استخدام نماذج SARIMA للتنبؤ بسعر صرف الجنيه المصري مقابل الدولار الأمريكي

دكتور/ عبدالوهاب السيد عبدالوهاب حجاج(*)

الملخص:

في هذه البحث تم تطبيق نماذج السلاسل الزمنية الموسمية

Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average (SARIMA)

كأحد نماذج بوكس. جينكنز لتحليل السلاسل الزمنية للبيانات ربع السنوية بسعر الصرف التوازني للجنيه المصري مقابل الدولار الأمريكي في الفترة من الربع الأول من عام ١٩٩٨ وحتى الربع الثالث من عام ٢٠١٠ . ومن خلال تقدير معاملات الارتباط الذاتي والجزئي تبين أن السلسلة الزمنية للصرف التوازني للجنيه المصري مقابل الدولار الأمريكي غير ساكنة كما أنها تتضمن تأثير عنصر الموسمية, ولجعل السلسلة ساكنة تم أخذ الفروق الأولى , ومن خلال إعادة تقدير معاملات الارتباط الذاتي والذاتى الجزئى تبين أن النموذج الملائم هو النموذج الموسمى المضاعف **SARIMA (١, ١،١)$_x$(١،١،١)**؛ وقد تم التأكد من ان هذا النموذج هو جيد ويعطى تنبؤات دقيقة وقريبة من البيانات الحقيقية من خلال حساب الإحصائية **Q** التي اتضح عدم معنويتها, وأخيرا تم عمل تنبؤات التوازني للجنيه المصري مقابل الدولار الأمريكي من الربع الثالث لعام ٢٠٠٨ وحتى الربع الثالث لعام ٢٠١٠.

(*)مدرس بقسم الإحصاء – كلية التجارة (بنين)– جامعة الأزهر

المقدمة:

يعتبر التنبؤ جزءاً هاماً من صناعة القرار , وكثير من قراراتنا مبنى على تنبؤات لأحداث مستقبلية مجهولة . كما أن للقدرة على صياغة تنبؤات جيدة قيمة عليا عبر التاريخ . وكثير من الناس يصيغون توقعات , ويصنعون تنبؤات.

وفى مجال السلاسل الزمنية على وجه خاص يعرف التنبؤ على أنه «استعمال تاريخ السلسلة الماضى **Zt** ,(حيث **t** تعبر عن الزمن) , ونستكمله فى المستقبل».

وحيث إن الأحداث المستقبلية غالباً ما تتم فى ظل عدم التأكد, فان التنبؤات لا تكون دقيقة , وهدف التنبؤ هو تقليل خطأ التنبؤ **Forecast Error** للحصول على تنبؤات نادراً ما تكون غير صحيحة , ويكون لها أقل أخطاء تنبؤ. ولما كان من الضروري لصانعي القرار في مجالات التجارة والصناعة وغيرها أن يأخذوا فى الاعتبار السلوك المستقبلى لمتغيرات عديدة حاسمة قبل صناعة قراراتهم, وقراراتهم تعتمد على التنبؤات وهم يتوقعون أن تكون تنبؤاتهم دقيقة , كان من المطلوب نظامًا جيداً لصناعة مثل هذه التنبؤات.

هدف البحث:

يهدف البحث إلى تقديم نموذج للتنبؤ بسعر الصرف التوازني للجنيه المصري مقابل الدولار الأمريكي يأخذ في الاعتبار التغيرات الموسمية التي تؤثر على سعر صرف الجنيه المصري.

أهمية البحث:

إن للتنبؤ بالسلاسل الزمنية الموسمية والية توصيف النموذج المناسب للتغيرات الاقتصادية أهمية للباحث الاحصائي والاقتصادي عند التعامل مع متغيرات الاقتصاد الكلي التي يغلب على السلاسل الزمنية الخاصة بها نمط عدم

السكون كما أن للتنبؤ بسعر الصرف للجنيه المصري مقابل الدولار أهميته الخاصة لما له من تأثير على العديد من المتغيرات الاقتصادية، حيث يؤثر التغير الحادث فيه على ميزان المدفوعات ومعدل التبادل الدولي ومستويات الأسعار المحلية وحجم الاستثمار والادخار القوميين وعبء المديونية الخارجية, فهو أحد أهم أدوات تفعيل السياسة الاقتصادية للدولة ومن ثم له تأثيره البالغ على عملية التخطيط الاقتصادي واتخاذ القرارات.

مجال وحدود البحث:

يهتم البحث بالتنبؤ بسعر الصرف التوازني للجنيه المصري مقابل الدولار الأمريكي, وذلك باستخدام بيانات ربع سنوية تغطى الفترة من الربع الأول من عام ١٩٩٨ وحتى الربع الثالث من عام ٢٠١٠م.

منهجية البحث والأدوات المستعملة:

هذا البحث مزيج بين المنهج الوصفي التحليلي في الجانب النظري, ومنهج دراسة الحالة في الجانب التطبيقي, ولذلك فقد تم تقسيم البحث إلى جانبين أحدهما نظري وهو الذى تم فيه التطرق بشكل مبسط إلى الأسس النظرية الخاصة بنماذج السلاسل الزمنية الموسمية من حيث الشكل العام ومراحل بناء النموذج وطرق التقدير والتنبؤ. أما الجانب الآخر وهو التطبيقي فقد تم فيه إجراء دراسة تطبيقية (دراسة حالة) على بيانات واقعية عن سعر الصرف الجنيه المصري مقابل الدولار الأمريكي للوصول إلى نموذج رياضي للتنبؤ بسعر الصرف للجنيه المصري لفترات لاحقة, وتضمن الجزء الأخير على أهم الاستنتاجات والتوصيات والملاحق والمصادر, إما الأدوات المستخدمة فهي البرنامج الإحصائي **Minitab**.

١- الجانب النظري:

يعد أسلوب بوكس- جينكنز من أهم الأساليب التي تناولت تحليل السلاسل الزمنية والتنبؤ بالقيم المستقبلية للظواهر المختلفة, والذى يضم عائلة خاصة وفريدة من النماذج العشوائية, والتى تعرف فى أدبيات السلاسل الزمنية بنماذج الانحدار الذاتى والمتوسط المتحرك التكاملية **(ARIMA)**. وتتضمن هذه النماذج حالات خاصة كثيرة منها نموذج الانحدار الذاتى, ونموذج المتوسطات المتحركة, والنموذج المختلط للانحدار الذاتى والمتوسطات المتحركة **(ARMA)** , كما أنه يمكن تعميمها إلى نماذج **(ARMAX)**, حيث يحتوى على نماذج انحدار ذاتى ومتوسط متحرك مع وجود متغير **X** خارجى **exogenous variables**, يؤثر فى المتغير التابع **Y** .

كما قدم بوكس- جينكنز نماذج السلاسل الزمنية الموسمية ومن أهما النموذج الموسمى المضاعف **Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average (SARIMA)**.

لذلك فإنه في هذا الجزء من البحث سنتناول دراسة نماذج السلاسل الزمنية الموسمية ومراحل بنائها متبعين أسلوب بوكس- جينكنز.

(١-١) السلسلة الزمنية الموسمية

لقد قام كثير من الإحصائيين بتعريف السلسلة الزمنية كأداة من أدوات التحليل الإحصائي ولكن تعريف (**Box & Jenkens**) هو أهم هذه التعريفات حيث يعرف السلسلة الزمنية على أنها «مجموعة من المشاهدات المتتابعة زمنياً»، فإذا كانت تلك المشاهدات مأخوذة عند فترات زمنية متساوية سبق تحديدها سميت بالسلاسل الزمنية المتقطعة **Discrete Time Series** ، أما إذا كانت المشاهدات تتولد عند جميع النقاط في فترة زمنية معينة سميت بالسلاسل الزمنية المستمرة (**Time**

Continuous Sries)، ويرى كل من (**Box & Jenkins**) أنه يمكن الحصول على سلاسل زمنية متقطعة من السلاسل الزمنية المستمرة وذلك بأخذ القراءات عند فترات زمنية متساوية وقد سميت باسم المتسلسلات الفورية (**Instantaneously Series**) كما يمكن تجميع أو تراكم المشاهدات لفترة زمنية محددة وتسمى في هذه الحالة بالسلاسل الزمنية التراكمية (**Accumulated Series**). وهذا التعريف يعد تعريف شامل لمفهوم السلسلة الزمنية وتحديد أنواعها والعلاقة بينها.

كما يقصد بالسلسلة الزمنية أنها مجموعة من القيم المرتبطة مع بعضها تولدت بشكل متعاقب مع استمرار الزمن وتحتوى على ظاهرة الموسمية والتي تشير إلى النمط المتماثل لحركة السلسلة الزمنية في الأشهر المتقابلة خلال السنوات المتتالية (**Brock Well &Davis , ١٩٩١:٥٣**).

أي أن السلسلة تعيد نفسها بعد فترات زمنية ثابتة وتدعى هذه الفترة بالفترة الموسمية ونرمز لها بالرمز (s) والتي قد تكون سنة أو فصلاً أو شهراً وهذه السلسلة تسمى السلسلة الموسمية.

ويصعب تمييز الموسمية اذا كانت مدمجة مع الاتجاه العام وهذه المشكلة تفاديها عن طريق تحديد الموسمية عندما تكون البيانات مستقرة, أي أن وجود الاتجاه العام في البيانات يعنى أنها غير مستقرة وبالتالي يمكن تحويلها باستخدام الفروق.

