Assiut J. Agric. Sci., (46) No. (1) 2015 (93-107) *ISSN: 1110-0486*
Website: http://www.aun.edu.eg/faculty_agriculture/arabic *E-mail : ajas@aun.edu.eg*

استخدام نماذج السلاسل الزمنية المتحركة للتنبؤ بأسعار المحاصيل السكرية في مصر

سامية محمد عبد الفتاح ، سمر محمد بغدادي ، مختار محمد عز الدين

معهد بحوث الاقتصاد – مركز البحوث الزراعية

مقدمه:

يتطلب استقراء أي متغير في المستقبل التعرف على التغيرات المتوقعة في المتغيرات الاقتصادية خلال السنوات القادمة، وهذا الأمر يفيد في وضع الخطط ورسم السياسات الاقتصادية للدولة، وهناك العديد من الطرق القياسية للتنبؤ بالمتغيرات الاقتصادية المختلفة في المستقبل وذلك لمعرفة تحركات هذه المتغيرات خلال فترة زمنية ، وإلى الآن لا يزال استخدام أساليب التنبؤ الساكنة ومنها تحليل الاتجاه الخطى، الوسط المتحرك، والتمهيد الأسى هي المستخدمة في عملية الاستقراء، إلا انه تم التوصل إلى أساليب متحركة للتنبؤ حيث بدأت باستخدام المعادلات الفردية لقياس حركة المتغير التابع والتنبؤ به في المستقبل، إلى تقدير نموذج متعدد المعادلات.

مشكلة الدراسة:

يؤخذ على أساليب التنبؤ الساكنة أن التنبؤ بالمتغيرات الاقتصادية يكون طردياً سواء بالزيادة أو بالنقص عبر الزمن، وهذا في الواقع غير صحيح لأن أي متغير إقتصادى يتعرض للعديد من الظروف تجعله لا يأخذ اتجاها متزايداً أو متناقصاً بصورة مطردة ومستمرة، هذا بجانب أن معظم تلك الأساليب يكون صالح للتنبؤ لمدة عام واحد، كما أن نماذج التنبؤ للمعادلات الفردية تعتمد على شرح سلوك وقياس حركة المتغير والتنبؤ به في المستقبل، ولكن في الواقع العملي فإن المتغيرات الاقتصادية عادة ما تؤثر ويتأثر بعضها بالبعض، كما أن هذه المتغيرات يصعب قياسها من خلال الاعتماد على معادلة واحدة لشرح التغيرات المؤثرة على المتغير التابع، ومن هذا المنطلق تم استخدام النماذج المتعددة المعادلات.

Received on: 2/3/2015 **Accepted for publication on:** 4/3/2015
Referees: Prof.Talat H. Esmail Prof. Salah A. Saleh

هدف الدراسة :

حدث تطور ملموس في النصف الثاني من السبعينات في أساليب تحليل السلاسل الزمنية الخاصة بالتنبؤ، وعليه فإن الهدف الرئيسي لهذه الدراسة هو التنبؤ بأسعار المحاصيل السكرية (قصب السكر و بنجر السكر) من خلال تحديد أفضل الأساليب القياسية المستخدمة في التنبؤ.

الطريقة البحثية ومصادر البيانات:

استخدام دوال انحدار السلاسل الزمنية الخاصة بنماذج التنبؤ المتحركة مثل نماذج الانحدار الذاتي – تكامل – الوسط المتحرك في التنبؤ بالأسعار المزرعية "Autoregressive Integrated Moving Average" (ARIMA),

وقد اعتمدت الدراسة على البيانات التي تصدرها الإدارة المركزية للاقتصاد الزراعي الخاصة بالأسعار المزرعية خلال الفترة (١٩٩٨ -٢٠١٣).

توصيف النموذج البحثي للدراسة:

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

والتنبؤ من الأساليب الهامة التي يهتم بها في معرفة التغيرات التي تحدث في المستقبل للمتغيرات الاقتصادية المختلفة ، كما تم تطوير هذا الأسلوب المتحرك من مجرد معادلات فردية إلى تقدير نماذج متعددة المعادلات، تأخذ في الاعتبار العلاقات المشتركة بين المتغيرات الاقتصادية المختلفة والتي عادة ما يؤثر بعضها البعض.

يتناول الإطار البحثي توصيفاً لنماذج تنبؤ المعادلات الفردية والمتعددة على النحو التالي:

(أولاً) النماذج المتحركة وحيدة المتغير "Dynamic Univariate (Single) Models":

توصل "Box-Jenkins" في عام ١٩٧٦ إلى نموذج تنبؤ متحرك يسمى تكامل الانحدار الذاتي– الوسط المتحرك "Autoregressive Integrated Moving Average"، وهو يحتوى على رتب انحدار ذاتي "Autoregressive" من الدرجة [AR(P)]، وسط متحرك "Moving Average" لحد الخطأ من الدرجة [MA(q)]، وفروق "Difference" من الدرجة (d).

ويتكون تقدير نموذج من أربع مراحل يمكن توضيحها كالتالي:

(١) مرحلة التوصيف "Identification Stage":

(١-١) اختبار الثبات "Stationarity":

نظراً لأن معظم بيانات السلاسل الزمنية قد تكون غير ساكنة عبر الزمن فيمكن إتباع أحد أسلوبين لاستبعاد أثر الزمن "De-trending" لتكون ساكنة هما:

– أسلوب ثبات الفروق "Difference Stationary Process" (DSP):

$$Y_{it} - \rho Y_{it-1} = \Delta Y_{it} = \beta + \Delta \varepsilon_{it} \; ; \; \rho = 1$$

– أسلوب ثبات الزمن "Trend Stationary Process" (TSP):

$$Y_{it} = \alpha + \beta T + \varepsilon_{it}$$

ويتم تطبيق "اختبار (ADF) المطول لجذر الوحدة " لاختبار سكون أو ثبات المتغيرات ويطلق عليه "Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test" كالتالي[٧]:

Dickey-Fuller (DF)

$$(1)\; \Delta Y_{it} = \rho Y_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

$$(2)\; \Delta Y_{it} = \alpha + \rho Y_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

$$(3)\; \Delta Y_{it} = \alpha + \rho Y_{it-1} + \beta T + \varepsilon_{it}$$

Augmented Dickey-Fuller (ADF)

$$(1)\; \Delta Y_{it} = \rho Y_{it-1} + \sum_{J=1}^{K} \lambda_J \Delta Y_{it-J} + \varepsilon_{it}$$

$$(2)\; \Delta Y_{it} = \alpha + \rho Y_{it-1} + \sum_{J=1}^{K} \lambda_J \Delta Y_{it-J} + \varepsilon_{it}$$

$$(3)\; \Delta Y_{it} = \alpha + \rho Y_{it-1} + \sum_{J=1}^{K} \lambda_J \Delta Y_{it-J} + \beta T + \varepsilon_{it}$$

كما يمكن استخدام اختبار " "Phillips-Perron Test"[١٧] (PPT)، وهو اختبار غير

قياسي "Non Parametric Test" يعمل على علاج مشكلة الارتباط الذاتي كالتالي:

$$PPT = \frac{\sigma_n t_1}{(\sigma_n + \sigma_1)} - \frac{\sigma_1^2 T\, Se_1}{2\sigma_0(\sigma_n + \sigma_1)}$$

