط، وباستخدام دالتى الارتباط الذاتى (ACF) Autocorrelation function، والارتباط الجزئى Partial Correlation للكشف على إستقرار السلسلة الزمنية، حيث تظهر بيانات الجدول رقم (١) معنوية قيمة الارتباط الذاتى والارتباط الجزئى مما يشير الى أن السلسلة الزمنية غير ساكنة. وبإجراء اختبار جذر الوحدة Dickey-fuller – Unit Root Tests يتضح من الجداول (٢، ٣، ٤) والخاصة اختبار ديكي فولر لجذر الوحدة للإنتاج الكلي لمحصول القمح في مصر خلال نفس الفترة عدم وجود استقرار بالسلسلة الزمنية حيث أن قيمة (ADF) وقيمة اختبار (T) غير معنوية سواء بدون إستخدام الجزء الثابت والإتجاه العام، أو بإستخدام الجزء الثابت وبدون إتجاه، أو بإستخدام الجزء الثابت والإتجاه العام.



المصدر: جدول رقم (١) بالملحق.

Table 2: Augmented Dickey-Fuller test statistic, Null Hypothesis: PRO_W has a unit root Exogenous: None Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)	Table 3: Augmented Dickey-Fuller test statistic, Null Hypothesis: PRO_W has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)	Table 4: Augmented Dickey-Fuller test statistic, Null Hypothesis: PRO_W has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)												
<table border="1"> <tr><td>t-Statistic</td><td>Prob.*</td></tr> <tr><td>0.423853</td><td>0.7939</td></tr> </table> <p>Test critical values: -2.708094 at 1% level, -1.962813 at 5% level, -1.606129 at 10% level</p>	t-Statistic	Prob.*	0.423853	0.7939	<table border="1"> <tr><td>t-Statistic</td><td>Prob.*</td></tr> <tr><td>-1.626087</td><td>0.4485</td></tr> </table> <p>Test critical values: -3.886751 at 1% level -3.052169 at 5% level -2.666593 at 10% level</p>	t-Statistic	Prob.*	-1.626087	0.4485	<table border="1"> <tr><td>t-Statistic</td><td>Prob.*</td></tr> <tr><td>-2.670137</td><td>0.2585</td></tr> </table> <p>Test critical values: -4.616209 at 1% level -3.710482 at 5% level -3.297799 at 10% level</p>	t-Statistic	Prob.*	-2.670137	0.2585
t-Statistic	Prob.*													
0.423853	0.7939													
t-Statistic	Prob.*													
-1.626087	0.4485													
t-Statistic	Prob.*													
-2.670137	0.2585													

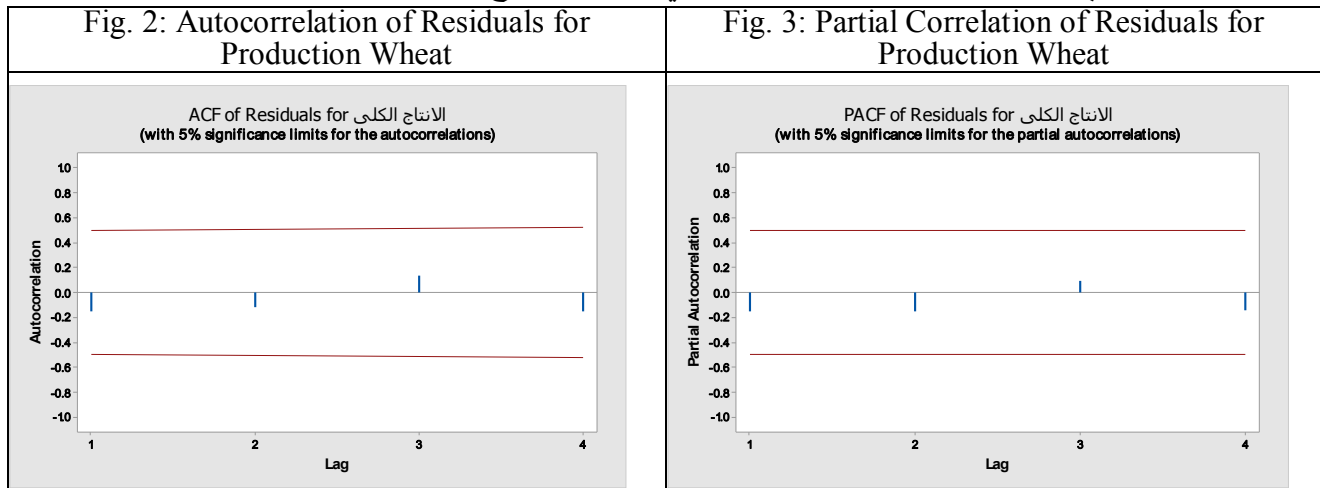
المصدر: جدول رقم (١) بالملحق.

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

Type	Coef	SE Coef	T-Value	P-Value
AR 1	0.842	0.144	5.85	0.000
Constant	1234	159	7.76	0.000
Mean	7808	1006		

المصدر: جدول رقم (١) بالملحق.

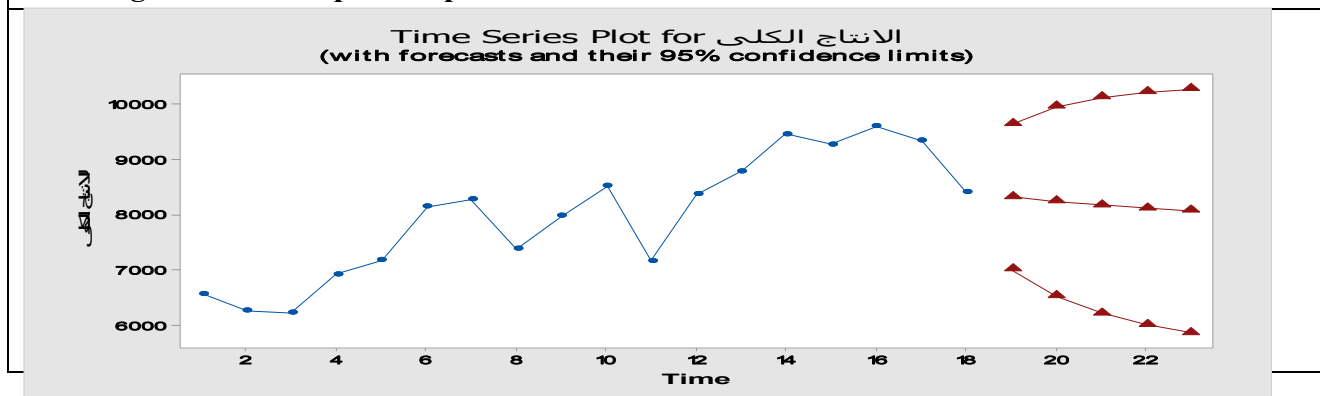
ومن خلال الفحص التشخيصي "Diagnostic Checking" وذلك بالحصول على PACF, ACF لبواقي (ei) النماذج المقدره تبين أنها داخل حدود الثقة، حيث يتضح من الشكلين (٢، ٣)، أنها تعطي أنماط الضجة البيضاء أي أنها غير مترابطة ومستقلة وبالتالي يكون النموذج ملائماً.



وباستخدام النموذج الأكثر ملائمة والسابق تقديره يتم إجراء التنبؤ Forecasting لفترة ٥ سنوات، مع التأكد من مقدرة النموذج الأكثر ملائمة على التنبؤ، كما في الجدولين رقمي (٦، ٧)، والشكل رقم (٤)، كالآتي: تبين من النتائج انه من المتوقع ان يصل الإنتاج المصري من القمح الى نحو ٨,٠١، ٨,١٢، ٨,١٧ مليون طن في الأعوام ٢٠٢٠، ٢٠٢١، ٢٠٢٢ لكل منها على الترتيب.

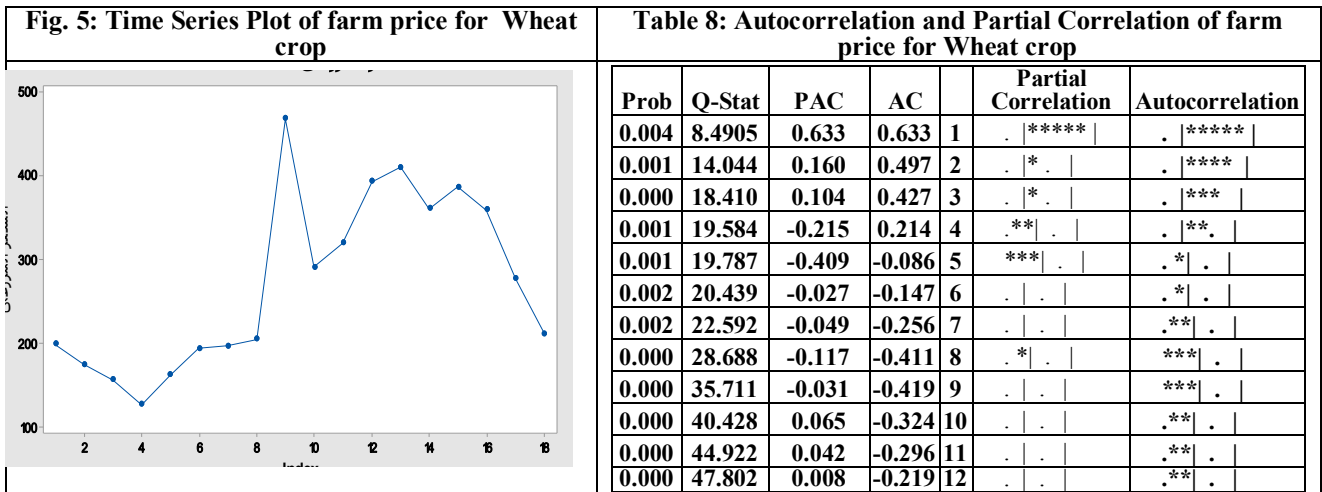
Table6: Forecasts from period 2018-2022 95% Limits				Table7: Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square Statistic Forecasts from period 2018-2022, 95% Limits				
Period	Forecast	Lower	Upper	Lag	12	24	36	48
2018	8324.21	7006.84	9641.6	Chi-Square	8.90	*	*	*
2019	8242.71	6520.57	9964.8	DF	10	*	*	*
2020	8174.09	6215.02	10133.2	P-Value	0.542	*	*	*
2021	8116.32	6005.32	10227.3					
2022	8067.67	5855.29	10280.0					

Fig.4:time series plot for production of wheat with forecasts 95% confidence limits



(٢): السعر المزرعي للقمح في مصر:

يتضح من دراسة تطور السعر المزرعي للقمح في مصر خلال فترة الدراسة، كما في الجدول رقم (١) بالملحق، تبين انه تراوح بين حد ادنى بلغ نحو ١٢٦,٩ دولار للطن في عام ٢٠٠٣، وحد اقصى بلغ نحو ٤٦٨,٥ دولار للطن في عام ٢٠٠٨، وبلغ الفرق بين الحدين الأقصى والادنى نحو ٣٤١,٦ دولار للطن، أي ان الحد الأدنى بلغ نحو ٢٧,١% من الحد الأقصى للسعر المزرعي للمحصول، وبمتوسط بلغ نحو ٢٧١,٦ دولار للطن، ويتضح كما في الجدول رقم (٢)، بالملحق، انه يتغير بمقدار سنوي متزايد معنوي احصائياً بلغ نحو ١٢,٠٧ دولار طن، وتزايد بمعدل نمو بلغ نحو ٤,٤٥%. وببين الشكل رقم (٥) تطور السعر المزرعي لمحصول القمح خلال فترة الدراسة، حيث يتضح أن السلسلة متزايدة مع مرور الزمن فضلاً عن وجود بعض الإنخفاضات الكبيرة التي تتكرر على فترات زمنية مختلفة ويظهر من الشكل إحصائية أن السلسلة غير مستقرة في المتوسط، وباستخدام دالتى الارتباط الذاتى (Autocorrelation function (ACF)، الارتباط الجزئى Partial Correlation للكشف على استقرار السلسلة الزمنية حيث تظهر بيانات الجدول رقم (٨) معنوية قيمة الارتباط الذاتى والارتباط الجزئى مما يشير الى أن السلسلة الزمنية غير ساكنة.