وبعد أن نحصل على بيانات مستقرة يتم تحديد الموسمية وذلك عن طريق دراسة الارتباط الذاتي للفترات الزمنية (**Makridakis & McGee , ١٩٨٣ :٢٦٣**), فإذا وجد أن الارتباط الذاتي له فروق معنوية عند فترات زمنية ثابتة (طول الموسم) فإن السلسلة الزمنية تكون مستقرة (**Anderson , ١٩٧٦ : ٣١**) وفيما يلى بعض المعايير الإحصائية التي تستخدم في وصف نوعية السلسلة الزمنية وتسهيل نمذجتها:

(٢-١) مفهوم دالة الارتباط الذاتي:

تعرف دالة الارتباط الذاتي **Autocorrelation Function (ACF)** بأنها علاقة دالية بين معاملات الارتباط الذاتي, ويختلف تعريف معامل الارتباط الذاتي في حالة السلسلة الزمنية غير الساكنة عنه في حالة السلسلة الزمنية الساكنة .

ففي حالة ما تكون السلسلة غير ساكنة يعرف معامل الارتباط الذاتي بأنه معامل الارتباط الخطى بين المتغيرين Y_t, Y_s والذي يكتب كما يلي(انظر:شعراوي, ص١١٢):

$$\rho(s,t) = \frac{\gamma(s,t)}{\sqrt{Var(Y_s).Var(Y_t)}}$$

$$= \frac{E(Y_s - \mu_s)(Y_t - \mu_t)}{\sqrt{E(Y_s - \mu_s)^2 (Y_t - \mu_t)^2}}$$

$$\ldots\ldots, s,t = ٠ \pm ١ \pm ٢; \qquad (١)$$

حيث :

تمثل التغاير الذاتي والذي يقيس درجة الاعتماد الخطى بين أي متغيرين من المتغيرات التي تقع على نفس السلسلة الزمنية .

$Var(Y_t)$, $Var(Y_s)$: يمثلان تباين المتغيران Y_t ,Y_s على التوالي .

والعلاقة الدالية التي تنشأ بين معاملات الارتباط الذاتي والزمنين **(s,t)** هنا تسمى بدالة الارتباط الذاتي وهى تقيس درجة الارتباط الخطى بين المتغيرات التي تقع على نفس السلسلة.

أما في حالة ما تكون السلسلة ساكنة فانه يمكن إعادة تعريف معامل الارتباط الذاتي و دالة الارتباط الذاتي , حيث يعرف معامل الارتباط الذاتي للسلسلة

الساكنة (y_t) عند الفجوة الزمنية **k** بأنه معامل الارتباط الخطى بين المتغيرين Y_t, Y_{t-k} والذي يكتب كما يلي :

$$\rho(k) = \frac{E(Y_s - \mu)(Y_{t-k} - \mu)}{E(Y_t - \mu)^2}$$

$$= \frac{\gamma(k)}{\gamma(0)} \qquad \ldots\ldots, k=٠\pm١\pm٢ \quad ; \qquad (٢)$$

وتتصف دالة الارتباط الذاتي بعدة خصائص أهمها (انظر شعراوي, ص١١٢):

١- معامل الارتباط الذاتي عند الفجوة صفر هو :

٢-قيمة معامل الارتباط تقع داخل الفترة

٣-دالة الارتباط متماثلة دائما حول الفجوة **k=٠** أي أن , وهذا يعنى أن معامل الارتباط الذاتي لن يتغير سواء كانت الفجوة الزمنية للأمام أو للخلف.

وفى التحليل الحديث للسلاسل الزمنية بطريقة بوكس و جينكنز تعد دالة الارتباط الذاتي من الأدوات الأساسية لاختبار سكون السلسلة الزمنية , كما أنها احد الأدوات الأساسية للتعرف على النموذج المبدئي الملائم,

(٣-١) مفهوم دالة الارتباط الذاتي الجزئي

partial Auto-correlation Function (PACF)

تعرف دالة الارتباط الذاتي الجزئي بأنها العلاقة الدالية بين معاملات الارتباط الذاتي الجزئي ϕ_{kk} و قيم الفجوة الزمنية **k** .

ومن الممكن تقدير دالة الارتباط الذاتي الجزئي باستخدام نظام يوول والكر **Yule-Walker System** وذلك من خلال العلاقة بين دالة الارتباط الذاتي الجزئي ϕ_{kk} ودالة الارتباط الذاتي $\rho(k)$, فمن الممكن كتابة دالة الارتباط الذاتي على الصورة التالية **((Box-Jenkins,١٩٩٤,p.٦٥)**

$$\rho_j = \phi_{k1}\rho_{j-1} + ... + \phi_{k(k-1)}\rho_{j-k+1} + \phi_{kk}\rho_{j-k}$$

J=١،٢,....,k

وتعد دالة الارتباط الذاتي الجزئى من الأدوات المهمة في تحليل السلاسل الزمنية حيث تستخدم في تشخيص النموذج وتحديد درجته وفحص ملائمة النموذج من خلال اختبار عشوائية أخطاء التنبؤ (البواقى)(٢٣ : ١٩٩٠ , **Wei**) .

(٤-١) نماذج السلاسل الزمنية الموسمية:

Seasonal Time Series Models (SARIMA) :

(١) نموذج الانحدار الذاتي الموسمي

Seasonal Autoregressive Model (SAR)

الصيغة الرياضية لنموذج الانحدار الذاتي الموسمي من الدرجة (p) تأخذ الشكل الآتي:

$$Z_t = \Phi_x Z_{t-٢s} + \Lambda\Lambda + \Phi_{ps} Z_{t-ps} + a_t \qquad (٢)$$

حيث إن:

$Z_{t-٢s}$: قيم مشاهدات السلسلة الزمنية الموسمية $i = ٠, ١, ٢, \ldots, p$

S: طول الفترة الموسمية

Φ_{is}: معالم الانحدار الذاتي الموسمي $i = ١, ٢, \ldots, p$

P: درجة النموذج الموسمي

a_t: الخطأ العشوائي، حيث أن $a_t \sim NID\left(0, \sigma_a^2\right)$

ولكي تتحقق الاستقرارية يشترط أن تكون جذور المعادلة

$$\Phi_s(B^s) = ١ - \Phi_s B^s = ٠$$

خارج دائرة الوحدة **unit circle** (دائرة نصف قطرها يساوى واحد)، أي أنه لكي يكون النموذج مستقراً يشترط أن تكون **(Wei, ١٩٩٠: ١٦١)**

$$-١ < \Phi s < ١$$

حيث أن **B** هو عامل الارتداد الخلفي **Back shift operator** ويعرف بالشكل:

$$B^s Z_t = Z_{t-s} \qquad \forall s = ١, ٢, k \ k$$

وأن الصيغة العامة لدالة الارتباط الذاتي **(ACF)** لنموذج الانحدار الذاتي الموسمي من الدرجة الأولى **SAR (١)** تأخذ الشكل الآتي:

$$\begin{cases} 1 & k = 0 \\ & k = s \\ 0 & k = 1, 2, k\,k, s-1 \end{cases}$$

$$\rho_k = \begin{cases} 1 & k = 0 \\ \Phi_s & k = s \\ 0 & k = 1, \quad 2\,k\,k\,s-1 \end{cases}$$

أي أن دالة الارتباط الذاتي للنموذج الموسمي **AR (p)** تتناقص أسياً، في حين أن دالة الارتباط الذاتي الجزئي تنقطع بعد الفترة الفاصلة **p (Makridakis & McGee,** ١٩٨٣: ٢٦٤).

(٢) نموذج الأوساط المتحركة الموسمي:

Seasonal Moving Average Model (SMA)

باستخدام عامل الإزاحة (الارتداد) الخلفي **(B)** في الصيغة الآتية:

$$Z_t = \Theta_s (B_s)\ a_t$$

$$= (١ - \Theta_s B_s - \Theta_{٢s} - \Lambda\ \Lambda - \Theta_{Qs} B_{as})\ a_t$$

فإن الصيغة العامة لنموذج الأوساط المتحركة الموسمي من الدرجة **(Q)** ستأخذ الشكل الآتي (الجادر وزين العابدين، ١٩٨٥: ٢٨١ – ٣٠٩):

$$Z_t = a_t\ \Theta_s\ a_{t-s} - \Theta\ _{٢x}\ a\ _{t-٢s} - \Lambda\ \Lambda - \Theta_{Qs}\ a\ _{t-Qs} \qquad (٣)$$

حيث إن:

Θis

$i = ١, ٢, \Lambda\ \Lambda, Q$ وأن $١ > \Theta > ١ -$

Q: درجة النموذج الموسمي.

أن دالة الارتباط الذاتي للنموذج **(SMA)** تنقطع بعد الفترة Q_s (تؤول إلى الصفر بعد الدرجة **Q**). في حين أن دالة الارتباط الذاتي الجزئي **(PACF)** تتناقص أسياً.