حيث: t_1 = قيمة (t) المحسوبة للمتغير (Y_{it-1})، Se_1 = الخطأ القياسي للمتغير (Y_{it-1})،
$(\varepsilon_t'\varepsilon_t)/T = \sigma_n^2$، $(\varepsilon_t'\varepsilon_{t-1})/T = \sigma_1^2$، $(\varepsilon_t'\varepsilon_t)/(T-K) = \sigma_0^2$،
T = حجم العينة، K = عدد معاملات الانحدار،

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

(١-٢) تحديد طول فترة التأخير "Lag Length": يمكن استخدام معايير اختيار نموذج المعادلة الواحدة "Model Selection Criteria" لتحديد فترة التأخير المناسبة للنموذج، ولتحديد أفضل النماذج يتم اختيار أقل قيمة لأي من المعايير التالية من بين الرتب المختلفة لكل نموذج كالتالي:

1- Log Likelihood Function:
2- Akaike Information Criterion:
3- Log Akaike Information Criterion:
4- Akaike Final Prediction Error:

(٢) مرحلة التقدير "Estimation Stage":

فيما يلي توضيحاً لطرق تقدير نموذج (ARIMA):

(٢-١) الانحدار الذاتي "Autoregressive":

حيث يتم اعتبار أن المتغير التابع (Y_{it}) دالة لنفس قيم هذا المتغير بفترات تأخير مختلفة $(Y_{it-\rho})$ وذلك كمتغيرات مستقلة، ويشترط في تقدير نموذج (AR) أن يكون مجموع معاملات انحدار [AR(*P*)] أقل من الواحد الصحيح: $\left(\sum_{\rho=1}^{k}\beta_\rho < 1\right)$ ، ويطلق على ذلك شرط الثبات "Stationarity Condition"

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Y_{it-1} + \beta_2 Y_{it-2} + \cdots + \beta_\rho Y_{it-\rho} + \varepsilon_{it} \quad (1\text{-}1)$$

(٢-٢) الوسط المتحرك "Moving Average" :

حيث يتم اعتبار أن المتغير التابع (Y_{it}) دالة لحد الخطأ العشوائي بفترات تأخير مختلفة (ε_{it-q}) وذلك كمتغيرات مستقلة، ويشترط في تقدير نموذج (MA) أن يكون مجموع معاملات انحدار [MA(*q*)] أقل من الواحد الصحيح: $\left(\sum_{q=1}^{k}\theta_q < 1\right)$، ويطلق على ذلك شرط الانعكاس "Invertibility Condition"

$$Y_{it} = \varepsilon_{it} + \theta_1\varepsilon_{it-1} + \theta_2\varepsilon_{it-2} + \cdots + \theta_q\varepsilon_{it-q} \quad (1\text{-}2)$$

(٢-٣) الانحدار الذاتي-الوسط المتحرك "Autoregressive Moving Average" :

يعتمد هذا يعتمد هذا الأسلوب على تكوين نموذج مختلط من رتب الانحدار الذاتي ورتب الوسط المتحرك، من خلال دمج المعادلتين (١-١)، (١-٢)، في معادلة واحدة، للحصول على النموذج التالي

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Y_{it-1} + \beta_2 Y_{it-2} + \cdots + \beta_\rho Y_{it-\rho} + \varepsilon_{it} + \theta_1\varepsilon_{it-1} + \theta_2\varepsilon_{it-2} + \cdots + \theta_q\varepsilon_{it-q} \quad (1\text{-}3)$$

(٢-٤) تكامل الانحدار الذاتي-الوسط المتحرك "Autoregressive Integrated Moving Average"

يمكن عمل فروق (Δ) لمتغيرات النموذج (١-٣) تسمى التكامل "Integration"، حيث يتم اعتبار أن فرق المتغير التابع (ΔY_{it}) دالة لفرق المتغير التابع بفترات تأخير $(\Delta Y_{it-\rho})$ وحد

الخطأ للنموذج بفترات تأخير (ε_{it-q}) كمتغيرات مستقلة للحصول على نموذج (ARIMA) التالي:

$$\Delta Y_{it} = \beta_0 + \overbrace{\beta_1 \Delta Y_{it-1} + \cdots + \beta_\rho \Delta Y_{it-\rho}}^{\text{Auto Regressive}} + \varepsilon_{it} + \overbrace{\theta_1 \varepsilon_{it-1} + \cdots + \theta_q \varepsilon_{it-q}}^{\text{Moving Average}} \qquad (1\text{-}4)$$

وتعبر (Δ) عن فرق الدرجة الأولى $[\Delta Y_{it} = Y_{it} - Y_{it-1}]$، كما يكون الفرق من الدرجة الثانية كالتالي:

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

(٣) مرحلة التشخيص "Diagnostic Stage":

حيث يتم في هذه المرحلة تشخيص النموذج بالكشف عن المشاكل القياسية ومعالجتها في حال وجودها وذلك قبل إجراء مرحلة التنبؤ.

(٤) مرحلة التنبؤ "Forecasting Stage":

وهى الهدف الأساسي من تقدير نموذج التنبؤ وفقاً لأسلوب "بوكس-وجينكنز" (ARIMA)، ويمكن القول بأن أسلوب حساب التنبؤ يتوقف على طريقة التقدير، نظراً لأن كل طريقة لها الأسس الخاصة بها في حساب التنبؤ للمتغير موضع التقدير.

(ثانياً) النماذج المتحركة عديدة المتغيرات "Dynamic Multivariate Models" :

في الواقع يمكن القول أن نماذج (ARIMA) هي أساساً معادلات فردية تعتمد بدرجة عالية على شرح سلوك المتغير والتنبؤ به، ولكن في الواقع العملي فإن المتغيرات الاقتصادية عادة ما تؤثر بعضها البعض، نظراً لطبيعة العلاقات المترابطة بينها والتي يصعب قياسها من خلال تقدير معادلة واحدة تشرح التغيرات الحادثة في المتغير موضع التنبؤ، ومن هذا المنطلق كان هناك اتجاه إلى تقدير نماذج المعادلات المتعددة في التنبؤ، ويمكن حصر أنواع تلك النماذج كما يلي:

مراحل تقدير نماذج التنبؤ متعددة المعادلات:

تتكون مراحل تقدير نماذج التنبؤ متعددة المعادلات من المراحل الأربع التالية:

(١) مرحلة التوصيف:"Identification Stage"

(١-١) اختبارات الثبات "Stationarity Tests":

يتم اختبار ثبات متغيرات كل معادلة باستخدام اختبار "أنجل-جرا نجر" "Engle-Granger Test"[8] للتكامل المشترك "Cointegration"، وذلك بعمل انحدار كل متغير تابع على المتغيرات الأخرى بالنموذج كالتالي:

$$\left.\begin{array}{l}(1)\ Y_{1t} = \beta_0 + \sum_{i-2}^{M} \beta_i Y_{it} + \varepsilon_t \\ (2)\ Y_{1t} = \beta_0 + \beta_1 T + \sum_{i-2}^{M} \beta_i Y_{it} + \varepsilon_t\end{array}\right\}$$

حيث يتم الحصول على حد الخطأ (ε_t) للمعادلة (١) أو (٢)، ثم تقدير دالة الانحدار التالية:

$$\Delta \varepsilon_t = \alpha \varepsilon_{t-1} + \sum_{J=1}^{K} \gamma_J \Delta \varepsilon_{t-J} + v_t$$

- فرض العدم $[H_0: \alpha = 0\ (\textit{Non Cointegration})]$: عدم ثبات متغيرات النموذج،
- الفرض البديل $[H_A: \alpha \neq 0\ \ (\textit{Cointegration})]$: ثبات متغيرات النموذج،