المصدر: جدول رقم (١) بالملحق.

وبإجراء إختبار جذر الوحدة Dickey-fuller – Unit Root Tests يتضح من الجداول (٩، ١٠، ١١) والخاصة إختبار ديكي فولر لجذر الوحدة للسعر المزرعي لمحصول القمح عدم وجود إستقرار بالسلسلة الزمنية حيث أن قيمة (ADF) وقيمة اختبار (T) غير معنوية سواء بدون إستخدام الجزء الثابت والإتجاه العام، أو بإستخدام الجزء الثابت وبدون إتجاه، أو بإستخدام الجزء الثابت والإتجاه العام.

Table 9: Augmented Dickey-Fuller test statistic, Null Hypothesis: PD_W has a unit root Exogenous: None Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)	Table 10: Augmented Dickey-Fuller test statistic, Null Hypothesis: PD_W has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)	Table 11: Augmented Dickey-Fuller test statistic, Null Hypothesis: PD_W has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)												
<table border="1"> <tr> <td>t-Statistic</td> <td>Prob.*</td> </tr> <tr> <td>-0.568907</td> <td>0.4557</td> </tr> </table> <p>Test critical values: -2.708094 at 1% level, -1.962813 at 5% level, -1.606129 at 10% level</p>	t-Statistic	Prob.*	-0.568907	0.4557	<table border="1"> <tr> <td>t-Statistic</td> <td>Prob.*</td> </tr> <tr> <td>-1.814587</td> <td>0.3613</td> </tr> </table> <p>Test critical values: -3.886751 at 1% level -3.052169 at 5% level -2.666593 at 10% level</p>	t-Statistic	Prob.*	-1.814587	0.3613	<table border="1"> <tr> <td>t-Statistic</td> <td>Prob.*</td> </tr> <tr> <td>-1.913484</td> <td>0.6038</td> </tr> </table> <p>Test critical values: -4.616209 at 1% level -3.710482 at 5% level -3.297799 at 10% level</p>	t-Statistic	Prob.*	-1.913484	0.6038
t-Statistic	Prob.*													
-0.568907	0.4557													
t-Statistic	Prob.*													
-1.814587	0.3613													
t-Statistic	Prob.*													
-1.913484	0.6038													

المصدر: جدول رقم (١) بالملحق.

ومن الفحص التشخيصي "Diagnostic Checking": وذلك بالحصول على ACF, PACF لبواقى (ei) النماذج المقدره تبين أنها داخل حدود الثقة، حيث يتضح من الشكلين (6، 7) أنها تعطي أنماط الضجة البيضاء أي أنها غير مترابطة ومستقلة وبالتالي يكون النموذج ملائماً. وقد تبين أن أفضل النماذج تمثيلاً للبيانات هو ARIMA(1.0.0) كالاتي:

Table 12: Final Estimates of Parameters

Type	Coef	SE Coef	T-Value	P-Value
AR 1	0.667	0.189	3.52	0.003
Constant	86.3	19.3	4.47	0.000
Mean	259.5	58.1		

المصدر: جدول رقم (١) بالملحق.

Fig. 6: Autocorrelation of Residuals for farm price of Wheat

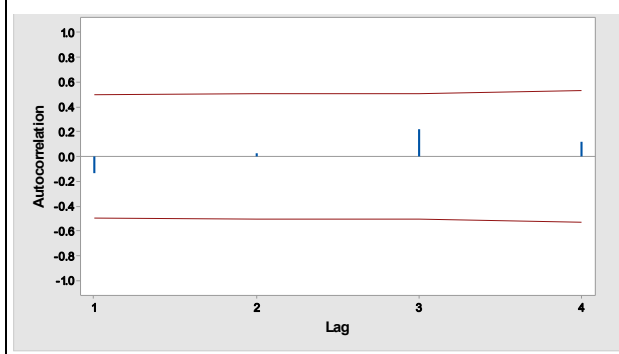
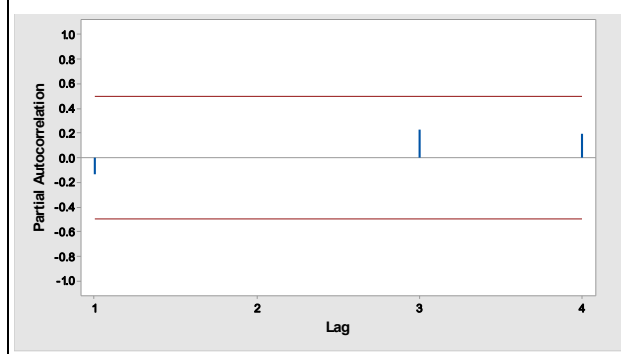


Fig. 7: Partial Correlation of Residuals for farm price of Wheat



وباستخدام النموذج الأكثر ملائمة والسابق تقديره يتم إجراء التنبؤ Forecasting لفترة ٥ سنوات، مع التأكد من مقدرة النموذج الأكثر ملائمة على التنبؤ، كما في الجدولين رقمي (١٣، ١٤)، والشكل رقم (٨)، كالاتي: تبين من النتائج انه من المتوقع ان يصل السعر المزرعي للقمح في مصر الى نحو ٢٤٥,٢، ٢٤٩,٩٤، ٢٥٣,١١ دولار للطن في الأعوام ٢٠٢٠، ٢٠٢١، ٢٠٢٢ لكل منها على الترتيب.

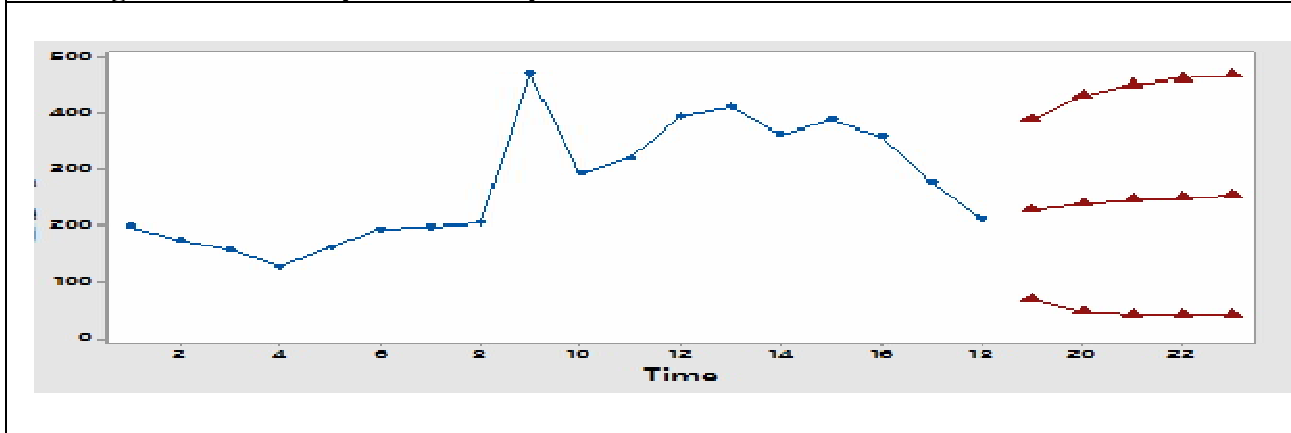
Table 13: Forecasts from period 2018-2022 95% Limits

Period	Forecast	Lower	Upper
2018	227.448	67.9849	386.911
2019	238.093	46.3696	429.816
2020	245.198	40.7344	449.662
2021	249.941	40.0495	459.833
2022	253.107	40.8418	465.372

Table 14: Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square Statistic Forecasts from period 18, 95% Limits

Lag	12	24	36	48
Chi-Square	7.79	*	*	*
DF	10	*	*	*
P-Value	0.649	*	*	*

Fig. 8: Time series plot for farm price of wheat with forecasts 95% confidence limits



(٣): الاستهلاك الكلي المصري من القمح:

يتبين من دراسة تطور الاستهلاك الكلي من القمح في مصر خلال نفس فترة الدراسة، كما في الجدول رقم (١) بالملحق، تبين انه تراوح بين حد ادنى بلغ نحو ١٠٥٠٨ الف طن في عام ٢٠٠١، وحد اقصى بلغ نحو ٢٤٣٧٤ الف طن في عام ٢٠١٧، وبلغ الفرق بين الحدين الأقصى والادنى نحو ١٣٨٦٦ الف طن، أي ان الحد الأدنى بلغ نحو ٤٣,١% من الحد الأقصى لكمية الاستهلاك الكلي من المحصول، وبمتوسط بلغ نحو ١٥١٩١,٤ الف طن، ويتضح كما في الجدول رقم (٢)، بالملحق، انه يتغير بمقدار سنوي متزايد معنوي احصائياً بلغ نحو ٦٥٠,٧٨ الف طن، وتزايد الاستهلاك الكلي المصري من القمح خلال نفس الفترة بمعدل نمو بلغ نحو ٤,٢٨%.