(٣) النموذج المختلط (الانحدار الذاتي – الأوساط المتحركة) الموسمي:

Seasonal mixed (Autoregressive – moving average) model (SARMA)

باستخدام عامل الارتداد الخلفي **(B)** في الصيغة الآتية:

$$\Phi_s (B^s)\ Z_t = \Theta_s (B^s)\ a_t$$

$$(١ - \Phi_s B^s – \Phi_{٢s} B^{٢s} – \Lambda\ \Lambda - \Phi_{ps} B^{ps})\ Zt = (١ – \Theta_s B^s - \Theta_{٢s} B^{٢s} - \Lambda\ \Lambda - \Theta\ Q_s\ B^{٢s})\ at$$

فإن الصيغة العامة للنموذج المختلط الموسمي من الدرجة **(P, Q)** ستأخذ الشكل الآتي (الخضيري، ١٩٩٦: ١٣)

$$Z_t = \Phi_S Z_{t-s} + \Phi_{2s} Z_{t-2s} + \Lambda\Lambda + \Phi_{ps} Z_{t-ps} + a_t - \Theta_s a_{t-s} - \Theta_{2s} a_{t-2s} - \Lambda\Lambda - \Theta_{Qs} a_{t-QS} \quad (٤)$$

والذي يرمز له بالرمز **ARMA (P, Q)s**

إن النماذج الموسمية أعلاه تنطبق على السلاسل الزمنية المستقرة، أما إذا كانت السلسلة **(Z_t)** غير مستقرة فإنه يمن إيجاد النموذج بعد إيجاد الفروق الموسمية المطلوبة لإنتاج سلسلة مستقرة. حيث أن عامل الفرق الموسمي من الدرجة **D** هو

$$\nabla_s^D = (1 - B^s)^D$$

وهكذا يتكون لدينا النموذج المختلط الموسمي غير المستقر.

والذي **Seasonal autoregressive integrated moving average model** يكتب بالشكل الآتي **box and Jenkins, ١٩٧٦: ١٥٤**

$$\Phi_p (B^s) \nabla_s^D Z_t = \Theta_Q (B^s) a_t \quad (٥)$$

حيث أن **(P, D, Q)** تحدد درجة النموذج والذي يكتب اختصاراً **ARIMA (P, D, Q)S**

(٤) النموذج الموسمي المضاعف:

Multiplicative Seasonal Model (SARIMA)

الصيغة العامة للنموذج الموسمي المضاعف من الدرجة **(p, d, q) * (P, D, Q)s** هي الخضيري، **١٩٩٦ :١٥ ;٥٤ :١٩٧٦, Anderson)**:

$$\phi_p (B) \Phi_p (B^s) \nabla d \nabla_s^D Z_t = \theta_q (B) \Theta_Q (B^s) a_t \quad (٦)$$

حيث إن:

P : درجة نموذج الانحدار الذاتي غير الموسمي

D : درجة الفرق غير الموسمي

Q : درجة نموذج الأوساط المتحركة غير الموسمي

ϕ_p (B) معامل الانحدار الذاتي غير الموسمي

∇^d : معامل الفروق غير الموسمي عند الزمن **d** حيث أن **∇ = ١ – B** ويستخدم لتحويل السلسلة الزمنية من حالة عدم الاستقرارية إلى حالة الاستقرارية

θ_q(B) : معامل الأوساط المتحركة غير الموسمي

P : درجة نموذج الانحدار الذاتي الموسمي

D : درجة الفرق الموسمي

Q : درجة نموذج الأوساط المتحركة الموسمي

Φ_p (B^s) : معامل الانحدار الذاتي الموسمي

∇_s^D : معامل الفروق الموسمي عند الزمن **D** ي حيث أن **∇s = ١ – Bs** ويستخدم لتحويل السلسلة الزمنية الموسمية من حالة عدم الاستقرارية إلى حالة الاستقرارية

Θ_Q (B^s) : معامل الأوساط المتحركة الموسمي

ومن النماذج الشائعة الاستخدام في التطبيقات العملية النموذج الموسمي المضاعف من الدرجة ١٢(١،١ ,٠), (١،١ ,٠) والصيغة العامة لهذا النموذج تأخذ الشكل الآتي **(Box and Jenkins, ١٩٧٦: ١٧٣)**

$$\nabla \nabla_{12} Z_t = (1 - \theta_1 B)(1 - \Theta_{12} B^{12})\, a_t \qquad (٧)$$

$$(1 - B)(1 - B^{12}) Z_t = (1 - \Theta_{12} B^{12} - \theta_1 B + \theta_1 B + \theta_1 \Theta_{12} B^{13}) at$$

$$Z_t = Z_{t-1} + Z_{t-12} = Z_{t-13} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \Theta_{12} a_{t-12} + \theta_1 \Theta_{12} a_{t-13}$$

حيث إن $-1 < \theta_1, \Theta_{12} < +1$

ويستخدم هذا النموذج للسلاسل الزمنية الموسمية التي لارتباطاتها الذاتية قيم غير الصفر بعد اخذ الفروق $\nabla \nabla_{12}$ وللفترات الزمنية **(١, ١١, ١٢, ١٣)** وتجدر الإشارة إلى أن سلسلة الفروق الناتجة بعد اخذ الفروق $\nabla \nabla_{12}$ يعبر عنها بالشكل **$(y_t: t = 1, 2, ..., N-C)$** حيث أن **(C)** هي عدد المشاهدات المطروحة من السلسلة وتساوي في هذه الحالة **(١٣)**.

(٥-١): اختبار استقرارية السلسلة الزمنية Testing Stationary Of Time Series:

تفترض معظم الدراسات التطبيقية الاقتصادية التي تستخدم بيانات سلسلة زمنية أن هذه السلسلة مستقرة أو ساكنة في حين أن اغلب السلاسل الزمنية الخاصة بالحياة الاقتصادية تتصف بعدم الاستقرار نتيجة عدم استقرار الظروف المحيطة، ويمكن من خلال رسم انتشار السلسلة الزمنية ودالة الارتباط الذاتي **(ACF)** ودالة الارتباط الذاتي الجزئي **(PACF)** الحكم على استقرارية أو عدم استقرارية السلسلة. ويرجع عدم الاستقرارية لأحد الأسباب التالية (عطية، ٢٠٠٠: ٦١٤):

- وجود اتجاه عام
- وجود تقلبات موسمية.
- عدم استقرار التباين والوسط الحسابي.

ويقصد بالاستقرارية من الناحية الإحصائية بأن يكون الوسط الحسابي والتباين للسلسلة الزمنية ثابتين.

ومن بين الأساليب المستخدمة في تثبيت استقرارية السلسلة الزمنية ما يلي: (الغنام، ٢٠٠٣: ٣ – ٢٥):

١- في حالة عدم ثبات التباين:

من أهم التحويلات المستخدمة في تثبيت تباين السلسلة، الحصول على اللوغاريتم الطبيعي لبيانات السلسلة، أو الحصول على الجذر التربيعى لها أو مقلوب البيانات.

٢- في حالة الاتجاه العام:

من الطرق المستخدمة للتخلص من الاتجاه العام نذكر ما يلي:

أ- طريقة الانحدار الخطي في تقدير الاتجاه العام ثم عزله والتعامل مع البواقي كسلسلة زمنية مستقرة وتسمى هذه العملية **detrending**.

ب- طريقة الفروق: تقتضى هذه الطريقة طرح قيم المشاهدات من بعضها البعض لفترات إبطاء معينة، فمثلاً الفروق من الدرجة الأولى تأخذ الشكل:

$$y_t = \nabla Z_t = Z_t - Z_{t-1}$$

والفروق من الدرجة الثانية تأخذ الشكل الآتي:

$$y_t = \nabla^2 Z_t = \nabla Z_t - \nabla Z_{t-1}$$
$$= Z_t - 2 Z_{t-1} + 2 Z_{t-1} = (1 - B)^1 Z_t$$

وقد يلجأ الباحث إلى تطبيق **(d)** من الفروق للتخلص من الاتجاه العام للحصول على سلسلة زمنية مستقرة.

٣- إزالة التقلبات الموسمية (التخلص من الموسمية):

لتجريد السلسلة الزمنية من العنصر الموسمي تستخدم طريقة الفرق الموسمي **seasonal differencing** وذلك بطرح القيم من بعضها البعض حسب فترات الإبطاء المتسقة مع نوع البيانات فمثلاً (عطية، ٢٠٠٠: ٦٣١):