ويوضح فرض العدم عدم تكامل أو عدم ثبات المتغير، وعندما يكون معامل التحديد أكبر من قيمة اختبار (DW) المحسوبة ($R^2 > DW$) فهذا مؤشراً لوجود تكامل "Cointegration"، ويتم مقارنة قيمة اختبار (τ) المحسوبة بنظيرتها الجدولية وفقاً لجداول خاصة،

(١-٢) تحديد طول فترة التأخير (Lag Length):

يتم تحديد فترة التأخير المناسبة لدرجة الانحدار الذاتي (AR) والوسط المتحرك لحد الخطأ (MA) بمعايير اختيار النموذج، حيث يتم التقدير بأكثر من فترة تأخير مختلفة ويكون اختيار أفضل النماذج وفقاً لأقل قيمة لأحد المعايير التالية:

1- Log Likelihood Function:
2- Log Akaike Information Criterion:
3- Akaike Final Prediction Error:
4- Log Schwarz Criterion:

(١-٣) اختبار السببية "Causality Test":

بفرض وجود نموذج مكون من معادلتين ومتغيرين (Y_{1t}, Y_{2t}) فيتم تطبيق اختبار سببية جرا نجر "Granger Causality Test" كالتالي:

$$\left.\begin{aligned} Y_{1t} &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^{L} \alpha_i Y_{1t-i} + \sum_{i=1}^{L} \beta_i Y_{2t-i} + \varepsilon_{1t} \\ Y_{2t} &= \beta_0 + \sum_{J=1}^{L} \alpha_J Y_{1t-J} + \sum_{J=1}^{L} \beta_J Y_{2t-J} + \varepsilon_{2t} \end{aligned}\right\}$$

واختبار السببية يوضح أي من المتغيرين يسبب حدوث تغير في الآخر، فمثلاً لاختبار أن (Y_{2t}) تسبب (Y_{1t})، فإنه يتم إتباع الخطوات التالية:

ا- تقدير معادلة (Y_{1t}) بدون وجود (Y_{2t}) وهى الصورة المقيدة "Restricted" كالتالي:

$$Y_{1t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{L} \alpha_i Y_{1t-i} + \nu_{1t}$$

ب- تقدير المعادلة السابقة مرة أخرى في وجود (Y_{2t-J}) بعدد فترات تأخير (J) وهى الصورة غير المقيدة "Unrestricted" كالتالي:

$$Y_{1t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{L} \alpha_i Y_{1t-i} + \sum_{J=1}^{L} \beta_J Y_{2t-J} + \nu_{2t}$$

ج- حساب قيمة اختبار (F-test) كالتالي:

$$F = \frac{(SSE_r - SSE_u)/J}{SSE_u/(T-K)} \sim F_{[J,(T-K)]}$$

حيث: SSE_r, SSE_u هي مجموع مربعات الخطأ في الصوره المقيدة (r) وغير المقيدة (u) على الترتيب.

د- اختبار الفروض الإحصائية التالية:

- فرض العدم $(H_0: \beta_J = 0)$: (Y_{2t-J}) لا تسبب (Y_{1t}): ولذلك يتم خروج (Y_{2t-J}) من معادلة الخطوة رقم (٢)، ويكون (Y_{1t}) متغير خارجي "Exogenous"(٩).
- الفرض البديل $(H_A: \beta_J \neq 0)$: (Y_{2t-J}) تسبب (Y_{1t}): ولذلك يتم دخول (Y_{2t-J}) في معادلة الخطوة رقم (٢)، ويكون (Y_{1t}) متغير داخلي "Endogenous".

(١-٤) تحديد أسلوب التقدير:

توجد عدة فروض إحصائية يجب التحقق منها تتعلق بتقدير نموذج متعدد المعادلات (M) للحصول على أفضل تقديرات خطية غير متحيزة وهى كالتالي:

$$Y_{it} = Z_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad ; \quad i = 1,2,\dots,M \; , \; t = 1,2,\dots,T$$

١- متوسط حد خطأ كل معادلة بالنموذج يساوى صفر: $\overline{E}(\varepsilon_{it}) = 0$

٢- ثبات تباين حد خطأ كل معادلة بالنموذج عبر الزمن، ويمكن وجود اختلاف بين تباين أي معادلة عن تباين معادلة أخرى أي عدم ثبات تباين حد الخطأ بين المعادلات،

$$\overline{E}[E_t E_t'] = \Phi = \sigma^2 \Psi = Var(\varepsilon_{ij}) = \overline{E}(\varepsilon_{it}^2) = \sigma_i^2 I_T = \sigma_{ij} I_T; \; i = j = 1,2,\dots,M$$

٣- استقلال حد الخطأ العشوائي عن المتغيرات المستقلة الخارجية بالنموذج: $Cov(\varepsilon_t, X_{Jt}) = 0$

٤- عدم وجود ارتباط ذاتي في حد خطأ أي معادلة بالنموذج بين مختلف الفترات الزمنية لنفس

المعادلة وأيضاً عدم وجود ارتباط بين حدي خطـــأ أي معـــادلتين عنـــد فتـــرتين زمنيتـــين مختلفتين.

(٣) مرحلة التشخيص "Diagnostic Stage":

يتم الكشف عن المشاكل القياسية ومعالجتها عند وجودها قبل إجراء مرحلة التنبـــؤ مثـــل الارتباط الذاتي، الذي يعتمد على تقدير النموذج الأصلي بأسلوب (OLS) للحصول علـــى حـــد الخطأ (ε_t)، ثم تقدير دالة الانحدار التالية لحساب معامل التحديد (R_p^2):

$$\varepsilon_t = \alpha + \sum_{n=0}^{M} \tilde{\beta}_n X_{t-n} + \sum_{r=1}^{L} \tilde{\lambda}_r Y_{t-r} + \sum_{i=1}^{p} \tilde{\rho}_i \varepsilon_{t-i} + \nu_t \; ; \; t = 1,2,\ldots,T$$

حيث: (p) تمثل عدد فترات تأخير المتغير.

شكل الارتباط Correlogram :

ويعرض معادلات الارتباط الذاتي و الارتباط الذاتي الجزئي عند درجة إبطاء معينـــة، و تميز هذه المعادلات شكل التوابع المؤقتة في السلسلة، هذا وتوجد ثلاث اختيارات لشكل الارتباط أولها باستخدام الأرقام الخام (Level) للسلسلة وثانيها اســـتخدام الفـــرق الأول d(x)=x-x(-1) وثالثها استخدام الفرق الثاني d(x)-d(x-(-1)) = x-2x(-1)+x(-2)

وذلك إذا ما كانت السلسلة غير مستقرة، كما يمكن أيضا تحديد أعلى رتبة للإبطـــاء، كمـــا يمكن توصيف الرتبة الأعلى من الإبطاء لعرض شكل الارتباط، وبالتالي يـــتم الحـــصول علـــى شكل الارتباط الذي يتضمن بيانات عن الارتباط الذاتي(AC) و الارتباط الذاتي الجزئي (PAC) واختبار Q-Statistic

أ :الارتباط الذاتي Autocorrelation (AC)

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

$$Tk = \sum_{t=k-1}^{T} (Yt - Y^\wedge)(Yt - k - Y^\wedge) / (\sum_{t=1}^{T} (Yt - Y^\wedge)2 / T)$$

حيث $(\hat{Y})$ هو متوسط السلسلة Y و هذا هو معامل الارتباط لقيم السلسلة عند فترات k المبطئة، فإذا كانت r_1 لا تساوي صفر فهذا يعني أن السلسلة مرتبطة من الدرجة الأولـــى، و إذا كانت r_k تنتهي أو تزيد أو تقل بزيادة فترة الإبطاء k فان هذا مؤشر على أن السلسلة تتبع رتبـــة منخفضة من الانحدار الذاتي (AR).

