بناء نموذج (ARIMA) للتنبؤ بحجم البطالة في مصر

مؤيد سلطان وهيب/كلية الادارة والاقتصاد /جامعة تكريت

المستخلص

يهدف البحث إلى بنا ء نموذج (ARIMA) لمشكلة البطالة في مصر من خلال البيانات الإحصائية المتوفرة على الشبكة العنكبوتية للفترة من ١٩٩٠ لغاية ٢٠١٠ والتنبؤ المستقبلي بحجم البطالة من خلال النموذج المتنبأ به .حيث يقدر حجم البطالة عام ٢٠١٧ب٩.٧٣٥٠مليون عاطل.

The use of statistical forecasting using(ARIMA) model to estimate the Unemployment in Egypt

Abstract

This research aims to estimate the (ARIMA) model of the problem of unemployment in Egypt by using statistical data which is available on the internet for the period from 1990 to 2010 and future forecasting about unemployment which is determined about 9.7350 million in 2017.

المقدمة

أشر شر يهدد الإنسانية هو وجود عامل عاطل ، وهو في أشد الحاجة إلى العمل وقادر عليه , حتى يستطيع الإنفاق على مطالب الحياة ويساهم في عمارة الأرض , وعبادة الله ,وحماية نفسه من صور الفساد الأخلاقي والاجتماعي والسياسي .

وتنشأ مشكلة البطالة عندما لا يلتزم الإنسان بالفطرة السجية التي خلقه الله عليها ، أو أنه يسئ استخدام ما سخره الله له من نعم ، أو ينحرف عن الرشد في استغلال الموارد البشرية والطبيعية ، فالإنسان هو سبب هذه المشكلة، ولن تحل هذه لمشكلة إلاّ من خلال الإنسان الرشيد الذي يطبق أحكام ومبادئ الشريعة الإسلامية .

ومن مخاطر مشكلة البطالة أنها تحطم الجوانب المعنوية والنفسية للإنسان ، وتسبب ارتباكاً وخللاً في الأسرة ، كما أن لها العديد من الآثار السياسية السيئة حيث تسبب خطراً على استقرار الحكم .

وتأسيساً على ما سبق فإن التصدي لها يعتبر من الضروريات الشرعية والواجبات الدينية ، والمسئولية الوطنية ، وهى قضية ولى الأمر والمجتمع بأسره ، سواء بسواء (٥)

يعتبر تحليل السلاسل الزمنية من الأساليب الإحصائية الهامة التي تستخدم في التنبؤ بقيم الظواهر العشوائية في المستقبل حيث أصبح الزمن كعامل أساسي يؤ ثر على جملة التحولات والتبدلات التي تطرأ على الظواهر

مشكلة البحث :

تكمن مشكلة البحث في إيجاد أسلوب إحصائي دقيق ومتميز يمكن من خلاله وبواسطته معرفة سلوك ظاهرة البطالة في مصر من اجل الوصول إلى نتائج يمكن الاسترشاد بها في وضع السياسة الاقتصادية .

هدف البحث

يهدف البحث بالدرجة الأساس إلى استخدام أسلوب السلاسل الزمنية من اجل تمثيل البطالة في مصر وتقدير نموذج يمثل الظاهرة ألاقتصاديه المهمة بهدف الاستفادة منه في الدراسة ألاقتصاديه .

منهجية الدراسة :

يستخدم البحث المنهج التحليلي الوصفي والإحصائي من خلال جمع البيانات الإحصائية لهذه الظاهرة وكذلك تطبيق نموذج السلسلة الزمنية .

هيكلية البحث :

تم تقسيم البحث إلى ثلاثة محاور رئيسية :

المحور الأول : المقدمة ونبذة تاريخية عن البطالة في مصر

المحور الثاني : الجانب النظري للسلسلة الزمنية .

المحور الثالث : الجانب التطبيقي للسلسلة الزمنية .

مفهوم البطالة، أو نقص التشغيل

البطالة ، بوجه عام، هي تعبير عن قصور في تحقيق الغايات من العمل في المجتمعات البشرية، وحيث الغايات من العمل متعددة، تتعدد مفاهيم البطالة فيقصد بالبطالة وجود أفراد قادرين على العمل وراغبين فيه، ولكنهم لا يجدون عملاً. يمتد إلى الحالات التي يمارس فيها فرد عملاً ولكن لوقت أقل من وقت العمل المعتاد، أو المرغوب. وتسمى هذه الظاهرة البطالة الجزئية الظاهرة أو نقص التشغيل الظاهر.

ويحدث في بعض المجتمعات أن يعانى بعض من أفرادها، في الوقت نفسه، من زيادة في التشغيل، بمعنى عملهم وقتاً أطول من معيار معتاد لكي يتمكنوا من الوفاء باحتياجاتهم، وهو وجه آخر من أوجه اختلال التشغيل في المجتمع .