ويبين الشكل رقم (٩) تطور الإستهلاك الكلي لمحصول القمح خلال نفس الفترة، حيث يتضح أن السلسلة متزايدة مع مرور الزمن فضلاً عن وجود إنخفاض طفيف يتكرر على فترات زمنية مختلفة ويظهر من الشكل احتمالية أن السلسلة غير مستقرة في المتوسط، وباستخدام دالتى الارتباط الذاتى (ACF) Autocorrelation function، والارتباط الجزئي Partial Correlation للكشف على إستقرار السلسلة الزمنية حيث تظهر بيانات الجدول رقم (١٥) معنوية قيمة الارتباط الذاتى والارتباط الجزئى مما يشير الى أن السلسلة الزمنية غير ساكنة. وبإجراء اختبار جذر الوحدة Dickey-fuller – Unit Root Tests يتضح من الجداول (١٦، ١٧، ١٨) والخاصة اختبار ديكي فولر لجذر الوحدة للاستهلاك الكلي لمحصول القمح عدم وجود استقرار بالسلسلة الزمنية حيث أن قيمة (ADF) وقيمة اختبار (T) غير معنوية سواء بدون استخدام الجزء الثابت والاتجاه العام، أو باستخدام الجزء الثابت وبدون اتجاه، أو باستخدام الجزء الثابت والاتجاه العام.

Fig. 9: Time Series Plot of consumption for Wheat crop

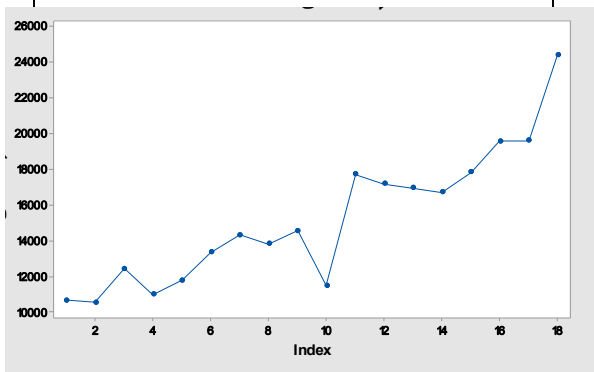


Table 15 : Autocorrelation and Partial Correlation of consumption for Wheat crop

Prob	Q-Stat	PAC	AC		Partial Correlation	Autocorrelation
0.005	7.8784	0.610	0.610	1	****	****
0.001	13.470	0.201	0.499	2	*	****
0.001	16.671	-0.001	0.365	3	.	***
0.001	18.575	-0.010	0.272	4	.	**
0.001	19.629	-0.013	0.195	5	.	*
0.003	19.899	-0.080	0.095	6	*	*
0.006	19.902	-0.109	-0.009	7	*	.
0.006	21.343	-0.267	-0.200	8	**	*
0.009	22.086	0.145	-0.136	9	*	*
0.005	25.305	-0.182	-0.267	10	*	**
0.002	28.780	-0.013	-0.260	11	.	**
0.001	34.077	-0.064	-0.297	12	.	**

المصدر: جدول رقم (١) بالملحق.

Table 16 : Augmented Dickey-Fuller test statistic, Null Hypothesis: CON_W has a unit root Exogenous: None Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)

t-Statistic	Prob.*
2.332421	0.9920

Test critical values:
-2.717511 at 1% level,
-1.964418 at 5% level,
-1.605603 at 10% level

Table 17 : Augmented Dickey-Fuller test statistic, Null Hypothesis: CON_W has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)

t-Statistic	Prob.*
0.478123	0.9798

Test critical values:
-3.920350 at 1% level
-3.065585 at 5% level
-2.673459 at 10% level

Table 18: Augmented Dickey-Fuller test statistic, Null Hypothesis: CON_W has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)

t-Statistic	Prob.*
-3.437622	0.0795

Test critical values:
-4.616209 at 1% level
-3.710482 at 5% level
-3.297799 at 10% level

المصدر: جدول رقم (١) بالملحق.

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

Table 19: Final Estimates of Parameters

Type	Coef	SE Coef	T-Value	P-Value
AR 1	1.0014	0.0360	27.85	0.000

المصدر: جدول رقم (١) بالملحق.

ومن الفحص التشخيصي "Diagnostic Checking" وذلك بالحصول على PACF, ACF لبواقي (ei) النماذج المقدره تبين أنها داخل حدود الثقة، حيث يتضح من الشكلين (١٠، ١١) 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 ٥ سنوات، مع التأكد من مقدرة النموذج الأكثر ملائمة على التنبؤ، كما في الجدولين رقمي (٢٠، ٢١)، والشكل رقم (١٢)، كالاتي: تبين من النتائج انه من المتوقع ان يصل الاستهلاك الكلي المصري في القمح الى نحو ٢٤,٤٨، ٢٤,٥٢، ٢٤,٥٥ مليون طن في الأعوام ٢٠٢٠، ٢٠٢١، ٢٠٢٢ لكل منها على الترتيب.

Fig. 10: Autocorrelation of Residuals for consumption of Wheat

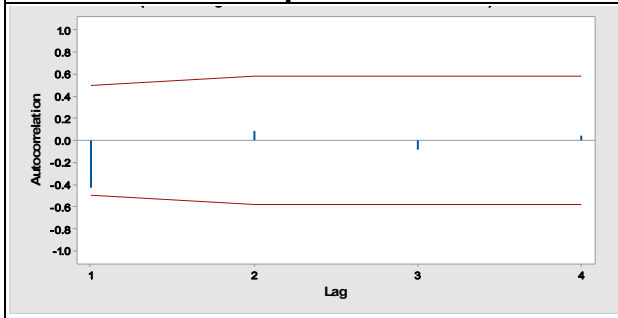


Fig. 11: Partial Correlation of Residuals for consumption of Wheat

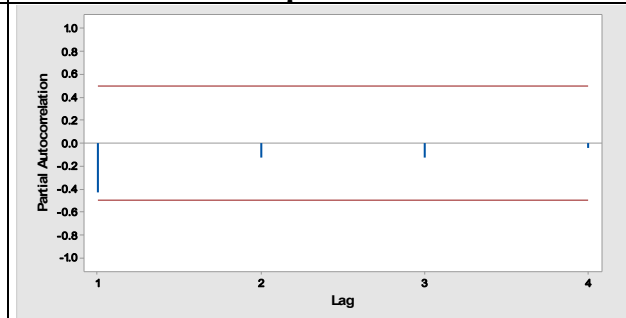


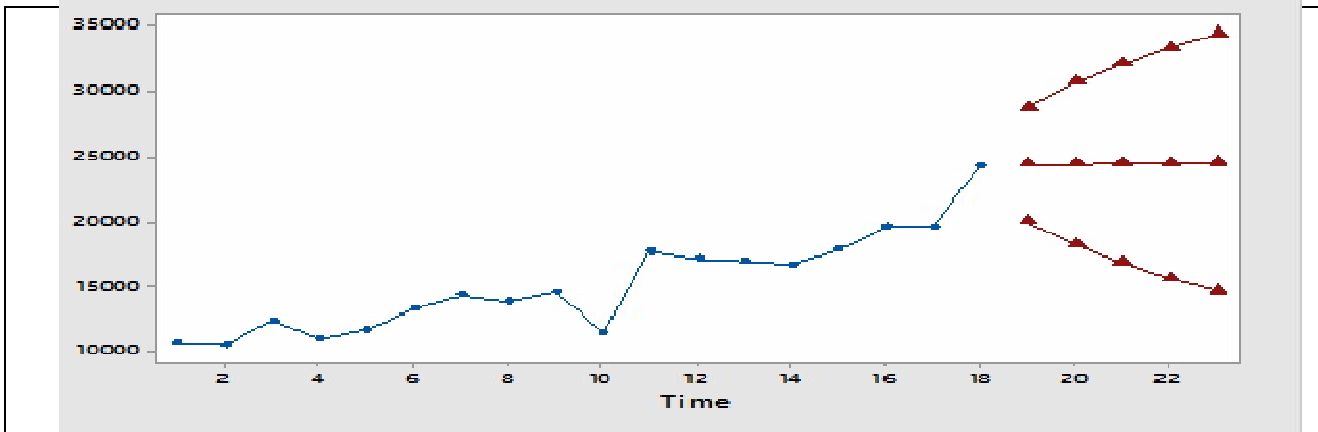
Table 20: Forecasts from period 2018-2022 95% Limits

Period	Forecast	Lower	Upper
2018	24409.3	19995.8	28822.8
2019	24444.6	18198.5	30690.8
2020	24480.0	16824.6	32135.5
2021	24515.5	15669.3	33361.6
2022	24551.0	14653.5	34448.5

Table 21: Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square Statistic Forecasts from period 18, 95% Limits

Lag	12	24	36	48
Chi-Square	5.28	*	*	*
DF	11	*	*	*
P-Value	0.917	*	*	*

Fig 12: Time series plot for consumption of wheat with forecasts 95% confidence limits



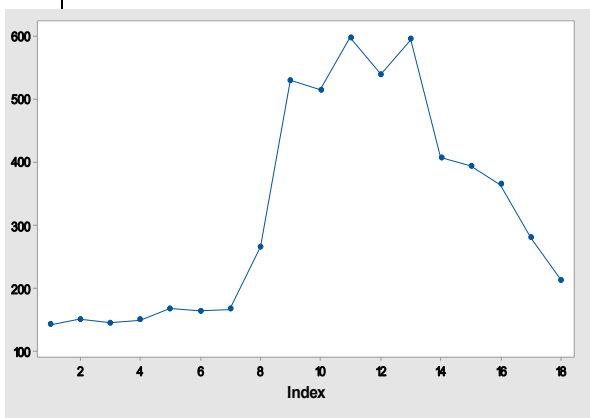
(٤): السعر العالمي للقمح:

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 خلال فترة الدراسة، كما في الجدول رقم (١) بالملحق، تبين انه تراوح بين حد ادنى بلغ نحو ١٤١,١ دولار للطن في عام ٢٠٠٠، وحد اقصى بلغ نحو ٥٩٦,٥ دولار للطن في عام ٢٠١٠، وبلغ الفرق بين الحدين الأقصى والادنى نحو ٤٥٥,٨ دولار للطن، أي ان الحد الأدنى بلغ نحو ٢٣,٦% من الحد الأقصى للسعر العالمي للمحصول، وبمتوسط بلغ نحو ٣٢٠,٥ دولار للطن، ويتضح كما في الجدول رقم (٢)، بالملحق، انه يتغير بمقدار سنوي متزايد معنوي احصائياً بلغ نحو ١٧,٢٣ دولار طن، وتزايد السعر العالمي للقمح خلال نفس الفترة بمعدل نمو بلغ نحو ٥,٣٨%.