وإذا وصلت r_k إلى نقطة الصفر بعد عدد قليل من الابطاءات فان هذا يعتبر علامة علـــى أن السلسلة تخضع لدرجة منخفضة من المتوسط المتحرك MA.

ب :الارتباط الذاتي الجزئي Partial Autocorrelation (PAC):

الارتباط الذاتي الجزئي عند درجة إبطاء k هو معامل الانحدار علي Y_{t-k} عندما تكون Y_t منحدرة على ثابتY_{t-1}............Y_{t-k}، ويعتبر هذا ارتباط جزئي طالما انه يقيس ارتباط قـــيم Y التي تعتبر فترة الإبطاء k جزء منها بعد التخلص من الارتباط الذي يتخلل الابطاءات، فـــإذا كان نموذج الارتباط الذاتي من النوع الذي يمكن ضبطه بانحدار اقل من الرتبة k، حينئذ ســـوف يقترب الارتباط الذاتي الجزئي من الصفر.

ج :اختبار Ljung-Box أو ما يسمي Q-Statistics:

وهو اختبار لفرض العدم بأنه لا يوجد ارتباط ذاتي بالسلسلة حتى الرتبة k من الإبطـــاء و يتم حسابه من المعادلة

$$Qj\ , B = T(T + 2)(\sum_{j=1}^{k} T2j / T - j)$$

حيث Tj هي الدرجة j من الارتباط الذاتي، T هي عدد المشاهدات، فإذا لم تكن السلـــسلة مرتكزة على نتائج تقديرات ARIMA، حينئذ و تحت فرض العدم فان Q ستتوزع عرضيا مثـــل

توزيع λ^2 بدرجات حرية مساوية لعدد الارتباطات الذاتية، و إذا كانت السلسلة ممثلة لبواقي تقدير ARIMA فان درجات الحرية المناسبة يجب ضبطها لتمثل عدد مرات الانحدار الذاتي مطروحا منه عدد مقاطع كل من AR وMA التي سبق حسابها، كما يجب إعطاء بعض العناية أيضا في تفسير نتائج اختبار Ljung-Box المستخدم في حساب البواقي من ARIMA (Dezhbaksh, 1990).

وغالبا ما يستخدم اختبار Q-Statistics لمعرفة ما إذا كانت السلسلة خالية من المشاكل الإحصائية مثل خلوها من الانحدار و الارتباط الذاتي و ثبات حد التباين (White Noise), وهنا تبقى مشكلة اختيار رتبة الإبطاء المستخدمة في الاختبار، فإذا اختيرت فترة إبطاء قليلة جدا فقد لا يكشف الاختبار ارتباط في السلسلة عند فترات الإبطاء الأكبر، وإذا اختيرت فترة إبطاء طويلة جدا فقد يكون الاختبار اقل قوة طالما أن معنوية الارتباط عند فترة إبطاء معينة قد تضعف بالارتباط غير المعنوي عند فترات إبطاء أخرى (Ljung & Box 1979, Harvey 1993).

(٤) مرحلة التنبؤ "Forecasting Stage": وهى المرحلة الأخيرة والهدف الأساسي من التقدير.

التنبؤ بأسعار المحاصيل السكرية

يمكن التنبؤ بالوضع المستقبلي للمحاصيل السكرية وذلك باستخدام نموذج الانحدار الذاتي المتكامل و الوسط المتحرك Autoregressive Integrated Moving Average والمعروف بنموذج أريما ARIMA Model وذلك لمحصولي (قصب السكر – بنجر السكر)

وتعتبر التنبؤات تقديرات كمية لمتغيرات اقتصادية خلال فترة زمنية محددة ، وتنقسم أساليب التنبؤ إلى قسمين رئيسيين : الأول هو الأساليب غير النظامية وتعتمد على الخبرة والتجربة والتقدير الذاتي باستخدام أساليب التناظر والمقارنة وآراء ذوي الخبرة ، أما القسم الثاني فيتمثل في الأساليب النظامية التي تعتمد على الطرق العملية التي تتسم بالموضوعية بحيث تعطي نفس المعلومات المستخدمة لتفسير أي ظاهرة من قبل أشخاص مختلفين وتعطي نتائج متماثلة دائما.

الاختبارات المستخدمة في الدراسة:

١ – شكل الارتباط Correlogram – اختبار (Q-statistic)

هذه الرؤية تعرض معادلات الارتباط الذاتي و الارتباط الذاتي الجزئي عند درجة إبطاء معينة، و تميز هذه المعادلات شكل التوابع المؤقتة في السلسلة، كما يمكن أيضا تحديد و توصيف أعلى رتبة من الإبطاء لعرض شكل الارتباط ، و بالتالي يتم الحصول على شكل الارتباط الذي يتضمن بيانات عن الارتباط الذاتي(AC) والارتباط الذاتي الجزئي (PAC) واختبار (Q-Statistic) وهو اختبار لفرض العدم بأنه لا يوجد ارتباط ذاتي أو ارتباط ذاتي جزئي بالسلسلة حتى الرتبة k من الإبطاء و يتم حسابه من المعادلة

$$Qj\ ,B\ =\ T\,(T\ +\ 2)(\sum_{j=1}^{k}\ T\ \hat{}\ 2\ j\ /\ T\ -\ j\ )$$

حيث Tj هي الدرجة j من الارتباط الذاتي، T هي عدد المشاهدات، فإذا لم تكن السلسلة مرتكزة على نتائج تقديرات ARIMA، حينئذ و تحت فرض العدم فان Q ستتوزع عرضيا مثل توزيع λ^2 بدرجات حرية مساوية لعدد الارتباطات الذاتية، و إذا كانت السلسلة ممثلة لبواقي تقدير ARIMA فان درجات الحرية المناسبة يجب تعديلها لتمثل عدد مرات الانحدار الذاتي مطروحا منه عدد مقاطع كل من AR و MA التي سبق حسابها، كما يجب إعطاء بعض العناية أيضا في تفسير نتائج اختبار Ljung-Box المستخدم في حساب البواقي من ARIMA.

٢ – اختبار (Granger Causality)

ليس من الضروري تضمن الارتباط للسببية الإحساس بمعنى الكلمة، فساحة الاقتصاد القياسي مملوءة بالارتباطات الرائعة و التي ببساطة إما أن تكون زائفة أو غير منطقية فمن الأمثلة الهامة التي تتضمن ارتباطا موجبا أجور المدرسين واستهلاك الكحوليات و ارتباط موجب و رائع آخر بين نسبة الوفيات في المملكة المتحدة و نسبة احتفالات الزواج الموثقة في الكنيسة في انجلترا، و قد ناقش الاقتصاديون أشكال الارتباط التي تكون غير واضحة المعنى.