كذلك يمكن أن يعانى الأشخاص المشتغلون، ولو كل الوقت المعتاد، من نقص التشغيل المستتر أو البطالة المقنعة، عندما تكون إنتاجيتهم، أو كسبهم، أو استغلال مهاراتهم وقدراتهم، متدنية حسب معيار ما، وهذه أخبث أنواع البطالة، خاصة في المجتمعات النامية . حيث نقص التشغيل المستتر هو الوجه الآخر لتدنى الإنتاجية الاجتماعية للعمل المبذول؛ أو لقصور الدخل من العمل عن الوفاء بالحاجات الأساسية، ومن ثم انخفاض مستوى الرفاهة الاجتماعي الكلى، أي الإفقار؛ أو لإهدار الطاقات البشرية والاستثمار في التعليم نتيجة لقلة التوافق بين نظم التعليم واحتياجات سوق العمل؛ أو لتحمل شروط عمل غير آدمية مثل وقت عمل بالغ الطول أو بيئة عمل مضرة؛ وكلها قسمات جوهرية للتخلف. ومن ألمؤسفٍ، أن نقص التشغيل المستتر لا يلقى العناية الواجبة في مناقشة البطالة. ويعود هذا، أساساً، إلى الصعوبات الكبيرة التي تحيط بهذه الظاهرة، في الفهم والقياس والتشخيص والعلاج (٦)

البطالة في مصر.

يمكننا تتبع تطور حجم مشكلة البطال ة في مصر من خلال بيانات الجهاز المركزي للتعبئة العامة والإحصاء حول تقدير حجم البطالة حيث نجد أنه في عام ١٩٦٠ كان معدل البطالة ٢.٥ % من إجمالي حجم القوى العاملة، وفي تعداد ١٩٧٦ يقفز الرقم إلى ٧.٧ % ثم إلى ١٤.٧ % من تعداد ١٩٨٦، ولكنه وصل في ١٩٩٦(٨.٨ %.)

أما بالنسبة لرقم ومعدل البطالة الحقيقية في الوقت الراهن فهناك اختلاف فيها، فبيانات الحكومة متمثلة في الجهاز المركزي للتعبئة والإحصاء تشير إلى أن عدد العاطلين في مصر قد بلغ نحو ١.٧٨ مليون عاطل في بداية عام ٢٠٠٢ بما يعني أن معدل البطالة قد بلغ نحو ٩.١ % وبالمقابل تشير بيانات البنك المركزي المصري في نشرته الإحصائية والشهرية الصادرة في أبريل ٢٠٠٢، إلى أن عدد العاطلين في مصر ثابت عند ١.٥ مليون عاطل من العام المالي ٩٧/٦٩ وحتى العام المالي ٢٠٠١/٢٠٠٠ حيث بلغ ٧.٦ % من إجمالي قوة العمل البالغ نحو ١٩.٥ مليون نسمة.

وهذه البيانات بدورها تختلف عن البيانات التي أوردها صندوق النقد الدولي في تقريره لعام ٢٠٠١، ولكنها جاءت معتمدة على بيانات عام ١٩٩٥، وهو العام الذي تتوقف عنده بيانات صندوق النقد الدولي لعدم وجود بيانات يمكن للصندوق أن يأخذ بها للأعوام التالية لعام ١٩٩٥.

أن حجم البطالة الحقيقي لا يقل بأي حال من الأحوال عن ١٧ % : ٢٠ % من حجم قوة العمل ومما تفاقم من خطورة هذا المعدل المرتفع لنسبة البطالة إلى قوة العمل ما تتسم به كتلة العاطلين في مصر من سمات خاصة هي :

١. أن الشطر الأعظم من كتلة البطالة يتمثل في بطالة الشباب الذين يدخلون سوق العمل لأول مرة في عام ١٩٩٢ كان عدد العاطلين من الشباب ممن تتراوح أعمارهم بين ١٥، ٤٠ عاماً قد بلغ نحو ١.٤٧ مليون عاطل بما شكل نحو ٩٩% من عدد العاطلين كما تركزت البطالة في الفئة الأكثر شباباً ممن تتراوح أعمارهم بين ١٥، و ٣٠ عاماً، حيث بلغ عدد العاطلين منهم عام ٩٩ نحو ١.٣١ مليون عاطل بما شكل نحو ٨٨ % من عدد العاطلين في ذلك العام.

٢. أن البطالة في مصر هي بطالة متعلمة فالغالبية العظمى من العاطلين من خريجي الجامعات ومدارس ثانوية، ويلاحظ أن نسبة المتعلمين في كتلة المتعطلين أخذه في الا زدياد وهو ما يعني إهدار طاقات وموارد استثمارية تم استثمارها في العملية التعليمية دون أن ينتج عنها عائد، يتمثل في تشغيل هذه الطاقة البشرية لتصبح منتجة.