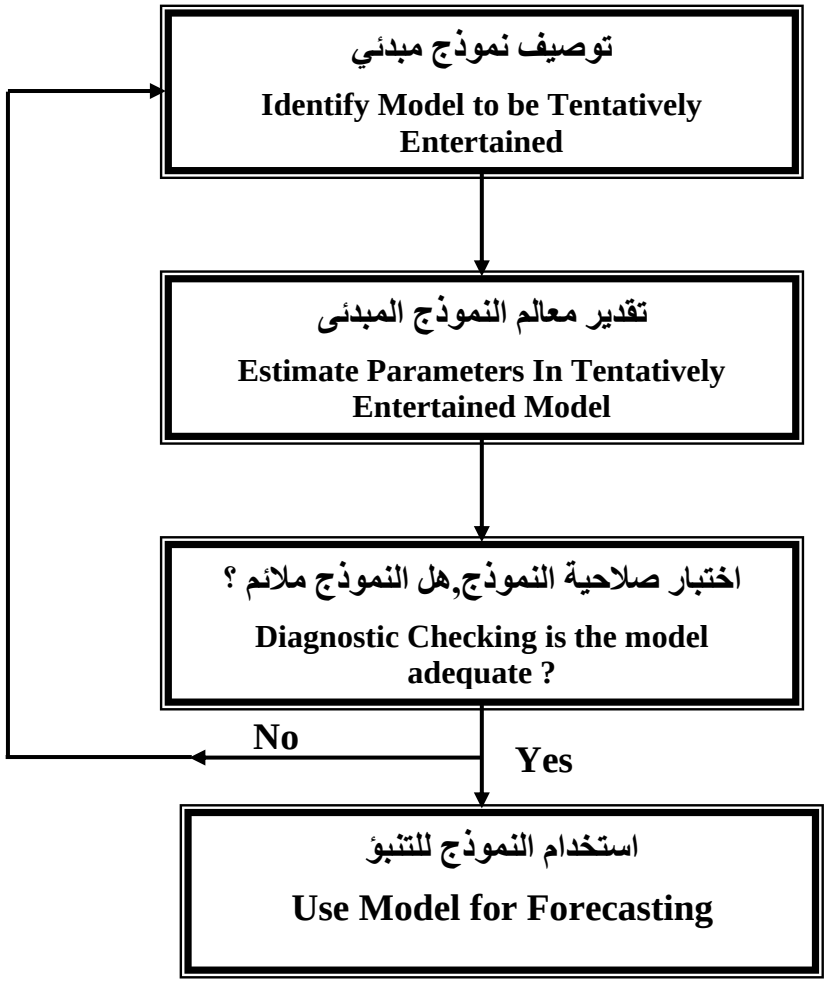
الفروق ربع سنوية $y_t = Z_t - Z_{t-٤}$

الفروق الشهرية $y_t = Z_{١} - Z_{t-١٢}$

وعلى افتراض أن لدينا بيانات شهرية y_t ولتثبيت التباين أخذنا الجذر التربيعى لها فحصلنا على Z_t، ولإزالة أثر الاتجاه العام حصلنا على السلسلة F_t حيث $F_t=Z_t-Z_{t-١}$. ولإزالة التقلبات الموسمية نحصل على الفروق الأولى لمدة اثني عشر شهراً للسلسلة F_t فنحصل على $W_t = F_t - F_{t-١٢}$.

(٦-١) مراحل بناء النموذج الموسمي stages of building seasonal model

منهجية **Box & Jenkins** تعتمد على دراسة نظامية للسلاسل الزمنية انطلاقاً من مواصفاتها، من أجل تحديدها ضمن عائلة نماذج **ARIMA** وتحديد النموذج الملائم للظاهرة المدروسة، وتمر بأربعة مراحل هي **(box and Jenkins, ١٩٧٦: ٢٤٣)**:



شكل (١) يوضح المراحل الأربعة لتحليل السلاسل الزمنية

المرحلة الأولى: توصيف النموذج **Model Identification**

بعد تحقيق الاستقرارية في السلسلة الزمنية الموسمية تبدأ عملية تحديد النموذج المناسب لتمثيل السلسلة ودرجته باستخدام دالتي الارتباط الذاتي **(ACF)**

والارتباط الذاتي الجزئي **(PACF)**، وتعتمد هذه الطريقة على دقة الرسوم البيانية لـ **(ACF)** و**(PACF)** حيث يتم مطابقة معاملات الارتباط الذاتي والجزئي للسلسلة الزمنية الموسمية مع السلوك النظري لدالتي الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي الموضح في الجدول الآتي (الخضير، ١٩٩٦: ١٨)

الجدول رقم (١) طبيعة النموذج وفقاً لمنحنى الارتباط الذاتي

دالة الارتباط الذاتي الجزئي (PACF)	دالة الارتباط الذاتي (ACF)	النموذج
قطع بعد الإزاحة الموسمية PS (cuts – off)	تتناقص تدريجياً سالكة سلوكياً أو سلوك دالة الجيب (يتلاشى تدريجياً) (Decays Exponentially)	SAR (PS)
تتناقص تدريجياً سالكة سلوكاً أسياً أو سلوك دالة الجيب (يتلاشى تدريجياً) (Decays Exponentially)	قطع بعد الإزاحة الموسمية QS (Cuts – off)	SMA (QS)
تتناقص تدريجياً سالكة سلوكاً أسياً أو سلوك دالة الجيب (يتلاشى تدريجياً) (Decays Exponentially)	تتناقص تدريجياً سالكة سلوكاً أسياً أو سلوك دالة الجيب (يتلاشى تدريجياً) (Decays Exponentially)	SARMA (PS, QS)

المرحلة الثانية : تقدير معالم النموذج**Estimation of Model Parameters :**

بعد تحديد النموذج الملائم يتم تقدير معالمه باستخدام إحدى طرائق التقدير التامة أو التقريبية والتي تختلف بحسب النموذج المستخدم وهى **(Lawrence & Paut, ١٩٧٨: ٦٢٩ – ٦٤٢)**:

أ- طريقة الإمكان الأعظم التامة (المضبوطة):

Exact Maximum Likelihood Method (EML)

ب- طريقة المربعات الصغرى غير الخطية:

Non Linear Least Square Method (NLS)

المرحلة الثالثة – فحص ملائمة النموذج Diagnostic Checking of Model

بعد تقدير النموذج لابد من اختيار مدى ملائمة أو صلاحية النموذج لتمثيل بيانات السلسلة الزمنية الموسمية وتوجد لذلك عدة طرق منها **(Wegman, ٢٠٠٠:** ٤٤٣):

أ- معاملات النموذج لابد أن تكون ذات معنوية إحصائية أي تختلف عن الصفر معنوياً، ويستخدم لذلك اختبار ستيودنت **(t)** فإذا كانت غير معنوية لابد من استبعاد أحد رتب **AR** أو **MA**.

ب- تحليل البواقي **Residual analysis** ويستخدم لذلك الاختبارات الآتية:

١ – اختبار حدي الثقة **Confidence Interval Checking**:

لاختبار كون الارتباط الذاتي للأخطاء عند الإزاحة الموسمية **(rs(a))s** يختلف معنوياً عن الصفر أم لا، فإن قيمته يجب أن تقع بين حدي الثقة $\left(\mu\, 1.96 / \sqrt{n}\right)$ باحتمال **(٠,٩٥)**. وحيث إن

$$Z_t = \frac{t_s(a) - o}{\frac{1}{\sqrt{n}}}$$

فإن

$$\Pr\left\{-1.96\left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right) < r_s(a) \leq +1.96\left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right)\right\} = 0.95 \qquad (٨)$$

وإذا تحقق ذلك فهذا يعنى أن الأخطاء (البواقي) تتوزع عشوائياً وأن النموذج جيد وملائم (كفوء) ويمكن استخدامه في التنبؤ وأن الارتباطات الذاتية للبواقي تكون مستقلة وتتوزع طبيعياً بوسط حسابي مقداره صفر وتباين قدره $\left(\frac{1}{n}\right)$ أي أن:

$$r_s(a) \sim NID\left(0, \frac{1}{n}\right)$$

٢- اختبار Portmanteau

من الاختبارات الأكثر شيوعاً لفحص ملائمة النموذج هي الإحصاء **Q** (إحصائية **Pierce & Box**) والتي تستخدم لاختبار المعنوية الإحصائية للارتباطات الذاتية للبواقي وفق الصيغة الآتية **(Box & Price, ١٩٧٠: ١٥٠٩-١٥٢٥)**:

$$Q = n\sum_{k=1}^{L} r_k^2(a) \sim \chi^2_{((L-m),\,\alpha)} \qquad (٩)$$

حيث إن

L: عدد الإزاحات الموسمية

m: عدد المعالم المقدرة.

فإذا كانت قيمة **Q** اصغر من قيمة χ^2 الجدولية نقبل فرضية العدم **H**، ويستنتج أن الارتباطات الذاتية غير معنوية مما يشير إلى أن البواقي عشوائية وتتوزع بشكل مستقل مما يؤكد أن توفيق النموذج جيد وملائم. ولقد تم تعديل وتطوير هذه الصيغة من قِبل **Lung and Box** لتأخذ الصيغة الآتية:

$$Q^{*} = n(n+2)\sum_{k=1}^{L}\frac{r_k^2(a)}{n-k} \qquad (١٠)$$

وهذه الإحصائية تتبع أيضا توزيع $\chi^2_{((L-m),\alpha)}$

ومن الجدير بالذكر هنا أنه في حالة قبول عدة نماذج إحصائيا، لابد من اختيار النموذج الأفضل من بين هذه النماذج وفقاً لمعايير المفاضلة الآتية **(Akaike, ١٩٧٤:** ٧١٦-٧٢٣):

أ- أن يكون تباين النموذج ذا قيمة ضعيفة.

ب- أن يكون مجموع مربعات البواقي ضعيفاً.

ج- أن يكون الفارق بين كثافة النموذج وبين الكثافة الحقيقية للمشاهدات ضئيلاً، أو بعبارة أخرى تدنئة تباين النموذج مقارنة بزيادة عدد المعالم المقدرة، وهذا المعيار هو **Akaike** وهو معروف رياضياً بالصيغة

$$AIC = Log(\sigma^2) + \frac{2(p+q)}{n} \qquad (١١)$$

حيث إن: σ^2: تباين النموذج

(p+q): عدد معالم النموذج المقدرة.