إن مدخل Granger 1969 للسؤال عما إذا كانت x تتسبب في y هو لنرى كم من y الحالية يمكن أن يتم شرحها بقيم ماضية من y و حينئذ نرى هل إضافة قيم مبطئة من x تصلح لهذا التفسير، فيقال أن y هي مسببة جرا نجر بواسطة x إذا ما ساعدت x في التنبؤ y أو بما يرادف هذا إذا ما كانت معاملات x,s المبطئة معنوية إحصائيا، لاحظ أن هناك طريقتين للسببية تتكرر لنفس الحالة بمعنى أن x تتسبب في y و أن y تتسبب في x.

من المهم ملاحظة أن جملة "x مسببة لـ y لا تتضمن أن y هي تأثير أو نتيجة لـ x "و تقيس مسببات جرا نجر الأسبقية و المستوى ألمعلوماتي و لكن لا توضح بنفسها السبب في الاستخدام الأكثر شيوعا لهذه العبارة، و بوجه عام من المستحسن استخدام عدد اكبر من فترات الإبطاء، طالما أن النظرية تصاغ في فقرات وثيقة الصلة بجميع المعلومات الماضية، هذا و سيتم إجراء انحدارات مزدوجة كما يلي

$$yt = \alpha 0 + \alpha 1yt-1 + \alpha 2yt-2 + ... + \beta 1xt-1 + \beta 2xt-2 + ... + \varepsilon t$$

$$xt = \alpha 0 + \alpha 1xt-1 + \alpha 2xt-2 + ... + \beta 1yt-1 + \beta 2yt-2 + ... + \varepsilon t$$

و ذلك لجميع الأزواج الممكنة من (x, y) في السلاسل الزمنية بالمجموعة و قيمة F الإحصائية الموجودة هي إحصائية Wald للفروض المشتركة $\beta 1 = \beta 2 = \beta 3 = ...\beta t = 0$ في كل معادلة حيث يقيس مدى تقارب التقديرات تحت فرض العدم.

و فرض العدم هو أن x ليست مسببة لـ y في الانحدار الأول و أن y ليست مسببة لـ x في الانحدار الثاني فإذا كانت قيمة F غير معنوية يقبل فرض العدم و هو أن y لا تتسبب في x في حين إذا كانت معنوية يرفض فرض العدم،

هذا و يمكن استخدام اختبار Wald في معادلات تم تقديرها بطريقة المربعات الصغرى ذات المرحلة الواحدة و المرحلتين و أيضا المعادلات غير الخطية و الثنائية binary والمختصرة truncated، و يعتبر اختبار Wald هو الاختبار الوحيد الموصوف الذي يمكن استخدامه في معادلات قدرت بالطرق النمطية.

إن العديد من نتائج الاختبارات التي تم وصفها فيما سبق أخذت شكل البواقي المعيارية $\varepsilon t / \sigma t$ والتي عرفت على أنها متوسط معادلة البواقي مقسومة على الانحراف المعياري المشروط ، فإذا كان النموذج صحيح التوصيف فان البواقي المعيارية ستكون مستقلة.وسوف تتوزع عشوائيا بمتوسط يساوي الصفر و تباين = ١، و إذا ما كانت البواقي المعيارية موزعة اعتداليا أيضا فان التقديرات في هذه الحالة عبارة عن تقدير للإمكان الأكبر(MLH).

٣ – اختبارات جذر الوحدة Unit Root Tests

يجري اختبارين موسعين لاختبار ثبات واستقرار السلسلة يستخدمان جذر الوحدة هما اختبار Augmented Dickey-Fuller(ADF) واختبار Phillips-Perron (PP)،

و سوف نوضح بعض الخلفيات النظرية لهذين الاختبارين.

أ: اختبار (ADF) لتصور استخدام اختبار (DF) يؤخذ في الاعتبار عملية الانحدار الذاتيAR(1)

$$y\tau = \mu + \rho \ y\tau - 1 + \varepsilon\tau$$

حيث μ ، ρمقاييس و $\varepsilon\tau$ يفترض أنها خطأ التقدير أو ما يطلق عليهWhite noise، وتعتبر Y سلسلة ثابتة(مستقرة) إذا كانت١ > ρ >-١ وتكون غير مستقرة إذا كانت ρ= ١ إذا

Assiut J. Agric. Sci., (46) No. (1) 2015 (93-107) ISSN: 1110-0486
Website: http://www.aun.edu.eg/faculty_agriculture/arabic E-mail : ajas@aun.edu.eg

بدأت العملية عند بعض النقط بحيث يزداد تباين y مع الوقت حتى يصل إلى مالا نهاية، و إذا كانت القيمة المطلقة لـ ρ اكبر من الواحد الصحيح فان السلسلة تكون متفجرة، لذلك فان فرض استقرار السلسلة يمكن تقييمه باختبار ما إذا كانت القيمة المطلقة لـ ρ اقل فعلا من الواحد الصحيح، أن كلا الاختبارين (ADF&PP) يستخدما جذر الوحدة على انه فرض العدم $\rho = ١$ Ho: و نظرا لأن السلاسل المتفجرة ليس لها مدلولات اقتصادية كثيرة فان فرض العدم هذا يتم اختباره مقابل بديل من جانب واحد هو $H_1: \rho < ١$

وبينما يظهر أن الاختبار يمكن تنفيذه بإجراء اختبار T-test على γ المقدرة إلا أن إحصائية T تحت فرض العدم لجذر الوحدة ليس لها توزيع T التقليدي و قد أوضح (D,F 1979) أن التوزيع تحت فرض العدم غير معياري و يحاكي (simulation) القيمة الحرجة لحجم العينة، وقد استخدم (Mackinnon 1991") مجموعة كبيرة من المحاكيات اكبر من تلك التي استخدمها (D,F)، و يكون اختبار جذر الوحدة الذي سبق شرحه ساريا فقط إذا كانت السلسلة من نوع AR(1) "ذات فترة إبطاء =١" فإذا كانت السلسلة بها ارتباط عند فترة إبطاء أعلى فان فرض نظافة السلسلة يكون قد انتهك،

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

$$\Delta y\tau \equiv \mu + \gamma y\tau - 1 + \delta 1\Delta y\tau - 1 + \delta 2\Delta y\tau - 2. + ... + \delta p\Delta yt - p + \varepsilon\tau$$

وتستخدم هذه الخواص المطولة لاختبار فرض العدم $H_0: \gamma = 0$ أو الفرض البديل $H_1: \gamma < 0$ في هذا الانحدار، و قد حصل "Fuller" على نتيجة هامة و هي إن التوزيع التقاربي لاختبار T الإحصائي على γ مستقل عن عدد ابطاءات الفرق الأول التي يشتمل عليها انحدار ADF ، و أكثر من ذلك فبينما أن الفرض القياسي بان y تتبع أسلوب انحدار ذاتي (AR) قد يبدو محدودا (Said and Dickey 1984) فقد تبين إن اختبار (ADF) يبقي ساريا حتى إذا كانت السلسلة تحتوي على مكونات المتوسط المتحرك(MA) بشرط إضافة فروق مبطئة كافية للانحدار.

ب –اختبار Phillips-Perron test (PPT)

اقترح Phillips-Perron(١٩٨٨) طريقة غير قياسية (nonparametric) للتحكم في الارتباط المتتالي ذو الرتبة العالية في السلسلة، إن اختبار الانحدار في اختبار (PP) هو اختبار الانحدار الذاتي بدرجة إبطاء واحدة AR(1) من المعادلة

$$\Delta yt = \alpha + \beta y\tau - 1 + \varepsilon t$$

فبينما كان اختبار ADF يصحح الرتبة العالية للارتباط المتتالي بإضافة ابطاءات مختلفة للجانب الأيمن ،فان اختبار PP يصحح T-Statistic لمعامل γمن انحدار AR(1) لحساب الارتباط المتتالي في البواقي (ε).