ويبين الشكل رقم (١٣) تطور السعر العالمي لمحصول القمح خلال فترة الدراسة، حيث يتضح أن السلسلة متزايدة مع مرور الزمن، فضلاً عن وجود إنخفاض طفيف يتكرر على فترات زمنية مختلفة. بينما حدث إنخفاض كبير جداً وتراجع للسعر العالمي في الفترات الأخيرة، ويظهر من الشكل إحصائية أن السلسلة غير مستقرة في المتوسط، وباستخدام دالتى الارتباط الذاتى (Autocorrelation function (ACF)، والارتباط الجزئى Partial Correlation للكشف على إستقرار السلسلة الزمنية حيث تظهر بيانات الجدول رقم (٢٢) معنوية قيمة الارتباط الذاتى والارتباط الجزئى مما يشير الى أن السلسلة الزمنية غير ساكنة.

Fig 13.: Time Series Plot of world price for Wheat crop

Table 22: Autocorrelation and Partial Correlation of world price for Wheat crop



Prob	Q-Stat	PAC	AC		Partial Correlation	Autocorrelation
0.000	14.118	0.816	0.816	1	. *****	. *****
0.000	22.850	-0.131	0.623	2	. . * .	. *****
0.000	25.901	-0.341	0.357	3	. . ** .	. *** .
0.000	26.221	-0.131	0.112	4	. . * .	. . * .
0.000	27.064	-0.331	-0.175	5	. . ** .	. . * .
0.000	30.392	0.102	-0.333	6	. . * .	. . ** .
0.000	37.187	-0.074	-0.456	7	. . * .	. . *** .
0.000	46.399	-0.126	-0.506	8	. . * .	. . *** .
0.000	53.927	0.258	-0.434	9	. . ** .	. . *** .
0.000	58.191	-0.056	-0.308	10 ** .
0.000	60.080	-0.132	-0.192	11	. . * .	. . * .
0.000	60.940	-0.221	-0.120	12	. . ** .	. . * .

المصدر: جدول رقم (١) بالملحق.

وبإجراء اختبار جذر الوحدة Dickey-fuller – Unit Root Tests يتضح من الجداول (٢٣)، (٢٤)، (٢٥) والخاصة إختبار ديكي فولر لجذر الوحدة للسعر العالمي لمحصول القمح عدم وجود إستقرار بالسلسلة الزمنية حيث أن قيمة (ADF) وقيمة اختبار (T) غير معنوية سواء بدون استخدام الجزء الثابت والاتجاه العام، أو بإستخدام الجزء الثابت وبدون اتجاه، أو بإستخدام الجزء الثابت والاتجاه العام. ومن الفحص التشخيصي "Diagnostic Checking": وذلك بالحصول على PACF, ACF لبواقي (ei) النماذج المقدره تبين أنها داخل حدود الثقة، حيث يتضح من الشكلين (14، 15) أنها تعطى أنماط الضجة البيضاء أي أنها غير مترابطة ومستقلة وبالتالي يكون النموذج ملائماً.

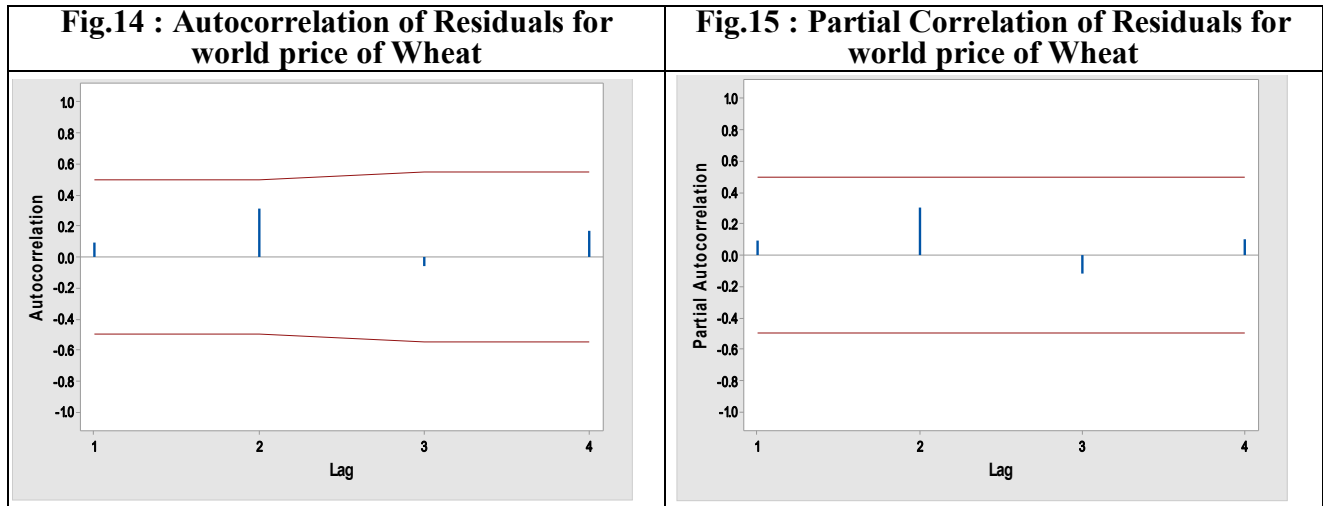
<p>Table 23: Augmented Dickey-Fuller test statistic, Null Hypothesis: PW_W has a unit root Exogenous: None Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)</p> <table border="1"> <tr> <th>t-Statistic</th> <th>Prob.*</th> </tr> <tr> <td>-0.408704</td> <td>0.5209</td> </tr> </table> <p>Test critical values: -2.708094 at 1% level, -1.962813 at 5% level, -1.606129 at 10% level</p>	t-Statistic	Prob.*	-0.408704	0.5209	<p>Table 24: Augmented Dickey-Fuller test statistic, Null Hypothesis: PW_W has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)</p> <table border="1"> <tr> <th>t-Statistic</th> <th>Prob.*</th> </tr> <tr> <td>-1.256343</td> <td>0.6241</td> </tr> </table> <p>Test critical values: -3.886751 at 1% level -3.052169 at 5% level -2.666593 at 10% level</p>	t-Statistic	Prob.*	-1.256343	0.6241	<p>Table 25: Augmented Dickey-Fuller test statistic, Null Hypothesis: PW_W has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)</p> <table border="1"> <tr> <th>t-Statistic</th> <th>Prob.*</th> </tr> <tr> <td>-0.443053</td> <td>0.9756</td> </tr> </table> <p>Test critical values: -4.616209 at 1% level -3.710482 at 5% level -3.297799 at 10% level</p>	t-Statistic	Prob.*	-0.443053	0.9756
t-Statistic	Prob.*													
-0.408704	0.5209													
t-Statistic	Prob.*													
-1.256343	0.6241													
t-Statistic	Prob.*													
-0.443053	0.9756													

المصدر: جدول رقم (١) بالملحق.

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

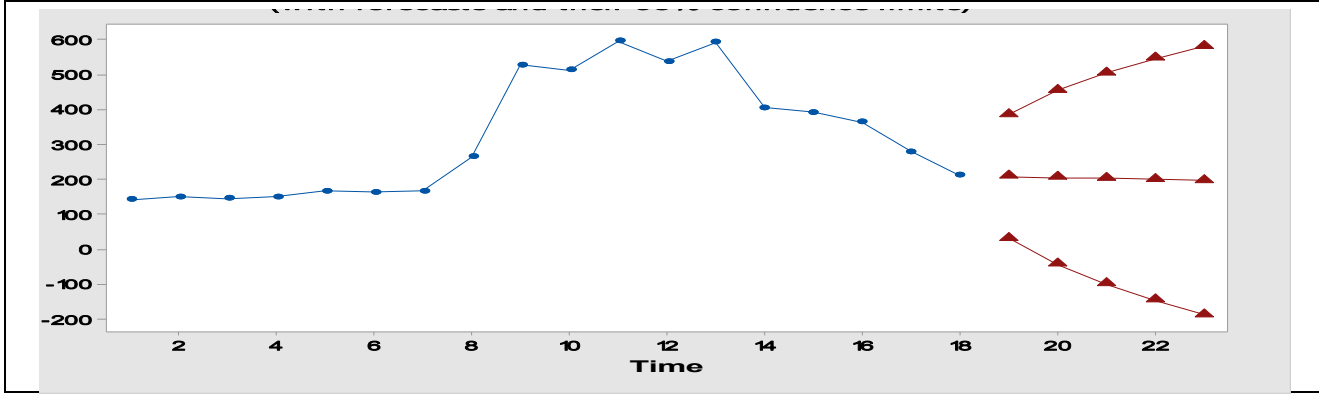
Type	Coef	SE Coef	T-Value	P-Value
AR 1	0.9843	0.0594	16.56	0.000

المصدر: جدول رقم (١) بالملحق.



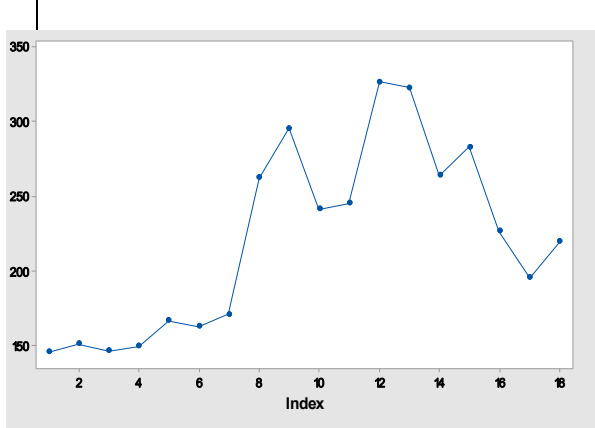
وبإستخدام النموذج الأكثر ملائمة والسابق تقديره يتم إجراء التنبؤ Forecasting لفترة ٥ سنوات، مع التأكد من مقدرة النموذج الأكثر ملائمة على التنبؤ، كما في الجدولين رقمي (٢٧، ٢٨)، والشكل رقم (١٦)، كالآتي: تبين من النتائج انه من المتوقع ان يصل السعر العالمي للقمح الى نحو ٢٠٢،٣، ١٩٨،٩٠، ١٩٥،٧٨ دولار للطن في الأعوام ٢٠٢٠، ٢٠٢١، ٢٠٢٢ لكل منها على الترتيب.