وبسبب إعطائه وزن أكبر للنماذج المستعملة لأكبر عدد من المشاهدات عدل وفق الصيغة (حشمان، ١٩٩٨: ١٧٣):

$$MAIC = \frac{AIC}{n} \qquad (١٢)$$

وأضاف **Schwartz** التعديل الآتي:

$$BIC = Log\left(\sigma^2\right) + \left(\frac{p+q}{n}\right) Log\left(n\right) \qquad (١٣)$$

المرحلة الرابعة- استخدام النموذج فى التنبؤ و/أو التحكم : Forecasting

بعد تحديد النموذج الملائم من خلال مراحل التشخيص والتقدير وفحص ملائمة النموذج يتم استخدامه في التنبؤ بالقيم المستقبلية إلى **(L = ١, ٢, ...)** فترة قادمة وذلك بأخذ التوقع الشرطي عند الزمن **(t)** لنحصل على التنبؤات $\hat{Z}_t\ (L) = Z_{t+L}$ بمتوسط مربعات خطأ التنبؤ أقل ما يمكن.

وباستخدام صيغة معادلة الفروق **Differences Equation Form** التي تحتوى على قيم حالية وسابقة لـ Z_t وقيم حالية وسابقة للخطأ العشوائي (a_t) يمكن حساب التنبؤات للنموذج المختلط الموسمي وفق الصيغة الآتية **(Box and Jenkins,** ١٩٧٦: ٢٨٩):

$$Z_{t+L} = \hat{Z}_t\ (L) = \hat{\Phi}_s\ Z_{t+L-s} + \hat{\Phi}_{2s}\ Z_{t+L-2s} + \Lambda\Lambda - \hat{\Phi}_{ps}\ Z_{t+L-ps} + a_{t+L} - \hat{\Theta}_s\ a_{t+L} - \hat{\Theta}_s\ a_{t+L-s} - \hat{\Theta}_{2s}\ a_{t+L-2s} - \Lambda\ \Lambda - \hat{\Theta}_{Qs}\ a_{t+L-Qs}$$

حيث إن:

$$a_{t+L} = E(a_{t+L}) \quad ; \quad Z_{t+L} = E(Z_{t+L})$$

٢- الجانب التطبيقي:

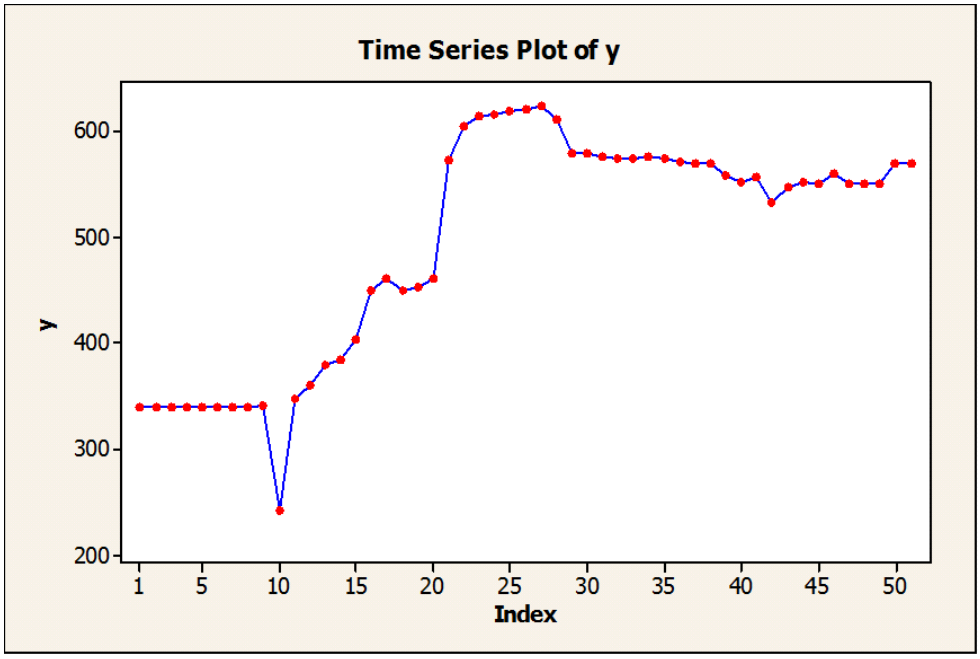
(٢-١) توصيف البيانات:

لقد استخدم الباحث فى هذا البحث بيانات ربع سنوية تغطى الفترة من الربع الأول لعام ١٩٩٨ وحتى الربع الثالث لعام ٢٠١٠م.

حيث تم استخدام البيانات عن الفترة ١٩٩٨ وحتى الربع الأول لعام ٢٠٠٨م كفترة تقدير للنموذج بينما تم استخدام البيانات من الربع الثانى لعام ٢٠٠٨ وحتى الربع الثالث لعام ٢٠١٠م كفترة تنبؤ

(٢-٢) تحليل السلسلة الزمنية:

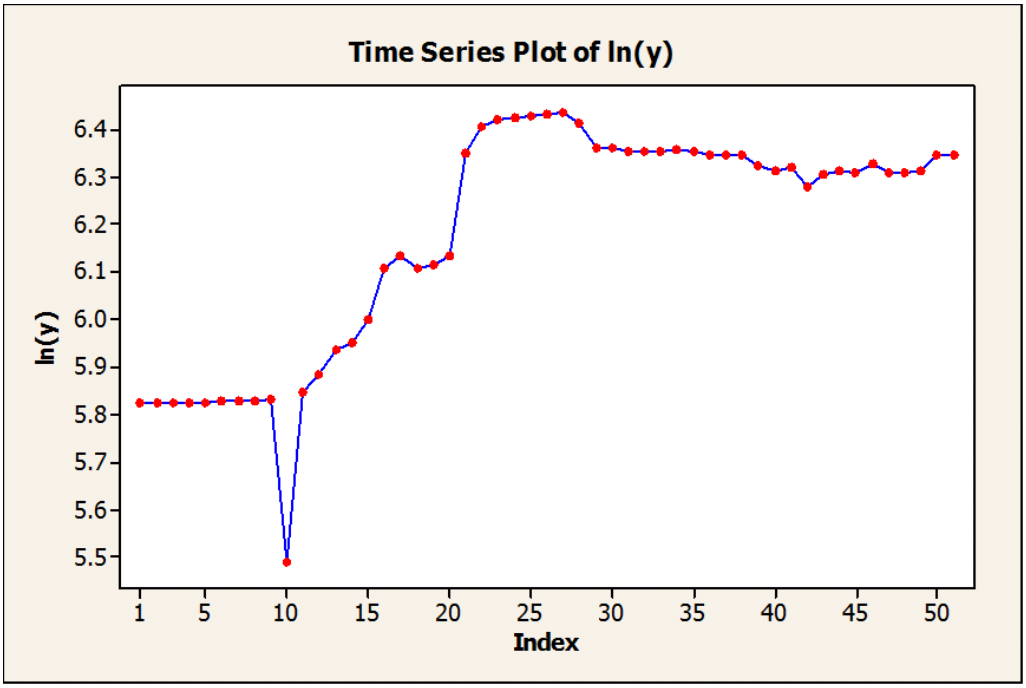
(٢-٢-١) رسم السلسلة الزمنية: قبل البدء بتحليل السلسلة الزمنية تم رسم بيانات السلسلة الزمنية كما هو موضح في الشكل رقم (١), للتعرف على خصائصها الأولية ويلاحظ من الشكل وجود اتجاه عام متزايد مع الزمن فضلا عن وجود تذبذبات متمثلة في تقعرات ونتؤات, وهذه التذبذبات تتكرر بانتظام وبنفس الوتيرة , هذه التغيرات تؤشر لنا على وجود مركبة اتجاه عام ومركبة موسمية.



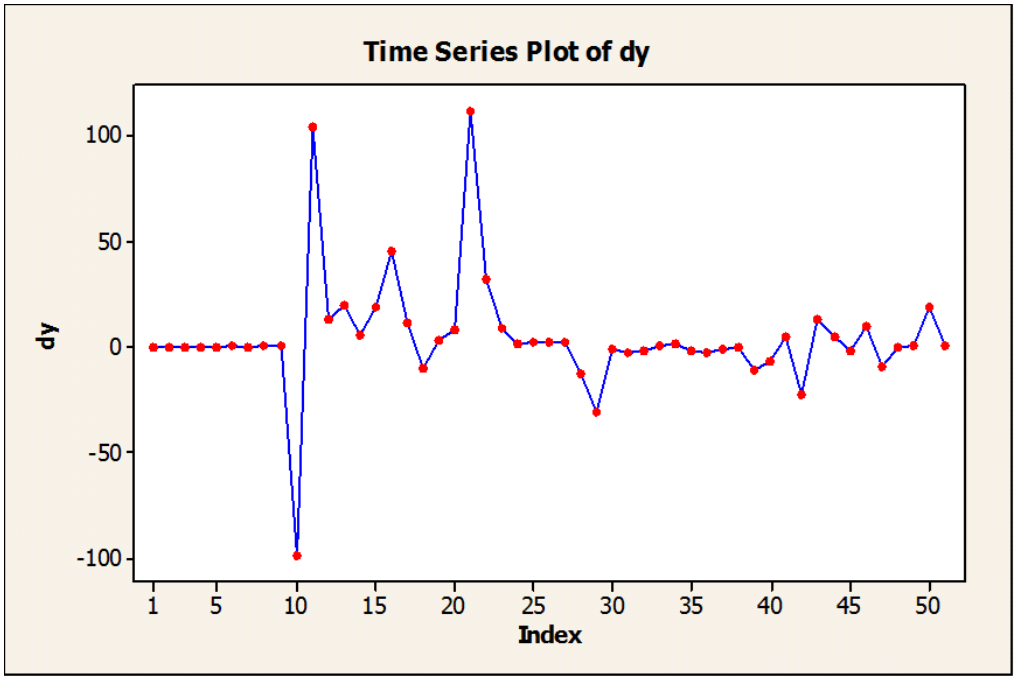
شكل (١): يمثل السلسلة الزمنية لسعر صرف الجنيه المصري مقابل الدولار

(٢-٢-٢): اختبار استقراريه السلسلة الزمنية :

لغرض الحصول علي الاستقرارية في التباين عولجت البيانات بأخذ اللوزغاريتم الطبيعي (L_n) مرة وبأخذ الفروق الأولى مرة أخري والشكلان **أرقام** (٢، ٣) تبين ذلك. ومن ملاحظة هذان الشكلان ان نلاحظ استقرار سلسلة الفروق نسبياً, بمعنى أنه لإزالة عدم استقرار متوسط السلسلة – أو أثر الاتجاه العام – تم أخذ الفروق الأولى.