ويرفض فرض العدم لجذر الوحدة مقابل بديل من جانب واحد إذا كنت إحصائية T اقل من القيمة الحرجة، كما يمكن ملاحظة إن القيمة الحرجة المسجلة تكون سارية فقط لاختبارات جذر الوحدة لبيانات السلسلة، وتكون غير سارية إذا ما ارتكزت السلسلة على بيانات سبق تقديرها.

النتائج والمناقشة:

١ – اختبار Q-statistics

أوضح اختبار Q-statistics لأشكال الارتباط عدم و جود ارتباط ذاتي أو ارتباط ذاتي جزئي في بيانات السلسلة الزمنية لمحصول قصب السكر و ذلك عند الفرق الثاني حيث تعتبر من الرتبة الثانية ، في حين كان ذلك عند الفرق الأول لمحصول بنجر السكر حيث تعتبر من

الرتبة الأولى ، كما كانت قيم (Q) للانحدار عند درجات إبطاء مختلفة لكل سلعة غير معنوية والذي يعني أن السلاسل نظيفة (White noise)

٢ - اختبار (Granger Causality)

ليس من الضروري تضمن الارتباط للسببية الإحساس بمعنى الكلمة، فساحة الاقتصاد القياسي مملوءة بالارتباطات الرائعة و التي ببساطة إما أن تكون زائفة أو غير منطقية فمن الأمثلة الهامة التي تتضمن ارتباطا موجبا أجور المدرسين واستهلاك الكحوليات وارتباط موجب ورائع آخر بين نسبة الوفيات في المملكة المتحدة و نسبة احتفالات الزواج الموثقة في الكنيسة في انجلترا، و قد ناقش الاقتصاديون أشكال الارتباط التي تكون غير واضحة المعنى.

إن مدخل 1969 Granger للسؤال عما إذا كانت x تتسبب في y هو لنرى كم من y الحالية يمكن أن يتم شرحها بقيم ماضية من x و حينئذ نرى هل إضافة قيم مبطئة من x تصلح لهذا التفسير، فيقال أن y هي مسببة جرا نجر بواسطة x إذا ما ساعدت x في التنبؤ y أو بما يرادف هذا إذا ما كانت معاملات x,s المبطئة معنوية إحصائيا، لاحظ أن هناك طريقتين للسببية تتكرر لنفس الحالة بمعنى أن x تتسبب في y و أن y تتسبب في x.

من المهم ملاحظة أن جملة "x مسببة لـ y لا تتضمن أن y هي تأثير أو نتيجة لـ x "، و تقيس مسببات جرا نجر الأسبقية و المستوى ألمعلوماتي و لكن لا توضح بنفسها السبب في الاستخدام الأكثر شيوعا لهذه العبارة، و بوجه عام من المستحسن استخدام عدد اكبر من فترات الإبطاء، طالما أن النظرية تصاغ في فقرات وثيقة الصلة بجميع المعلومات الماضية، هذا و سيتم إجراء انحدارات مزدوجة كما يلي

$$yt = \alpha 0 + \alpha 1yt - 1 + \alpha 2yt - 2 + ...+ \beta 1xt - 1 + \beta 2xt - 2 + ...+ \varepsilon t$$

$$xt = \alpha 0 + \alpha 1xt - 1 + \alpha 2xt - 2 + ...+ \beta 1yt - 1 + \beta 2yt - 2 + ...+ \varepsilon t$$

وذلك لجميع الأزواج الممكنة من (x, y) في السلاسل الزمنية بالمجموعة و قيمة F الإحصائية الموجودة هي إحصائية Wald للفروض المشتركة $\beta 1 = \beta 2 = \beta 3 = ...\beta t = 0$ في كل معادلة حيث يقيس مدى تقارب التقديرات تحت فرض العدم.

وفرض العدم هو أن x ليست مسببة لـ y في الانحدار الأول و أن y ليست مسببة لـ x في الانحدار الثاني فإذا كانت قيمة F غير معنوية يقبل فرض العدم و هو أن y لا تتسبب في x في حين إذا كانت معنوية يرفض فرض العدم.

وقد أوضح الاختبار عدم وجود تأثير مباشر لأسعار محصول بنجر السكر على أسعار محصول قصب السكر حيث بلغت قيمة F ٢،٧٦٢٤ باحتمال ٠،١١٩٤ وهو تأثير غير معنوي، كما أوضح أيضا عدم وجود تأثير مباشر لأسعار محصول قصب السكر على أسعار محصول بنجر السكر حيث بلغت قيمة F ٠،٣٢٨٧ باحتمال ٠،٧٢٨١ .

٣ – اختبارات جذر الوحدة Unit Root Tests

تم اختبار جميع السلاسل السعرية محل الدراسة من حيث الثبات باستخدام اختبار جذر الوحدة لكل من (ADF) و (PP) باستخدام الجزء الثابت و الاتجاه العام وان اختبار فرض العدم (عدم ألاستقرار) مقابل الفرض البديل و هو وجود استقرار بالسلاسل الزمنية تم تسجيله بالجدول رقم (١) لاختبار (ADF) و الجدول رقم (٢) لاختبار (PP).

جدول رقم (١): اختبار ثبات السلسلة بطريقة Augmented Dickey-Fuller (ADF)

المحصول	قيمة T	الاحتمال	الفرق
قصب السكر	-٠،٨٠٤٦	-٠،٧٨٦٢	الفرق الثاني
بنجر السكر	-١،٢٥٥٤	-٠،٩٩٦٥	الفرق الأول

قيم (ت) عند مستوى معنوية ١% هو -٤،٠٠٤٤ و عند مستوى معنوية ٥% هو-٣،٠٩٨٩

جدول رقم (٢): اختبار ثبات السلسلة بطريقة Phillips- Perron (PP)

المحصول	قيمة T	الاحتمال	الفرق
قصب السكر	-١،٦٠٣٩	-٠،٩٩٨٦	الفرق الأول
بنجر السكر	-١،٠٣٧٤	-٠،٩٩٤٤	المستوى

قيم (ت) عند مستوى معنوية ١% هو -٣،٩٥٩١ و عند مستوى معنوية ٥% هو -٣،٠٨١٠

إن كلا اختباري(ADF) و(PP) لفرض العدم (عدم الاستقرار) مقابل الفرض البديل (وجود استقرار) والذي تم تسجيله بجدولي (١ و٢) هو وجود ثبات بالسلسلة عند المستوى العام للأسعار والنتيجة تدعم رفض فرض العدم و بالتالي وجود استقرار في السلاسل الزمنية عند فترات إبطاء (٢ ٢).