<p>Table 27: Forecasts from period 2018-2022 95% Limits</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th>Period</th> <th>Forecast</th> <th>Lower</th> <th>Upper</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>2018</td> <td>208.573</td> <td>30.838</td> <td>386.309</td> </tr> <tr> <td>2019</td> <td>205.299</td> <td>-44.092</td> <td>454.690</td> </tr> <tr> <td>2020</td> <td>202.076</td> <td>-100.989</td> <td>505.141</td> </tr> <tr> <td>2021</td> <td>198.904</td> <td>-148.339</td> <td>546.146</td> </tr> <tr> <td>2022</td> <td>195.781</td> <td>-189.461</td> <td>581.023</td> </tr> </tbody> </table>	Period	Forecast	Lower	Upper	2018	208.573	30.838	386.309	2019	205.299	-44.092	454.690	2020	202.076	-100.989	505.141	2021	198.904	-148.339	546.146	2022	195.781	-189.461	581.023	<p>Table 28: Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square Statistic Forecasts from period 18, 95% Limits</p> <table border="1"> <thead> <tr> <th>Lag</th> <th>12</th> <th>24</th> <th>36</th> <th>48</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Chi-Square</td> <td>10.59</td> <td>*</td> <td>*</td> <td>*</td> </tr> <tr> <td>DF</td> <td>11</td> <td>*</td> <td>*</td> <td>*</td> </tr> <tr> <td>P-Value</td> <td>0.478</td> <td>*</td> <td>*</td> <td>*</td> </tr> </tbody> </table>	Lag	12	24	36	48	Chi-Square	10.59	*	*	*	DF	11	*	*	*	P-Value	0.478	*	*	*
Period	Forecast	Lower	Upper																																										
2018	208.573	30.838	386.309																																										
2019	205.299	-44.092	454.690																																										
2020	202.076	-100.989	505.141																																										
2021	198.904	-148.339	546.146																																										
2022	195.781	-189.461	581.023																																										
Lag	12	24	36	48																																									
Chi-Square	10.59	*	*	*																																									
DF	11	*	*	*																																									
P-Value	0.478	*	*	*																																									

Fig.16: Time series plot for world price of wheat with forecasts 95% confidence limits**(٥): سعر الاستيراد المصري للقمح:**

سعر الاستيراد هو سعر السلعة للبلد المستورد والذي يشمل سعر تصدير السلعة داخل البلد المصدر مضافاً إليه تكاليف التسليم والشحن، يتضح من دراسة تطور سعر الاستيراد المصري للقمح خلال فترة الدراسة، كما في الجدول رقم (١) بالملحق، تبين انه تراوح بين حد ادنى بلغ نحو ١٤٥,٧ دولار للطن في عام ٢٠٠٠، وحد اقصى بلغ نحو ٣٢٦,٥ دولار للطن في عام ٢٠١١، وبلغ الفرق بين الحدين الأقصى والادنى نحو ١٨٠,٨ دولار للطن، أي ان الحد الأدنى بلغ نحو ٤٤,٦% من الحد الأقصى لسعر الاستيراد المصري للقمح، وبمتوسط بلغ نحو ٢٢٠,٨ دولار للطن، ويتضح كما في الجدول رقم (٢)، بالملحق، انه يتغير بمقدار سنوي متزايد معنوي احصائياً بلغ نحو ٧,٢٣ دولار طن، وتزايد سعر الاستيراد المصري للقمح خلال نفس الفترة بمعدل نمو بلغ نحو ٣,٣٢%.

ويبين الشكل رقم (١٧) تطور سعر الاستيراد لمحصول القمح خلال فترة الدراسة، حيث يتضح أن السلسلة متزايدة مع مرور الزمن فضلاً عن وجود إنخفاضات تتكرر على فترات زمنية مختلفة، بينما حدث إنخفاض كبير جداً وتراجع لسعر الاستيراد في الفترات الأخيرة ويظهر من الشكل إحصائية أن السلسلة غير مستقرة في المتوسط، وباستخدام دالتى الارتباط الذاتى (ACF) ، والارتباط الجزئى Partial Correlation للكشف على إستقرار السلسلة الزمنية حيث تظهر بيانات الجدول رقم (٢٩) معنوية قيمة الارتباط الذاتى والارتباط الجزئى مما يشير الى أن السلسلة الزمنية غير ساكنة.

Fig.17: Time Series Plot of imports price for Wheat crop**Table29: Autocorrelation and Partial Correlation of imports price for Wheat crop**

Prob	Q-Stat	PAC	AC		Partial Correlation	Autocorrelation
0.001	11.788	0.746	0.746	1	. *****	. *****
0.000	17.108	-0.159	0.486	2	. * .	. ****
0.000	21.225	0.260	0.414	3	. ** .	. ***
0.000	22.508	-0.395	0.223	4	*** .	. ** .
0.000	22.542	-0.131	-0.035	5	. *
0.001	23.689	-0.185	-0.196	6	. * .	. * .
0.000	27.620	-0.209	-0.347	7	. ** .	*** .
0.000	34.627	0.049	-0.441	8	. . .	*** .
0.000	40.686	0.118	-0.389	9	. * .	*** .
0.000	45.820	-0.015	-0.338	10 ** .
0.000	51.215	-0.042	-0.324	11 ** .
0.000	53.993	0.002	-0.215	12 ** .

المصدر: جدول رقم (١) بالملحق.

وبإجراء إختبار جذر الوحدة Dickey-fuller - Unit Root Tests يتضح من الجداول (٣٠، ٣١، ٣٢) والخاصة إختبار ديكي فولر لجذر الوحدة لسعر استيراد القمح عدم وجود استقرار بالسلسلة الزمنية حيث أن قيمة (ADF) وقيمة اختبار (T) غير معنوية سواء بدون إستخدام الجزء الثابت والإتجاه العام، أو بإستخدام الجزء الثابت وبدون إتجاه، أو بإستخدام الجزء الثابت والإتجاه العام.

Table 30: Augmented Dickey-Fuller test statistic, Null Hypothesis: PE_W has a unit root Exogenous: None Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)		Table 31: Augmented Dickey-Fuller test statistic, Null Hypothesis: PE_W has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)		Table 32: Augmented Dickey-Fuller test statistic, Null Hypothesis: PE_W has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)	
t-Statistic	Prob.*	t-Statistic	Prob.*	t-Statistic	Prob.*
-0.013223	0.6643	-1.654844	0.4348	-1.418044	0.8168
Test critical values: -2.708094 at 1% level, -1.962813 at 5% level, -1.606129 at 10% level		Test critical values: -3.886751 at 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	

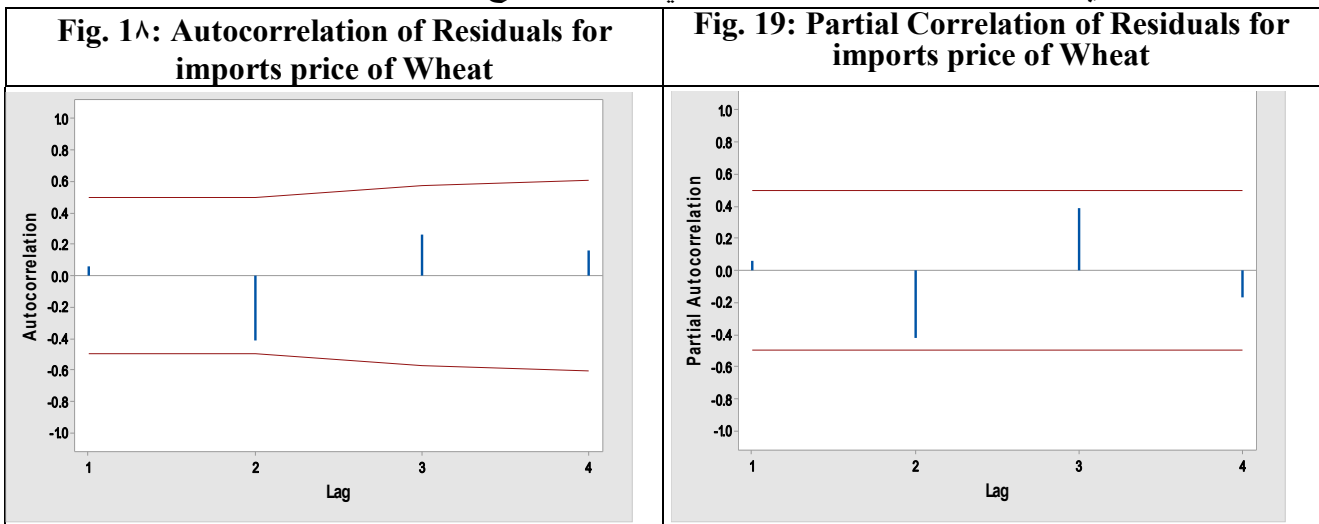
المصدر: جدول رقم (١) بالملحق.

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

Table 33: Final Estimates of Parameters				
Type	Coef	SE Coef	T-Value	P-Value
AR 1	0.816	0.149	5.47	0.000
Constant	38.41	9.40	4.09	0.001
Mean	208.3	51.0		

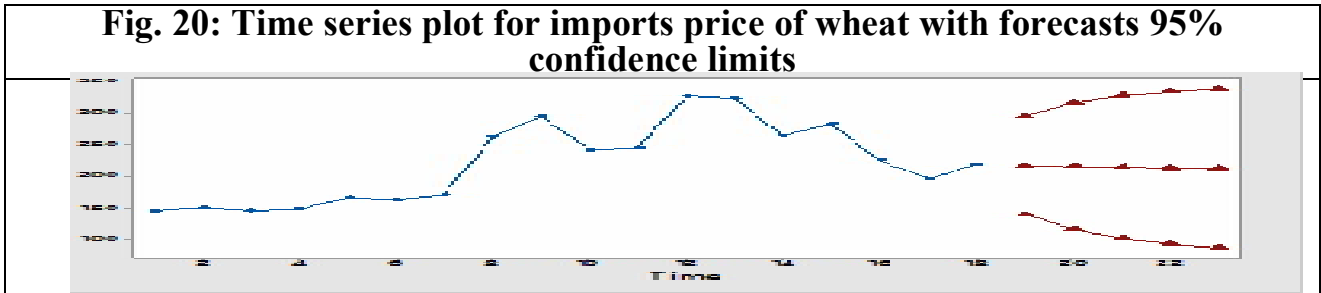
المصدر: جدول رقم (١) بالملحق.

ومن الفحص التشخيصي "Diagnostic Checking": وذلك بالحصول على PACF, ACF لبواقي (ei) النماذج المقدره تبين أنها داخل حدود الثقة، حيث يتضح من الشكلين (18، 19) أنها تعطي أنماط الضجة البيضاء أي أنها غير مترابطة ومستقلة وبالتالي يكون النموذج ملائماً.



وبإستخدام النموذج الأكثر ملائمة والسابق تقديره يتم إجراء التنبؤ Forecasting لفترة ٥ سنوات، مع التأكد من مقدرة النموذج الأكثر ملائمة على التنبؤ، كما في الجدولين رقمي (٣٤، ٣٥)، والشكل رقم (٢٠)، كالاتي: تبين من النتائج انه من المتوقع ان يصل سعر الاستيراد للقمح الى نحو ٢١٥,٧٤، ٢١٤,٣٦، ٢١٣,٢٤ دولار للطن في الأعوام ٢٠٢٠، ٢٠٢١، ٢٠٢٢ لكل منها على الترتيب.