شكل (٢): يمثل السلسلة الزمنية لسعر صرف الجنيه المصري مقابل الدولار بعد أخذ اللوغاريتم الطبيعي



شكل (٣): يمثل السلسلة الزمنية لسعر صرف الجنيه المصري مقابل الدولار بعد أخذ الفروق الأولى

ومن هنا يمكن القول بأن السلسلة الزمنية أصبحت مستقرة نسبياً وقابلة لإجراء المراحل الأربع لتحليل السلاسل الزمنية:

المرحلة الأولى: توصيف النموذج:

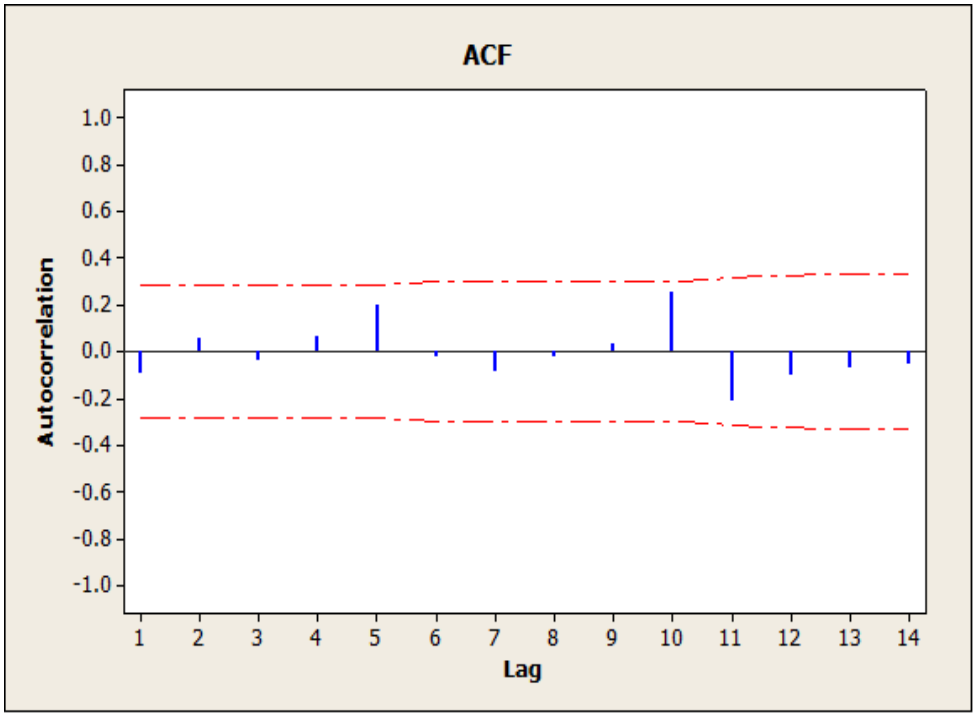
في هذه المرحلة تم اختيار النموذج المناسب للبيانات المتاحة عن الظاهرة, وحيث إن سلسلة الفروق الأولى مستقرة , فإننا نلجأ الى رسم دالتي الارتباط الذاتي **Autocorrelation Function (ACF)** والارتباط الذاتي الجزئي **Partial Auto-correlation Function (PACF)** كما في الشكلان (٤)، (٥).

وبملاحظة سلوك دالتي الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي في الشكلين (٤)، (٥) نجد أنها تتناقص تدريجياً سالكة سلوكاً أسياً أو سلوك دالة الجيب (يتلاشى تدريجياً) **(Decays Exponentially)** ومن خلال هذا المؤشر نستنتج ان النموذج المناسب هو النموذج الموسمي المضاعف من الدرجة

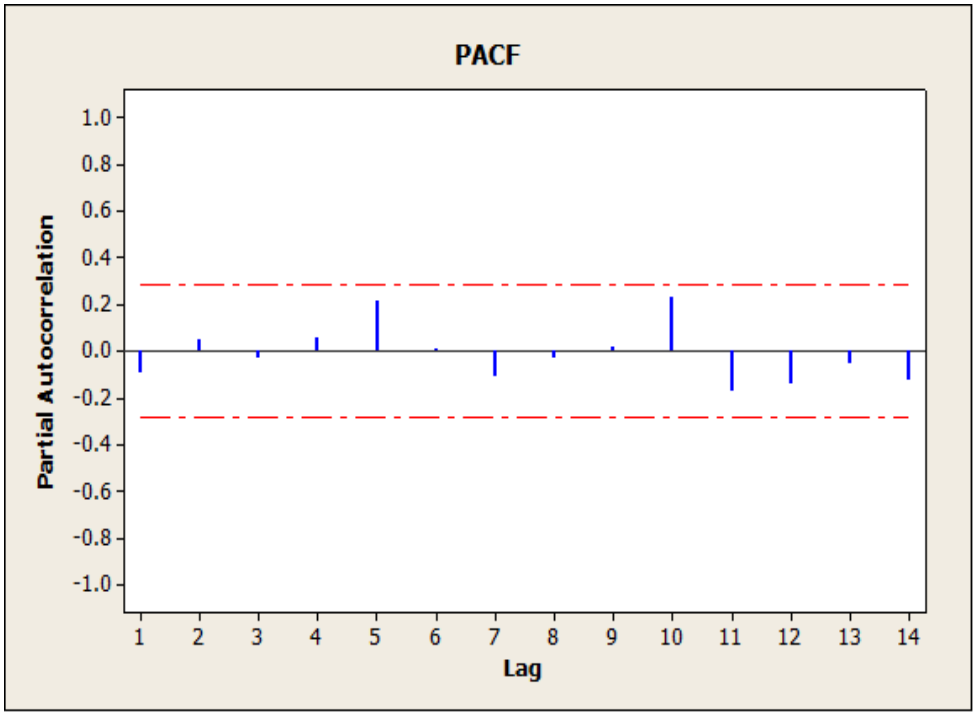
SARIMA (١, ١،١) x (١, ١،١)؛

Or

$$(1-\phi_1 B)(1-\Phi_1 B^4)(1-B)(1-B^4)Z_t = (1+\theta_1 B)(1+\Theta B^4)a_t$$



شكل (٤): دالة الارتباط الذاتي لسعر صرف الجنيه المصري مقابل الدولار



شكل (٥): دالة الارتباط الذاتي الجزئي لسعر صرف الجنيه المصري مقابل الدولار

المرحلة الثانية: تقدير النموذج:

بعد معاينة النماذج الممكنة توصلنا الى ان النموذج الملائم هو :

SARIMA(١, ١،١) x (١, ١،١)؛

وبتطبيق طريقة المربعات الصغرى غير الخطية (**NLS**) على بيانات السلسلة الزمنية اللوغاريتمية قيد الدراسة وباستخدام برنامج **Minitab** تم الحصول على النتائج **(جدول ١)** التالية :

Final Estimates of Parameters

Type		Coef	SE Coef	T	P
AR	1	-0.2412	0.5486	-0.44	0.663
SAR	4	-0.1170	0.1599	-0.73	0.468
MA	1	0.0426	0.5592	0.08	0.940
SMA	4	1.1007	0.0507	21.70	0.000
Constant		-0.0028054	0.0006915	-4.06	0.000

جدول (١)

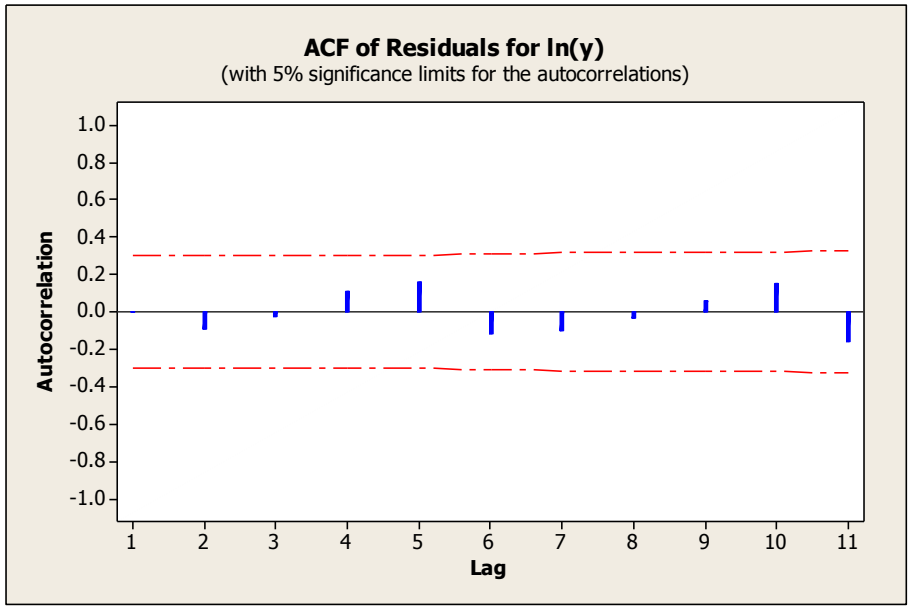
ونلاحظ من النتائج السابقة أن المعالم جوهرية من الناحية الإحصائية (تختلف معنوياً عن الصفر).