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

نموذج الانحدار الذاتي المتكامل و المتوسط المتحرك :

Autoregressive-Integrated-Moving Average Model ARIMA (p,d,q)

ويتصف نموذج ARIMA باشتماله على ثلاث متغيرات هي:

P توضح رتبة مقياس الانحدار الذاتي والذي يعني عدد الفترات التي تبطئها Z_{t-1} ، فإذا كانت p=1 فإن المتغير التابع Z_t يعني أيضا فترة إبطاء تساوي واحد (Z_{t-1}) أي أن رتبة مقياس الانحدار الذاتي قد تساوي صفر أو واحد أو اثنين .

d توضح رتبة الفرق العادي المستخدم في السلسلة الأصلية والذي يجعلها ثابتة ، وبتعبير أخر فإن البناء الإحصائي للسلسلة يجب أن يكون مستقل عن الزمن وهذا يتضمن أيضا استقرار النموذج وقد يستخدم الفرق الأول d=1 أو الفرق الثاني d=2 في السلسلة الأصلية أي رتبة الفرق قد تساوي صفر أو واحد أو اثنين .

q توضح رتبة مقياس المتوسطات المتحركة وتوضح عدد الفترات التي تبطئها البواقي المشاهدة ، فإذا كانت q=1 فإن البواقي A_t سوف تبطئ فترة واحدة (A_{t-1}) أي أن رتبة مقياس المتوسط المتحرك قد تساوي صفر أو واحد أو اثنين.

جدول رقم (٣): تطور الأسعار المزرعية بالجنيه للطن لمحصولي قصب السكر وبنجر السكر في مصر خلال الفترة (١٩٩٨- ٢٠١٣)

السنوات	قصب السكر	بنجر السكر
	السعر المزرعي(جنيه/طن)	السعر المزرعي(جنيه/طن)
١٩٩٨	٩٥،٠٠	٩١،٠٠
١٩٩٩	٩٥،٠٠	١٠٠،٠٠
٢٠٠٠	٩٥،٠٠	١٠٠،٠٠
٢٠٠١	٩٥،٠٠	١٠٠،٠٠

٢٠٠٢	١٠٥،٠٠	١١٠،٠٠
٢٠٠٣	١٠٥،٠٠	١١٠،٠٠
٢٠٠٤	١٣٠،٠٠	١٥٨،٠٠
٢٠٠٥	١٦٠،٠٠	١٦٠،٠٠
٢٠٠٦	١٧٠،٠٠	١٧١،٠٠
٢٠٠٧	١٨٢،٠٠	١٨٧،٥،٠٠
٢٠٠٨	٢٠٠،٠٠	٢٣١،٠٠
٢٠٠٩	٢٣٥،٠٠	٣١٧،٢٢
٢٠١٠	٢٨٠،٠٠	٢٦٣،٠٠
٢٠١١	٣٣٥،٠٠	٣٥٥،٠٠
٢٠١٢	٣٦٠،٠٠	٣٦٣،٥٠
٢٠١٣	٣٦٠،٠٠	٣٨٦،٧٠
متوسط الفترة	١٨٧،٦٣	٢٠٠،٢٥

المصدر: وزارة الزراعة واستصلاح الأراضي، قطاع الشئون الاقتصادية ، نشرات الإحصاءات الزراعية، أعداد مختلفة.

بعد تحديد المتغيرات الثلاثة للرتب يتم تقدير معالم هذا النموذج من البيانات المشاهدة باستخدام طرق التقدير الإحصائي الخاصة بالسلاسل الزمنية، وهذا النموذج المرشح يؤخذ كنموذج أولي قابل للتعديل لاحقا.

ثم تأتي بعد ذلك مرحلة فحص النماذج التي تم اختبارها للتعرف على النموذج الأكثر ملائمة لوصف البيانات، حيث يتم استخدام النموذج الأكثر ملائمة وإجراء التنبؤ المستقبلي، وتتم المفاضلة بين النماذج من خلال مجموع مربعات الخطأ Residual Sum Square(RSS) والنموذج الأفضل في التنبؤ هو الذي له أقل مجموع مربعات الخطأ.

وقد اتضح أن النموذج (٢ ٢ ٢) من أريما ARIMA هو الأفضل للتنبؤ بالأسعار محصول قصب السكر في حين كان النموذج (٢ ١ ٢) هو الأفضل للتنبؤ بأسعار محصول بنجر السكر، وإن النموذج الأول يتضمن الانحدار الذاتي من الرتبة(AR(2 والمتوسط المتحرك من الرتبة (MA(2 والفرق الثاني(D(2 وهو النموذج الأمثل للتنبؤ بالأسعار المزرعية لمحصول قصب السكر.

وإن النموذج الثاني يتضمن الانحدار الذاتي من الرتبة(AR(2 والمتوسط المتحرك من الرتبة (MA(2 والفرق الأول(D(1 وهو النموذج الأمثل للتنبؤ بالأسعار المزرعية لمحصول بنجر السكر

جدول رقم(٤): التنبؤ بالأسعار المزرعية لمحصول قصب السكر باستخدام نموذج ARIMA للفترة المستقبلية (٢٠١٥-٢٠٢٠) بالجنيه/طن

السنوات	السعر المتنبئ به	الحد الأدنى للسعر	الحد الأقصى للسعر
٢٠١٥	٤٣٠	٣٨٥	٤٧٥
٢٠١٦	٥٠١	٤٤٨	٥٥٣
٢٠١٧	٥٥٩	٥٠٦	٦١٢
٢٠١٨	٥٩٥	٥٤١	٦٤٨
٢٠١٩	٦٢٥	٥٧٢	٦٧٩
٢٠٢٠	٦٧٢	٦١٦	٧٢٩

المصدر: نتائج تحليل البيانات المدونة بالجدول رقم (٣) بالدراسة باستخدام برنامج MINITAB

يتضح من جدول (٤) إن سعر الطن من قصب السكر سوف يزداد خلال فترة التنبؤ من ٤٣٠ جنيه عام ٢٠١٥ إلى ٦٧٢ جنيه عام ٢٠٢٠ كما تراوح الحد الأدنى بين ٣٨٥ جنيه عام ٢٠١٥ و٦١٦ جنيه عام٢٠٢٠ وحد أقصى بين ٤٧٥ جنيه عام ٢٠١٥ إلى ٧٢٩ جنيه عام٢٠٢٠.

النموذج القياسي للتنبؤ بالأسعار المز رعية لمحصول قصب السكر:

جدول رقم (٥): القيم المختلفة لمعالم النموذج متضمنة ثابت المعادلة

المتغيرات	المعاملات	الانحراف المعياري	قيمة ت	الاحتمال
AR(1)	٠،٨٢٨٥	٠،٤٥٤٦	١،٨٢	٠،١٠٢
AR(2)	٠،٨٣٣٣-	٠،٧٢١٥	١،١٥-	٠،٢٧٨
MA(1)	١،٢٧٧١	٠،٠٢٤٩	٥١،٣٨	٠،٠٠٠
MA(2)	٠،٢٢١٨-	١،٠٤٦٨	٠،٢١-	٠،٨٣٧
Constant	٢،٦٢٦	٠،٣٨٦٦	٦٧،٩٢	٠،٠٠٠

المصدر: نتائج تحليل البيانات المدونة بالجدول رقم (٣) بالدراسة٠

جدول رقم(٦): التنبؤ بالأسعار المزرعية لمحصول بنجر السكر باستخدام نموذج ARIMA (2 1 2) للفترة المستقبلية (٢٠١٥-٢٠٢٠) بالجنيه/طن

السنوات	السعر المتنبئ به	الحد الأدنى للسعر	الحد الأقصى للسعر
٢٠١٥	٤٤١	٣٧٨	٥٠٤
٢٠١٦	٤٦٠	٣٨٢	٥٣٩
٢٠١٧	٤٨٠	٣٨٢	٥٧٧
٢٠١٨	٤٩٨	٣٧٨	٦١٨
٢٠١٩	٥١٧	٣٧٣	٦٥٩
٢٠٢٠	٥٣٥	٣٦٩	٧٠١

المصدر: نتيجة تحليل البيانات المدونة بالجدول رقم (٣) بالدراسة.