Table 34: Forecasts from period 2018-2022 95% Limits				Table 35: Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square Statistic Forecasts from period 18, 95% Limits				
Period	Forecast	Lower	Upper	Lag	12	24	36	48
2018	217.429	140.061	294.798	Chi-Square	12.20	*	*	*
2019	215.741	115.902	315.579	DF	10	*	*	*
2020	214.363	102.041	326.686	P-Value	0.272	*	*	*
2021	213.240	93.330	333.150					
2022	212.324	87.623	337.025					



(٦): سعر الحدود للقمح:

سعر الحدود هو سعر السلعة داخل حدود البلد المصدر، ويتبين من دراسة تطور سعر الحدود للقمح خلال فترة الدراسة، كما في الجدول رقم (١) بالملحق، تبين انه تراوح بين حد ادنى بلغ نحو ١٦٩,١ دولار للطن في عام ٢٠٠٠، وحد اقصى بلغ نحو ٤٦٦,٦ دولار للطن في عام ٢٠١٤، وبلغ الفرق بين الحدين الأقصى والادنى نحو ٢٩٧,٥ دولار للطن، أي ان الحد الأدنى بلغ نحو ٣٦,٢% من الحد الأقصى لسعر الحدود للقمح، وبمتوسط بلغ نحو ٢٧٧,٧ دولار للطن، ويتضح كما في الجدول رقم (٢)، بالملحق، انه يتغير بمقدار سنوي متزايد معنوي احصائياً بلغ نحو ١٠,٧٥ دولار طن، وتزايد سعر الاستيراد المصري للقمح خلال نفس الفترة بمعدل نمو بلغ نحو ٣,٨٧%.

ويبين الشكل رقم (٢١) تطور سعر الحدود لمحصول القمح خلال فترة الدراسة، حيث يتضح أن السلسلة متزايدة مع مرور الزمن فضلاً عن وجود انخفاضات طفيفة تتكرر على فترات زمنية مختلفة بينما حدث انخفاض كبير جدا وتراجع لسعر الحدود في الفترات الاخيرة ويظهر 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 (٣٦) معنوية قيمة الارتباط الذاتي والارتباط الجزئي مما يشير الى أن السلسلة الزمنية غير ساكنة.

Fig.21 : Time Series Plot of border price for Wheat crop		Table 36 : Autocorrelation and Partial Correlation of border price for Wheat crop					
	Prob	Q-Stat	PAC	AC		Partial Correlation	Autocorrelation
	0.007	7.1848	0.582	0.582	1	.****	.****
	0.005	10.539	0.071	0.386	2	. .	.***
	0.004	13.285	0.134	0.338	3	.* .	.**
	0.004	15.272	0.032	0.278	4	. .	.**
	0.009	15.335	-0.399	-0.048	5	*** .	. .
	0.015	15.820	-0.027	-0.127	6	. .	.* .
	0.021	16.553	-0.058	-0.150	7	. .	.* .
	0.011	19.795	-0.221	-0.300	8	** .	.** .
	0.002	25.755	-0.011	-0.386	9	. .	*** .
	0.001	31.273	-0.092	-0.350	10	.* .	*** .
	0.000	35.837	-0.011	-0.298	11	. .	.** .
0.000	39.178	0.135	-0.236	12	.* .	.** .	

Source: Table 1 in the Annex.

وبإجراء اختبار جذر الوحدة Dickey-fuller – Unit Root Tests يتضح من الجداول (37، 38، 39) والخاصة باختبار ديكي فولر لجذر الوحدة لسعر الحدود لمحصول القمح عدم وجود استقرار بالسلسلة الزمنية حيث أن قيمة (ADF) وقيمة اختبار (T) غير معنوية سواء بدون استخدام الجزء الثابت والاتجاه العام، أو باستخدام الجزء الثابت وبدون اتجاه، أو باستخدام الجزء الثابت والاتجاه العام.

<p>Table 37: Augmented Dickey-Fuller test statistic, Null Hypothesis: PB_W has a unit root Exogenous: None Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)</p> <table border="1"> <tr> <th>t-Statistic</th> <th>Prob.*</th> </tr> <tr> <td>-0.510287</td> <td>0.4802</td> </tr> </table> <p>Test critical values: -2.708094 at 1% level, -1.962813 at 5% level, -1.606129 at 10% level</p>	t-Statistic	Prob.*	-0.510287	0.4802	<p>Table 38: Augmented Dickey-Fuller test statistic, Null Hypothesis: PB_W has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)</p> <table border="1"> <tr> <th>t-Statistic</th> <th>Prob.*</th> </tr> <tr> <td>-1.887099</td> <td>0.3298</td> </tr> </table> <p>Test critical values: -3.886751 at 1% level -3.052169 at 5% level -2.666593 at 10% level</p>	t-Statistic	Prob.*	-1.887099	0.3298	<p>Table 39: Augmented Dickey-Fuller test statistic, Null Hypothesis: PB_W has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=3)</p> <table border="1"> <tr> <th>t-Statistic</th> <th>Prob.*</th> </tr> <tr> <td>-1.451452</td> <td>0.8057</td> </tr> </table> <p>Test critical values: -4.616209 at 1% level -3.710482 at 5% level -3.297799 at 10% level</p>	t-Statistic	Prob.*	-1.451452	0.8057
t-Statistic	Prob.*													
-0.510287	0.4802													
t-Statistic	Prob.*													
-1.887099	0.3298													
t-Statistic	Prob.*													
-1.451452	0.8057													

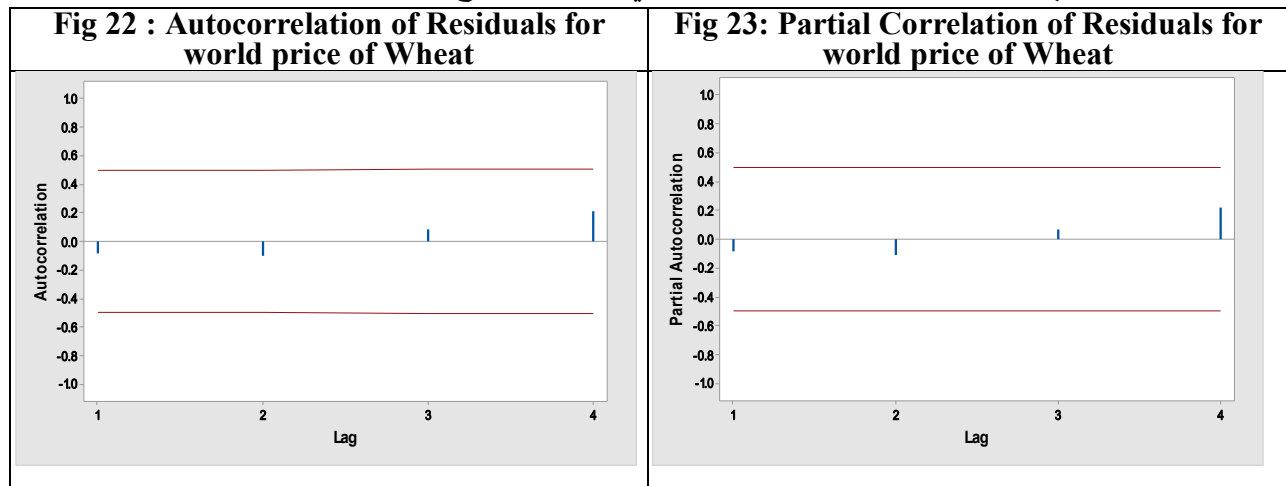
Source: Table 1 in the Annex.

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

Type	Coef	SE Coef	T-Value	P-Value
AR 1	0.690	0.193	3.57	0.003
Constant	79.6	17.8	4.46	0.000
Mean	257.0	57.6		

Source: Table 1 in the Annex.

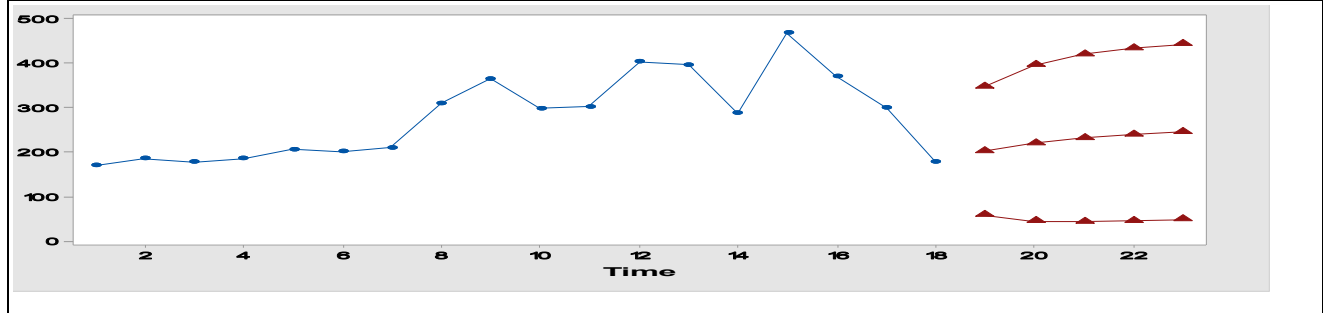
ومن الفحص التشخيصي "Diagnostic Checking": وذلك بالحصول على PACF, ACF لبواقي (ei) النماذج المقدره تبين أنها داخل حدود الثقة، حيث يتضح من الشكلين (22، 23) انها تعطى انماط الضجة البيضاء أي انها غير مترابطة ومستقلة وبالتالي يكون النموذج ملائماً.



وباستخدام النموذج الأكثر ملائمة والسابق تقديره يتم إجراء التنبؤ Forecasting لفترة ٥ سنوات، مع التأكد من مقدرة النموذج الأكثر ملائمة على التنبؤ، كما في الجدولين رقمي (٤١، ٤٢)، والشكل رقم (٢٤)، كالاتي: تبين من النتائج انه من المتوقع ان يصل سعر الحدود للقمح الى نحو ٢٣٠،٧٧، ٢٣٨،٨٩، ٢٤٤،٤٩ دولار للطن في الأعوام ٢٠٢٠، ٢٠٢١، ٢٠٢٢ لكل منها على الترتيب.