المرحلة الثالثة : اختبار صلاحية النموذج :

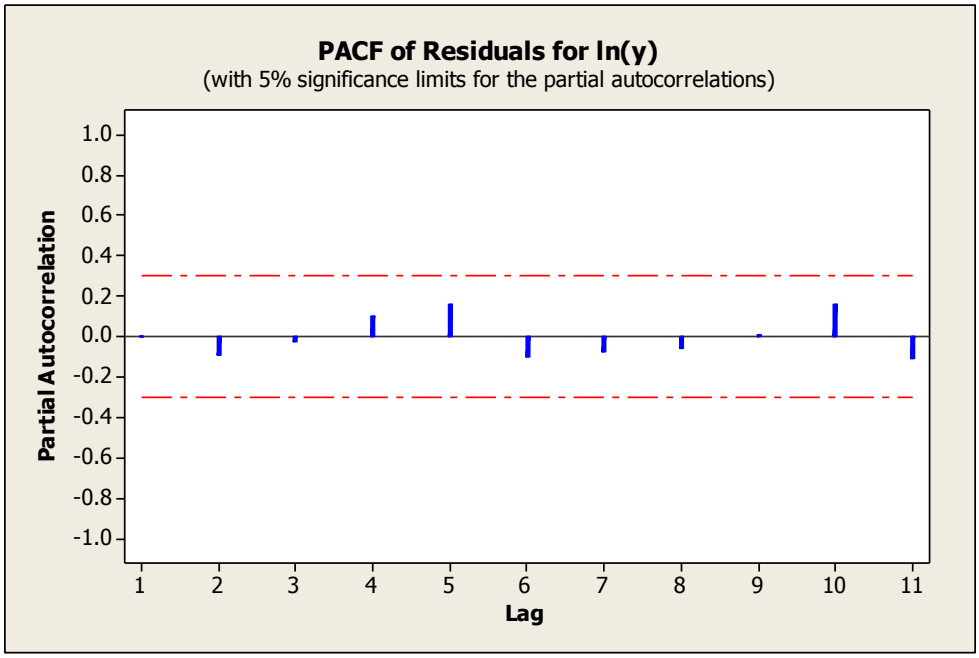
بعد تشخيص النموذج وتحديد درجته وتقديره لابد من التأكد من صحة ملائمة النموذج وكفاءته , ولقد تم ذلك من خلال ما يلى :

أ- اختبار معاملات الارتباط الذاتي للبواقي

قد تم استخراج معاملات الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي للبواقي (الأخطاء) للنموذج وتم رسمها كما في الشكليين (٦) , (٧) التاليين :



شكل (٦) : دالة الارتباط الذاتي لبواقي النموذج المقدر



شكل (٧) : دالة الارتباط الذاتي الجزئي لبواقي النموذج المقدر

ويلاحظ من الشكلان أن جميع قيم معاملات الارتباط الذاتي والجزئي للبواقي تقع ضمن حدود الثقة (٠,٢٥٥٢ ≥ $r_k(\hat{a})$ ≤ +٠,٢٥٥٢-) مما يعنى أن سلسلة البواقي عشوائية وأن النموذج المستخدم جيد وملائم .

ب- اختبار Portmanteau

بما أن الأخطاء (White Noise) اى أن (a_t ~ NID (٠, σ_a^2) وأن معاملات الارتباط الذاتي للبواقي **rk(â)** تتوزع طبيعيا بوسط حسابي = صفرا وتباين مقداره = $\frac{1}{N}$, فلقد تم تطبيق إحصاء اختبار **Box-Pierce (Ljung-Box)** وهو من أهم الطرق في تحليل البواقي ولقد أظهرت نتائج البيانات (جدول ٢) ما يلي:

Modified Box-Pierce(Ljung-Box)Chi-Square statistic				
Lag	12	24	36	48
Chi-Square	8.9	13.4	17.9	*
DF	7	19	31	*
P-Value	0.261	0.815	0.971	*

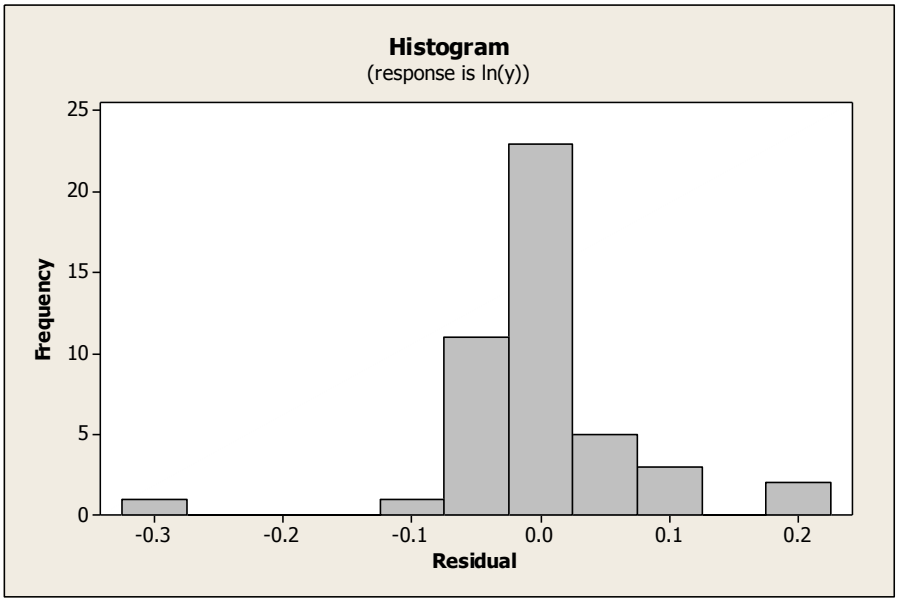
جدول (٢)

ونلاحظ أن **Q** المحسوبة هي **Q=٨,٩** وهى اقل من $\chi^2_{(5\text{ز }0\text{و }7)} = 14.067$

بما يعنى أن النموذج يمكن استخدامه للتنبؤ بالمشاهدات المستقبلية

ج – اختبار التوزيع الطبيعي لبواقي النموذج :

لحساب حدود الثقة التنبؤية والتأكد من فاعلية اختبارات (**t**) على المعالم لابد من التأكد من التوزيع الطبيعى للاخطاء الموضحة في الشكل رقم (٨) التالى:



شكل (٨) : التوزيع الطبيعي لبواقي النموذج المقدر

ومن خلال اختبار فرضيات التناظر والتسطح الطبيعي لسلسلة البواقي يدل على أن سلسلة البواقي تحمل خصائص التوزيع الطبيعي.

ومن خلال الاختبارات السابقة يمكن القول بأنها تؤدى إلى قبول النموذج احصائيا وبالتالي يمكن استخدامه للتنبؤ .

المرحلة الرابعة: التنبؤ

باستخدام نموذج التنبؤ المتحصل عليه في مرحلة التقدير تم التنبؤ بقيم سعر صرف الجنيه المصري مقابل الدولار خلال الفترة من الربع الثالث لعام ٢٠٠٨ حتى الربع الثالث لعام ٢٠١٠ . والجدول التالي (جدول ٣) يوضح تلك التنبؤات مع فترات الثقة لكل قيمة تنبؤية.