يتضح من جدول (٦) إن سعر الطن من بنجر السكر سوف يزداد خلال فترة التنبؤ من ٤٤١ جنيه عام ٢٠١٥ إلى ٥٣٥ جنيه عام ٢٠٢٠ كما تراوح الحد الأدنى بين ٣٦٩ جنيه عام ٢٠٢٠ الى٣٨٢ جنيه عام٢٠١٧ وحد أقصى بين ٥٠٤ جنيه عام ٢٠١٥ إلى ٧٠١ جنيه عام٢٠٢٠ .

النموذج القياسي للتنبؤ بالأسعار المز رعية لمحصول بنجر السكر :
جدول رقم (٧): القيم المختلفة لمعالم النموذج متضمنة ثابت المعادلة

المتغيرات	المعاملات	الانحراف المعياري	قيمة ت	الاحتمال
AR(1)	٠،٥٩٣٣	٠،٣٨٦٤	١،٥٤	٠،١٥٦
AR(2)	٠،١١٢٠-	٠،٣٨٩٢	٠،٢٩-	٠،٧٧٩
MA(1)	١،٣٥٠٣	٠،٣١٩٤	٤،٣٨٢٣	٠،٠٠٢
MA(2)	٠،٨٤-	٠،٣١٧٣	٢،٦٥-	٠،٠٢٤
Constant	٥،٢٧٧	٤،٠٦٨	١،٢٩	٠،٢٢٦

المصدر: نتائج تحليل البيانات المدونة بالجدول رقم(٣) بالدراسة.

هذا وتوصي الدراسة بالمزيد من الدراسات في مجال التنبؤ للمحاصيل الزراعية المختلفة وبنودها المتنوعة من أسعار وإنتاج وتصدير واستيراد وعمالة زراعية وأجور واستثمار وجميع ما يتعلق بقطاع الزراعة حتى تكون هناك قاعدة بيانات عن الوضع المستقبلي للزراعة بوجه عام تساعد متخذي القرار في رسم السياسات المختلفة والتي تعود بالنفع على الدولة.

الملخص:

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

والتنبؤ من الأساليب الهامة التي يهتم بها في معرفة التغيرات التي تحدث في المستقبل للمتغيرات الاقتصادية المتلفة ، كما تم تطوير هذا الأسلوب المتحرك من مجرد معادلات فردية إلى تقدير نماذج متعدد المعادلات، تأخذ في الاعتبار العلاقات المشتركة بين المتغيرات الاقتصادية المختلفة والتي عادة ما يؤثر ويتأثر بعضها بالبعض.

وتركز الدراسة على استخدام أسلوب التنبؤ في تحليل السلاسل الزمنية ، والاستعانة ببعض النماذج الإحصائية ، ومن خلال تعميم تطبيق تلك النماذج يمكن أن يتوفر لدى المخططين البيانات اللازمة لرسم السياسات السعرية للمنتجات الزراعية.

وتحقيقاً لأهداف البحث اعتمدت الدراسة على بعض الأساليب القياسية للوصول إلى أفضل النماذج الإحصائية المتحركة للتنبؤ.

قد تم توصيف لنماذج تنبؤ المعادلات المتحركة الفردية الخاصة بنماذج تكامل الانحدار الذاتي–الوسط المتحرك، النموذج المستخدم في الدراسة، وذلك من أربع مراحل تمثلت في مرحلة التوصيف والتي تتضمن اختبارات الثبات وتحديد طول فترة التأخير، ثم مرحلة التقدير، مرحلة التشخيص، وأخيراً مرحلة التنبؤ.

وبدراسة الأسعار المزرعية لمحصول قصب السكر للسلسلة الزمنية خلال الفترة (١٩٩٨-٢٠١٣) وباستخدام نموذج ARIMA تبين أن أفضل نموذج من ARIMA (2,2,2) وهو النموذج الذي أعطي أقل مجموع مربعات خطأ والذي يعنى أن الفرق بين البيانات الفعلية والتقديرية أقل ما يمكن.

وبالنسبة لمحصول بنجر السكر بدراسة الأسعار المزرعية للسلسلة الزمنية خلال الفترة (١٩٩٨-٢٠١٣) وباستخدام نموذج ARIMA تبين أن أفضل نموذج هو ARIMA(2,1,2) حيث أعطي أقل مجموع مربعات خطأ حيث كان الفرق بين البيانات الفعلية والتقديرية أقل ما يمكن.

المراجع:

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

2 Breusch, Trevor “Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models” *Aust, Econ, Papers, Vol, 17, 1978*; 334-355,

3 Cochrane, D, & Orcutt G, “Application of Least Squares Regressions to Relationships Containing Auto correlated Error Terms” *J, Am, Stat, Assoc,, Vol, 44, No, 1, 1944*; 32-61,

4 David M, Lilien, et al “EViews -User's Reference Manual Version 3” *McGraw-Hill Book Company Inc,, New York, USA,* 1998,

5 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,

6 Engle,R, &Granger C, “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing” *Econometric, Vol, 55, 1987*; 251–276,

7 Godfrey, L, “Testing for Higher Order Serial Correlation in Regression Equations when the Regressors Include lagged Dependent Variables” *Econometric, Vol,, 46, 1978*; 1303-1310,

8 Granger, C, “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods” *Econometric, Vol, 37, July, 1969*; 424-438,

٩ وزارة الزراعة واستصلاح الأراضي – الإدارة المركزية للاقتصاد الزراعي – نشرة الإحصاءات الزراعية–أعداد مختلفة

Assiut J. Agric. Sci., (46) No. (1) 2015 (93-107) *ISSN: 1110-0486*
Website: http://www.aun.edu.eg/faculty_agriculture/arabic *E-mail : ajas@aun.edu.eg*

Using the Dynamic Time Series Models for Forecasting the Prices of Surge Crops in Egypt

Samia M. Abdelfattah ; Samer M. Boghdady and Mokhtar Ezzdin
Agric. Econ. Res. Instit- Agric. Res. Center, Egypt

Summary:

There are many econometric methods for forecasting by different economic variables in the future, recently, the procedures of dynamic forecasting either for Univariate or multivariate models were available for estimation on the software packages, i,e,, EViews,

The research problem of the study, concerned with the different types of such dynamic models, with respect to, estimation, choosing the best fit model for forecasting by the economic variables, i,e,, price on the agricultural and national level, So the objective study, is to concentration and determination the best forecasting model among Univariate and multivariate dynamic time series models,

The time series data on the farm gate price of sugar cane and sugar beet were collected from the ministry of agriculture during the period (1998-2013),

The methodology framework discussed the theoretical and mathematical approach for the dynamic Univariate models, i.e. autoregressive integrated moving average (ARIMA).

The dynamic models contain four stages that have, identification, i.e. Stationarity and Co integration tests, model selection criteria for determination the lag length, Granger causality test, and choosing the techniques of estimation, also estimation stage, diagnostic stage for model accuracy, and finally forecasting stage,

The study estimated the dynamic models by (ARIMA) models, (during the period (1998-2013), and forecasting by price of the two crops through the period (2015-2020),

The estimation and forecasting results, indicated that the price will increase at increasing rate.

Finally the study recommended by more projection studies in the field of agriculture with its different resources , and encouragement the investment in projects that have high returns , the expanding in cultivating new lands and national projects, also increasing the price of these crops that reflect the high productivity.