Table 41: Forecasts from period 2018-2022 95% Limits				Table 42: Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square Statistic Forecasts from period 18, 95% Limits				
Period	Forecast	Lower	Upper	Lag	12	24	36	48
2018	201.975	57.8460	346.104	Chi-Square	7.18	*	*	*
2019	219.009	43.8715	394.147	DF	10	*	*	*
2020	230.769	42.6429	418.894	P-Value	0.708	*	*	*
2021	238.887	44.8768	432.896					
2022	244.491	47.7388	441.243					

Fig. 24: time series plot for world price of wheat with forecasts 95% confidence limits



ومن دراسة تطور المتغيرات الاقتصادية للقمح خلال الفترة (٢٠١٧-٢٠٠٠)، يتضح بعض النتائج

الهامة، كما هو موضح بالجدول رقم (١)، بالملحق، وهي كما يلي:

(١) انخفض السعر المزرعي المصري للقمح عن سعر الحدود كمتوسط خلال الفترة (٢٠١٧-٢٠٠٠)، حيث بلغت نسبة السعر المزرعي بالنسبة لسعر الحدود نحو ٩٧,٨%، وتراوحت النسبة بين الارتفاع والانخفاض في سنوات الدراسة، وارتفع السعر المزرعي المصري عن سعر الحدود في السنوات ٢٠٠٠، ٢٠٠٨، ٢٠١٠، ٢٠١٢، ٢٠١٣، ٢٠١٧، حيث بلغت النسبة نحو ١١٧,٣٩%، ١٢٨,٧١%، ١٠٦,٠١%، ١٠٣,٩%، ١٢٥,٩٨%، ١١٩,٢٩%، بينما انخفض السعر المزرعي المصري عن سعر الحدود في بقية السنوات.

(٢) ارتفاع السعر المزرعي المصري عن سعر الاستيراد للقمح، حيث بلغت نسبة السعر المزرعي المصري للقمح بالنسبة لسعر استيراده نحو ١٢٣,٠١% كمتوسط خلال فترة الدراسة، وانخفض السعر المزرعي المصري للقمح عن سعر الاستيراد في اربع سنوات فقط، هي السنوات ٢٠٠٣، ٢٠٠٤، ٢٠٠٧، ٢٠١٧، بينما اتسم بارتفاعه في اغلب السنوات بارتفاعه عن سعر الاستيراد للقمح من الخارج، مما يؤدي الى عدم مقدرة القمح المصري مواجهة القدرة التنافسية للقمح المستورد، ولا بد من تقديم دعم ومزايا لمزارعي القمح اذا ارادت الدولة زيادة المساحة المزروعة.

(٣) بلغ متوسط كمية الفجوة الظاهرة للقمح في مصر نحو ٧,٢ مليون طن كمتوسط خلال فترة الدراسة، كما بلغ متوسط قيمة الواردات المصرية للقمح نحو ١,٦ مليار دولار كمتوسط لنفس الفترة، مما يعني ان استيراد القمح لسد الفجوة بين الإنتاج والاستهلاك في مصر يكلف الاقتصاد المصري مبالغ نقدية كبيرة، ومن المتوقع ان تزيد هذه التكلفة مع زيادة السكان اذا لم يكون هناك سياسات تحد من ذلك.

(٧): التنبؤ بالفجوة الظاهرة وقيمة الواردات للقمح في مصر:

وفقاً لنتائج التنبؤ للمتغيرات الاقتصادية للقمح في مصر، كما في الجدول رقم (٤٣)، والتي تؤكد صحتها احصائياً وفقاً للعديد من الاختبارات المتعلقة بذلك، فانه من المتوقع ان يصل الإنتاج المصري من القمح في

الاعوام ٢٠٢٠، ٢٠٢١، ٢٠٢٢ نحو ٨,١٧، ٨,١٢، ٨,٠٧ مليون طن، في حين من المتوقع ان يصل الاستهلاك المصري من القمح في نفس الاعوام نحو ٢٤,٤٨، ٢٤,٥٢، ٢٤,٥٥ مليون طن، وبالتالي ستكون كمية الفجوة الظاهرة للقمح في مصر في هذه الاعوام نحو ١٦,٣١، ١٦,٤، ١٦,٤٨، مليون طن. ومن المتوقع وفقاً لتوقعات الإنتاج والاستهلاك وكذلك سعر الاستيراد ان تصبح قيمة الواردات المصرية من القمح نحو ٣,٤٩٥، ٣,٤٩٧، ٣,٤٩٩ مليار دولار في الاعوام ٢٠٢٠، ٢٠٢١، ٢٠٢٢ لكل منهما على الترتيب.

جدول رقم (٤٣): التنبؤ بقيم الفجوة الظاهرة وقيمة الواردات للقمح في مصر خلال الفترة (٢٠١٨-٢٠١٢).

البيان السنوات	الإنتاج ألف طن	الإستهلاك ألف طن	الفجوة الظاهرة ألف طن	السعر العالمي دولار/ طن	سعر الاستيراد دولار/ طن	قيمة الواردات مليون دولار
2018	8324.21	24409.3	16085.09	208.573	217.429	3497.37
2019	8242.71	24444.6	16201.89	205.299	215.741	3495.41
2020	8174.09	24480	16305.91	202.076	214.363	3495.38
2021	8116.32	24515.5	16399.18	198.904	213.24	3496.96
2022	8067.67	24551.0	16483.33	195.781	212.324	3499.81

المصدر: نتائج التحليل بالبحث.

التوصيات البحثية:

- في ضوء نتائج البحث، فإنه يمكن صياغة بعض التوصيات الهامة التي تفيد متخذي القرار، والقائمين على السياسة الزراعية بصفة عامة، وفيما يتعلق بمحصول استراتيجي يعد امن قومي في مصر، وهي كآلاتي:
- (١) يجب الاخذ في الاعتبار التغيرات التي تحدث في سعر الاستيراد، حيث أظهرت النتائج البحثية انه من المتوقع ان يصل الى نحو ٢١٢,٣٢ دولار للطن في عام ٢٠٢٢، وبالتالي من المتوقع ان تصل قيمة الواردات الى حوالي ٣,٥ مليار دولار، وبالتالي على متخذي القرار اخذ هذه التوقعات بأهمية في بناء السياسة الزراعية المتعلقة بإنتاج واستيراد المحصول.
 - (٢) يجب الاخذ في الاعتبار الزيادة المضطردة في الاستهلاك القومي من القمح نتيجة زيادة السكان والاستخدامات الأخرى للقمح سواء في الصناعة او غيره، حيث تبين من نتائج البحث انه من المتوقع ان يصل الى نحو ٢٤,٥٥ مليون طن بحلول عام ٢٠٢٢، ومن ثم يجب توفير البدائل لسد الفجوة التي تنتجم في ذلك العام والمتوقع ان تصل الى نحو ١٦,٤٨ مليون طن، وكذلك السيناريوهات المتوقعة بالفجوة مستقبلاً وبناء الخطط السليمة التي تراعى تقليل هذه الفجوة.
 - (٣) مراعاة تكلفة الواردات من القمح والمتوقع ان تكون نحو ٣,٥ مليار دولار بحلول عام ٢٠٢٢، مما سيكلف الدولة مبالغ كبيرة، ويؤثر على الميزان التجاري الزراعي المصري مع العالم الخارجي. وكذلك التأثير على الاحتياطي النقدي المصري.
 - (٤) مراعاة ان يتسق السعر المزرعي للقمح في مصر، مع سعر الاستيراد وايضاً لسعر الحدود، وتدعيم 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.
 - (٦) اجراء المزيد من الدراسات في مجال التنبؤ للمحاصيل الزراعية المختلفة وبنودها المتنوعة من أسعار ونتاج وتصدير واستيراد وعمالة زراعية واجور واستثمار والاستفادة من نتائج التنبؤ في المفاضلة في استعمال المدخلات الزراعية والاحلال بين عوامل الانتاج الزراعي وتوزيع المحاصيل الزراعية المعدة للاستهلاك.
 - (٧) انشاء وحدات خاصة بالمراكز البحثية لرصد الظواهر والأزمات والتنبؤ بها.

(٨) تدريب الباحثين على دراسة واستخدام أساليب التنبؤ في ظل الأزمات الحالية والمتوقعة للمساعدة في وضع الحلول مسبقاً.

الملخص:

يعتبر القمح من أهم المحاصيل الغذائية في مصر، سواء لاستخدامه في الاستهلاك للسكان أو القيام عليه بعض الصناعات وغيرها، وتعاني مصر من عدم كفاية الإنتاج المحلي للاستهلاك الكلي، مما ينتج عنه وجود فجوة كبيرة، 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. 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. ويستهدف البحث بصفة رئيسية التنبؤ بالمتغيرات الاقتصادية لمحصول القمح في مصر من خلال تحديد أفضل الأساليب القياسية المستخدمة في التنبؤ، والتي تضمنت الإنتاج، الاستهلاك، السعر المزرعي، السعر العالمي، سعر الحدود، سعر الاستيراد، وكذلك الفجوة الظاهرة وقيمة الواردات للقمح، وذلك باستخدام الفترة الزمنية (٢٠٠٠ - ٢٠١٧)، للتنبؤ بقيم هذه المتغيرات في الفترة (٢٠١٨ - ٢٠٢٢)، وكانت أبرز النتائج البحثية كالاتي: تبين وفقاً لنتائج التنبؤ للمتغيرات الاقتصادية للقمح في مصر، والتي تأكد صحتها احصائياً طبقاً للعديد من الاختبارات المتعلقة بذلك، فإنه من المتوقع أن يصل الإنتاج المصري من القمح في الاعوام ٢٠٢٠، ٢٠٢١، ٢٠٢٢ نحو ٨,١٧، ٨,١٢، ٨,٠٧ مليون طن، وأن يصل الاستهلاك المصري من القمح نحو ٢٤,٤٨، ٢٤,٥٢، ٢٤,٥٥ مليون طن، وبالتالي ستكون كمية الفجوة الظاهرة للقمح في مصر نحو ١٦,٣١، ١٦,٤، ١٦,٤٨، مليون طن في نفس الاعوام. ومن المتوقع وفقاً لتوقعات الإنتاج والاستهلاك وكذلك سعر الاستيراد أن تصبح قيمة الواردات المصرية من القمح نحو ٣,٤٩٥، ٣,٤٩٧، ٣,٤٩٩ مليار دولار في الاعوام ٢٠٢٠، ٢٠٢١، ٢٠٢٢ لكل منهما على الترتيب. ويوصى البحث بإنشاء قاعدة بيانات عن الوضع المستقبلي للزراعة تساعد متخذي القرار في رسم السياسات المختلفة والتي تعود بالنفع على الدولة. واجراء المزيد من الدراسات في مجال التنبؤ للمحاصيل الزراعية المختلفة وبنودها المتنوعة من أسعار وانتاج وتصدير واستيراد وعمالة زراعية واجور واستثمار والاستفادة من نتائج التنبؤ في المفاضلة في استعمال المدخلات الزراعية والاحلال بين عوامل الانتاج الزراعي وتوزيع المحاصيل الزراعية المعدة للاستهلاك.

الكلمات المفتاحية: القمح، الاقتصاد المصري، نماذج أريما، الإنتاج، الاستهلاك.