(جدول ٣)

		95% Limits		
Period	Forecast	Lower	Upper	Actual
٤٤	٦,٢٨٢٨٩	٦,١٢٩٣٨	٦,٤٣٦٤٠	٦,٣٠٣٧٠
٤٥	٦,٣١٢٣٠	٦,١٢٣٤٨	٦,٥٠١١٣	٦,٣١٢٤١
٤٦	٦,٣٢٦٩٧	٦,١٠٣٠٠	٦,٥٥٠٩٥	٦,٣٠٩٠١
٤٧	٦,٢٩٦٦٠	٦,٠٤٣٤٨	٦,٥٤٩٧٢	٦,٣٢٧٢٩
٤٨	٦,٢٩٢٧٨	٦,٠٢٥٧٣	٦,٥٥٩٨٢	٦,٣١٠٤١
٤٩	٦,٣١٥٦٤	٦,٠٣٢٣٩	٦,٥٩٨٩٠	٦,٣٠٩٩٢
٥٠	٦,٣٢٧١٣	٦,٠٢٩٢٥	٦,٦٢٥٠١	٦,٣١٠٩٠
٥١	٦,٢٩٣٢٢	٥,٩٨١٢٤	٦,٦٠٥٢٠	٦,٣٤٥٠٠
52	6.29388	6.00212	6.62608	6.34563

وبعد تحويل القيم اللوغاريتمية إلى القيم الأصلية حصلنا على جدول (٤) التالي:

جدول (٤)

Period	القيمة الفعلية	القيمة التنبؤية	الحد الأدنى لفترة الثقة	الحد الاعلى لفترة الثقة
٢٠٠٨Q٣	٥٤٦,٥٩	٥٣٥,٣٣	٤٥٩,١٥	٦٢٤,١٥
٢٠٠٨Q٤	٥٥١,٣٧	٥٥١,٣١١	٤٥٦,٤٥	٦٦٥,٨٩
٢٠٠٩Q١	٥٤٩,٥٠	٥٥٩,٤٦	٤٤٧,٢٠	٦٩٩,٩١
٢٠٠٩Q٢	٥٥٩,٦٤	٥٤٢,٧٢	٤٢١,٣٦	٦٩٩,٠٥
٢٠٠٩Q٣	٥٥٠,٢٧	٥٤٠,٦٦	٤١٣,٩٤	٧٠٦,١٤
٢٠٠٩Q٤	٥٥٠,٠٠	٥٥٣,١٦	٤١٦,٧١	٧٣٤,٢٩
٢٠١٠Q١	٥٥٠,٥٤	٥٥٩,٥٥	٤١٥,٤٠	٧٥٣,٧١
٢٠١٠Q٢	٥٦٩,٦٤	٥٤٠,٨٩	٣٩٥,٩٣	٧٣٨,٩٣
٢٠١٠Q٣	٥٧٠	٥٤١,٢٥	٣٩٥,٩٣	٧٣٨,٩٣

الاستنتاجات والتوصيات:

الاستنتاجات: مما تقدم يمكن تلخيص النتائج التالية:

١- تكمن أهمية التنبؤ بسعر الصرف للجنيه المصري مقابل الدولار الأمريكي في دوره في توجيه الخطط والبرامج والسياسات الخاصة بالعديد من المتغيرات الاقتصادية حيث يؤثر التغير الحادث فيه على ميزان المدفوعات ومعدل التبادل الدولي ومستويات الأسعار المحلية وحجم الاستثمار والادخار القوميين وعبء المديونية الخارجية, فهو أحد أهم أدوات تفعيل السياسة الاقتصادية للدولة ومن ثم له تأثيره البالغ على عملية التخطيط الاقتصادي واتخاذ القرارات.

٢- عند غياب العلاقات السببية بين المتغيرات أو عدم توافر المعلومات الكافية حول المتغيرات التوضيحية فأن أسلوب السلاسل الزمنية يعتبر الأدق في عملية التنبؤ.

٣- بينت الاختبارات الإحصائية أن السلسلة الزمنية غير مستقرة في التباين وأن هناك اتجاه عام واضح في السلسلة فضلاً عن احتوائها على المركبة الموسمية حيث إنها تعيد نفسها كل (٤) أشهر, ومن أجل توفير شروط الاستقرارية في السلسلة قمنا بتعديلها أولا بتثبيت التباين وإزالة الاتجاه العام باستخدام الفروق من الدرجة الأولى للوغاريتمات البيانات وثانياً بإزالة المركبة الموسمية بعد أخذ الفروق من الدرجة (٤).

٤- تم اختبار أفضل نموذج من بين النماذج باستخدام معايير المفاضلة (أقل تباين للنموذج, أقل قيمة لمجموع مربعات البواقي), وتم فحص ملائمة النموذج المقترح إحصائياً من خلال اختبارات (معنوية المعالم المقدرة, تحليل دالة الارتباط الذاتي للبواقي, والتوزيع الطبيعي للبواقي).

٥- وجد أن النموذج الملائم والكفؤ لتمثيل بيانات السلسلة الزمنية هو النموذج الموسمي المضاعف ؛**SARIMA(١, ١،١) x (١, ١،١) .**

٦- وفقا للنموذج المقدر تم التنبؤ بسعر الصرف للجنيه المصرى مقابل الدولار الأمريكي خلال الفترة من الربع الثالث لعام ٢٠٠٨ حتى الربع الثالث لعام ٢٠١٠ .

التوصيات:

من خلال النتائج التي تم التوصل اليها نوصى الأخذ بنتائج هذا البحث والصيغة المعتمدة للتنبؤ من قبل الجهات ذات العلاقة لاعتماده الأسلوب العلمي الملائم في التنبؤ.

المراجـــــع

أولا: المراجع العربية

١- الخضيري, محمد قدوري عبد, (١٩٩٦), «دراسة مقارنة لطرائق التقدير والتنبؤ لبعض نماذج بوكس- جينكز الموسمية, رسالة ماجستير إحصاء. كلية الإدارة والاقتصاد- جامعة بغداد.

٢- الغنام, أحمد بن عبد الله, (٢٠٠٣), «تحليل السلسة الزمنية لمؤشر أسعار الأسهم في المملكة العربية السعودية باستخدام منهجية Box-Jenkins», مجلة جامعة الملك عبدالعزيز , العدد الثاني, ص (٢٥-٣).

٣- حشمان , مولود, (١٩٩٨), «نماذج التنبؤ ق صير المد», الجزائر, ديوان المطبوعات الجامعية .

٤- سمير شعراوي , (٢٠٠٥)، «مقدمة في التحليل الحديث للسلاسل الزمنية», مركز النشر العلمي, جامعة الملك عبد العزيز, المملكة العربية السعودية.

٥- عطية, عبدالقادر محمد, (٢٠٠٠), «طريق قياس العلاقات الاقتصادية», الإسكندرية دار الجامعات المصرية.

ثانياً: المراجع الأجنبية

١) **Akaike, H.(١٩٧٤), «A new look at the statistical model Identification», IEEE Transaction on Automatic Control,Vol.١٩, No.٦, PP.٧١٦-٧٢٣.**

٢) **Anderson , O.D. (١٩٧٤), «Time series analysis and forecasting», Butter worth's , London and Boston .**

٣) **Box G., E., P., and Jenkins G., M., T. (١٩٧٦), «Time Series Analysis Forecasting and control», San Farncisco , Holden-Day, U.S.A .**

٤) **Box, G. E. and Price, D. A. (١٩٧٠), «Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive – Integrated Moving Average Time Series models», JASA ,Vol.٥٥ , NO.٣٣٢ , PP .١٥٠٩-١٥٢٥ .**

٥) **Brock well, P.J. and Davis , R.A. (١٩٩١), «Time Series Theory and Methods», ٢nd ed , Springer Verlag York lac , New York .**

٦) **Lawrence, A.K. and Paul, I.N. (١٩٧٨), «on Conditional Least Square Estimation For Stochesses» Ann. of Stat., vol.٦, No.٣, PP.٦٢٩-٦٤٢ .**

٧) **Makridakis, S., Wheel Wrifht S., C., and McGee (١٩٨٣), «forecasting Method and Application» ٢nd ed, John wily and Sons. Inc. , U.S.A.**

٨) **Wegman, E.J. (٢٠٠٠), «Time Series Analysis – Theory, Data Analysis and Computation», Addison-Wesley Publishing Company**

٩) **Wei, W.S (١٩٩٠), «Time Series Analysis: Univariate and Multivariate Methods», Addison –Wesley Publishing Company Inc., U.S.A.**

ملحق (١) بيانات البحث

بيانات أسعار الصرف الجنيه المصري مقابل الدولار الأمريكي:

Year	Q١	Q٢	Q٣	Q٤
١٩٩٨	٣٣٨,٧٤	٣٣٨,٩	٣٣٨,٩٢	٣٣٨,٨
١٩٩٩	٣٣٩,٠١	٣٣٩,٥٨	٣٣٩,٦٢	٣٣٩,٩١
٢٠٠٠	٣٤٠,٨	٣٤٢,٢٦	٣٤٦,٦٨	٣٥٩,٣٩
٢٠٠١	٣٧٩	٣٨٤,٤	٤٠٣,٥٨	٤٤٩
٢٠٠٢	٤٦٠,٣٧	٤٥٠	٤٥٣,٢٣	٤٦١,٤
٢٠٠٣	٥٧٢,٨٣	٦٠٥,٠٤	٦١٤,١٩	٦١٥,٩٩
٢٠٠٤	٦١٨,٣١	٦٢٠,٨٦	٦٢٣,١١	٦١٠,٦٤
٢٠٠٥	٥٧٩,٥١	٥٧٨,٢٤	٥٧٥,٤٤	٥٧٣,٧
٢٠٠٦	٥٧٤,٦٩	٥٧٥,٧٩	٥٧٣,٥٩	٥٧٠,٨
٢٠٠٧	٥٦٩,٩٩	٥٦٩,٦٧	٥٥٨,٤٢	٥٥١,٤٥
٢٠٠٨	٥٥٥,٩	٥٣٣,٣	٥٤٦,٥٩	٥٥١,٣٧
٢٠٠٩	٥٤٩,٥	٥٥٩,٦٤	٥٥٠,٢٧	٥٥٠
٢٠١٠	٥٥٠,٥٤	٥٦٩,٦٤	٥٧٠	

المصدر: الإصدارات المتاحة على شبكة المعلومات والصادرة عن مركز دعم واتخاذ القرار بمجلس الوزراء

- الأعداد المختلفة من المجلة الاقتصادية للبنك المركزي المصري والصادرة خلال الفترة من ١٩٩٨-٢٠١٠