المراجع:

- (١) بتال، احمد حسين ٢٠٠٤: استخدام نماذج أريما ARIMA في التنبؤ الاقتصادي، جامعة الأنبار.
- (٢) جابر، سناء جمال الدين ٢٠١٧: استخدام نماذج السلاسل الزمنية المتحركة للتنبؤ بأسعار أهم المحاصيل الحقلية، مجلة المنصورة للعلوم الزراعية، المجلد (٨) العدد (٨) ص ٥٠٥-٥١٣.
- (٣) سليمان، سرحان احمد: التحليل الاقتصادي لتطور وكفاءة الشراكة التجارية بين مصر وافريقيا، مجلة العلوم الزراعية المستدامة، جامعة كفر الشيخ، العدد (٢) - المجلد (٤٥)، ٢٠١٩.
- (٤) على، أبو ذر يوسف، يونس، عادل موسى ٢٠١٢: استخدام السلاسل الزمنية للتنبؤ بإنتاجية الصمغ العربي في سوق محاصيل الأبييض في الفترة (١٩٦٠-٢٠١٢)، جامعة السودان.
- (٥) فواز، محمود محمد، وآخرون: دراسة اقتصادية تحليلية لاثار التغيرات المناخية على محصولي الطماطم والفول البلدي بمصر (دراسة حالة محافظة البحيرة)، مجلة العلوم الزراعية المستدامة، جامعة كفر الشيخ، العدد (٣)، المجلد (٤٥)، ٢٠١٩.

(٦) فواز، محمود محمد، وآخرون: تحليل اقتصادي مقارنة لأهم المؤشرات الاقتصادية للزراعة التعاقدية وغير التعاقدية لمحصول البطاطس، مجلة العلوم الزراعية المستدامة، جامعة كفر الشيخ، العدد (٣)، المجلد (٤٥)، ٢٠١٩.

- (7) H. Akaike, Fitting Autoregressive Models for Prediction, Annals of The Institute of Statistical Mathematics, Vol. 21, 1969, pp. 243-247.
- (8) G. Schwartz, Estimating the Dimension of a Model, Annals of Statistics, Vol. 5, 1978, pp. 461-464.
- (9) Ministry of Agriculture and Land Reclamation, Economic Affairs Sector, Central Administration for Agricultural Economics, Bulletin of Agricultural Economics; Different Issues.
- (10) The Central Administration for Public Mobilization and Statistics, Foreign Trade Database, Foreign Trade Bulletins; Different Issues.
- (11) Box, gwilym M. Jenkins & Gregory C. Reinsel "Time series analysis: forecasting and control" 3rd ed, prentice-hall inc., New Jersey USA, 1994.
- (12) Dickey, David & Wayne A. Fuller "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root" Econometric, Vol. 49, No. 4, July, 1981; 1057-1072.
- (13) Godfrey, L. "Testing for Higher Order Serial Correlation in Regression Equations when the Regressors Include lagged Dependent Variables" Econometric, Vol., 46, 1978; 1303.

الملحق

جدول (١): تطور المتغيرات الاقتصادية لمحصول القمح في مصر خلال الفترة (٢٠٠٠ - ٢٠١٧).

نسبة السعر المزرعي بالنسبة لسعر الحدود	قيمة الفجوة الظاهرة مليون دولار	نسبة السعر المزرعي بالنسبة لسعر الاستيراد	الفجوة الظاهرة ألف طن	سعر الحدود	سعر الاستيراد	السعر العالمي	السعر المزرعي	الاستهلاك	الإنتاج	البيانات السنوية
				دولار/ طن	دولار/ طن	دولار/ طن	دولار/ طن	ألف طن	ألف طن	
				Bp	Pe	Pb	Pd	Qc	Qp	
117.39	594.02	136.24	4077	169.1	145.7	141.1	198.5	10641	6564	2000
94.17	642.78	115.35	4254	185.1	151.1	149.7	174.3	10508	6254	2001
88.51	906.62	106.90	6197	176.7	146.3	144.1	156.4	12422	6225	2002
68.78	603.53	84.88	4037	184.5	149.5	149.1	126.9	10958	6921	2003
78.62	761.36	97.12	4570	205.8	166.6	167.1	161.8	11748	7178	2004
96.47	838.83	119.26	5162	200.9	162.5	162.8	193.8	13310	8148	2005
93.88	1028.39	114.80	6014	209.1	171.0	166.1	196.3	14288	8274	2006
66.18	1680.96	77.99	6411	309.0	262.2	264.8	204.5	13790	7379	2007
128.71	1941.80	158.49	6569	364.0	295.6	528.5	468.5	14546	7977	2008
97.65	705.99	120.52	2927	297.7	241.2	513.8	290.7	11450	8523	2009
106.01	2579.57	130.13	10516	301.1	245.3	596.9	319.2	17685	7169	2010
97.79	2867.32	120.40	8782	402.0	326.5	538.3	393.1	17153	8371	2011
103.90	2622.43	127.14	8124	395.0	322.8	593.2	410.4	16915	8791	2012
125.98	1905.29	136.67	7217	286.4	264.0	406.4	360.8	16678	9461	2013
82.83	2417.66	136.62	8546	466.6	282.9	392.8	386.5	17825	9279	2014
97.05	2255.80	158.38	9955	369.8	226.6	364.1	358.9	19563	9608	2015
92.51	2002.65	141.50	10249	298.9	195.4	279.3	276.5	19592	9343	2016
119.29	3501.68	96.36	15953	177.3	219.5	211.9	211.5	24374	8421	2017
97.80	1589.25	123.01	7197.7	277.7	220.8	320.5	271.6	15191.4	7993.7	المتوسط

المصدر:

- ١- وزارة الزراعة واستصلاح الأراضي، النشرة السنوية للاقتصاد الزراعي، أعداد متفرقة.
- ٢- الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء، نشرة التجارة الخارجية، أعداد متفرقة.
- ٣- منظمة الزراعة والأغذية العالمية، الفاو.

التنبؤ بالمتغيرات الاقتصادية للقمح في مصر باستخدام نماذج السلاسل الزمنية المتحركة ١٣٩٠
جدول رقم (٢): معادلات الاتجاه الزمني العام لتطور المتغيرات الاقتصادية لمحصول القمح في مصر خلال
الفترة (٢٠١٧ - ٢٠٠٠)

F	R ²	التغير		المتوسط	المعادلة	البيان المتغير	رقم المعادلة
		معدل التغير السنوي %	مقدار التغير				
*٤٨,٠٧	٠,٧٤	٢,٢٤	١٧٨,٨١٣	٧٩٩٣,٧	ص ^٨ = ١٧٨,٨١٣ + ٦٢٩٤,٩٤١ *(٦,٩٣٣) *(٢٢,٥٥)	الإنتاج (ألف طن)	(١)
*٨٠,٨٢	٠,٨٢	٤,٢٨	٦٥٠,٧٨٤	١٥١٩١,٤	ص ^٨ = ٦٥٠,٧٨٤ + ٩٠٠٨,٩٩٣ *(٨,٩٩) *(١١,٥٠)	الاستهلاك (ألف طن)	(٢)
**٩,٨٧	٠,٣٤	٤,٤٥	١٢,٠٧٤	٢٧١,٦	ص ^٨ = ١٢,٠٧٤ + ١٥٦,٨٨٧ *(٣,١٤) *(٣,٧٧)	السعر المزرعي دولار/طن	(٣)
٦,٤٠	٠,٢٤	٥,٣٨	١٧,٢٣٢	٣٢٠,٥	ص ^٨ = ١٧,٢٣٢ + ١٥٦,٨٥٦ *(٢,٥٣) ***(٢,١٣)	السعر العالمي دولار/طن	(٤)
*١٠,٣٧	٠,٣٦	٣,٣٢	٧,٣٢٩	٢٢٠,٨	ص ^٨ = ٧,٣٢٩ + ١٥١,١٩٤ *(٣,٢٢) *(٦,١٣)	سعر الاستيراد دولار/طن	(٥)
*٩,٧٣	٠,٣٤	٣,٨٧	١٠,٧٥٢	٢٧٧,٧	ص ^٨ = ١٠,٧٥٢ + ١٧٥,٥٨١ *(٣,١٢) *(٤,٦٩٩)	سعر الحدود دولار/طن	(٦)

حيث:

ص^٨ = القيمة التقديرية للمتغير موضع الدراسة خلال الفترة (٢٠١٧-٢٠٠٠).

س ه = متغير الزمن بالسنوات، ه = ١، ٢، ٣، ...، ١٨.

القيمة بين القوسين قيمة (ت) المحسوبة. * معنوي عند مستوى معنوية ٠,٠١. ** معنوي عند مستوى معنوية ٠,٠٥.

المصدر: حسب من بيانات جدول رقم (١).

Forecasting of Economic Variables of wheat Crop in Egypt By using the Moving Time Series Models

Dr. Sarhan A. Soliman
Agricultural Economy Research
Institute, Agricultural Research
Center, Giza, Egypt

Moataz Eliw Mostafa
Department of Agricultural Economics, Faculty
of Agriculture, Al-Azhar University, Assuit, P.O.
Box 71524 Egypt

Summary

Wheat is considered one of the most important food crops in Egypt, whether to use it for population consumption or to use it in some industries and others. Egypt suffers from a large gap between production and consumption. The estimation of future wheat needs is one of the essential tools that may help decision-makers to determine wheat needs and then developing plans that help reduce the gap between production and consumption besides providing the necessary financial sums for that. Where most prediction methods are valid for one-year prediction. However, moving prediction methods have been found to measure and predict the future movement of the dependent variable. Which included production, consumption, farm price, world price, border price, import price, as well as the apparent gap and value of imports of wheat, over the period (2000-2017), to predict the values of these variables in the period (2018-2022) The results showed: According to the results of the prediction of the economic variables of wheat in Egypt, which are statistically significant according to many related tests, it was revealed that the Egyptian production of wheat in the years 2020, 2021 and 2022 is expected to reach 8.17, 8.12, 8.07 million tons, and that The Egyptian consumption of wheat is about 24.48, 24.52, 24.55 million tons, so the quantity of the wheat gap in Egypt will be about 16.31, 16.4, 16.48 million tons in the same years. Also, it is expected, according to the expectations of production and consumption, as well as the import price, that the value of Egyptian wheat imports will be about 3.495, 3.497, and 3.499 billion dollars in the years 2020, 2021, and 2022 each, respectively. Research is recommended that: Establishing a database on the future status of agriculture that helps decision-makers in drawing up various policies that benefit the country. In addition to conducting more studies in a field of forecasting for different agricultural crops. Besides its various items of prices, production, export, import, agricultural labor, wages, and investment. Moreover, it can be benefit from the results of forecasting in the comparison of use agricultural inputs and the substitution between agricultural production factors. Besides, distribution of crops intended for consumption.

Keywords: Wheat Crop, ARIMA Model, Production, Consumption.