فقد كانت تشكل نحو ٧٦ % من جملة العاطلين عام ١٩٨٦ أما في عام ٢٠٠١ فإنه وفقاً للبيانات المستخدمة من بيانات اللجنة العليا للتشغيل فإن العدد الإجمالي للعاطلين بلغ ٣.٤٣٨ مليون عاطل منهم نحو ٣ ملايين متعلم مما يعني أن المتعلمين يشكلون نحو ٨٧.٣ من عدد المتعطلين.

٣. ارتفاع نسبة البطالة بين النساء ففي عام ١٩٨٨ كانت نسبة البطالة بين النساء في الحضر ٢٢.١ % مقابل ٨.٤% بالنسبة للبطالة بين الرجال أما في الريف فكانت النسبة أكبر من ذلك حيث بلغت ٢٦.٣ % بينما سجلت معدلات البطالة في صفوف الرجال في الريف انخفاضاً عن مثيله في الحضر، فقد بلغ نحو ٦.٦ %، أما إذا عدنا للبيانات التي أعلنتها اللجنة العليا للتوظيف في المذكرة آنفاً فإننا سوف نجد أن هناك ٦٦٠ ألف امرأة متعلمة و ٤. اتجاه معدلات البطالة للارتفاع في الحضر بعد أن كانت في فترات سابقة ترتفع بنسبة أكبر في الريف، حيث تشير بيانات تقرير التنمية البشرية ١٩٩٥ إلى أن معدلات البطالة في الحضر كانت ١٢.٥ % مقابل ٩.٢ % في الريف،(٤).

الفصل الثاني:

الجانب النظري :

يعد موضوع تحليل السلسلة الزمنية من المواضيع الإحصائية المهمة التي تتناول سلوك السلسلة أو الظاهرة وتفسيرها عبر فترة محددة من الزمن وتحديد التغيرات التي تطرى على السلسلة خلال الزمن ووضع الخطط الأزمة لذلك ،وبناء نموذج لتفسي ر الظاهرة واستخدام النتائج للتنبؤ بسلوكها في المستقبل ، فضلا عن التحكم في العملية التي تتولد منها السلسلة الزمنية بفحص ما يمكن حدوثه عند تغير بعض معلمات النموذج ، ولتحقيق ذلك يتطلب الأمر دراسة تحليلية وافية لنماذج السلاسل الزمنية.

الخطوات المتخذة لبناء نموذج تنبؤ:

إن إيجاد نموذج مناسب تنطبق علية متسلسلة زمنية مشاهدة يعتبر من المهام الصعبة والتي تحتاج إلى الكثير من البحث والخبرة . سوف نستعرض بعض الخطوات العريضة لبناء نموذج رياضي للتنبؤ عن متسلسلة زمنية ما:

١-تعيين النموذج أو تحديد النموذج Model Identification: وهذا يتم برسم المتسلسلة الزمنية فيما يسمى Time Plot حيث يكون ألإحداثي الأفقي هو الزمن والرأسي حجم الظاهرة المشاهدة ومن ثم اختيار نموذج رياضي معتمدين علي بعض المقاييس الإحصائية التي تميز نموذج عن آخر وعلى الخبرة المستمدة من الدراسات والأبحاث.

٢-تطبيق النموذج Model Fitting: بعد ترشيح نموذج أو أكثر كنموذج مناسب لوصف المتسلسلة المشاهدة نقوم بتقدير معالم هذا النموذج من البيانات المشاهدة باستخدام طرق التقدير الإحصائي الخاصة بالمتسلسلات الزمنية وهذا النموذج المرشح يؤخذ كنموذج أولي قابل للتعديل لاحقا.

٣-تشخيص واختبار النموذج Model Diagnostics: إجراء اختبارات تفحصيه على أخطاء التطبيق Fitting Errors لمعرفة مدى تطابق المشاهدات مع القيم المحسوبة من النموذج المرشح ومدى صحة فرضيات النموذج. في حالة اجتياز النموذج المرشح لهذه الاختبارات نقوم بإعتماد هعلى ازه النموذج النهائي ويستخدم لتوليد تنبؤات للقيم المستقبلية وإلا نعود للخطوة الأولى لتعيين نموذج جديد.

٤-توليد التنبؤات Forecast Generation: يستخدم النموذج النهائي لتوليد تنبؤات عن القيم المستقبلية ومن ثم حساب أخطاء التنبؤ Forecast Errors كلما استجدت قيم ج ديدة مشاهدة من المتسلسلة الزمنية ومراقبة هذه الأخطاء في ما يسمى بمخططات المراقبة Control Charts والتي

توضع للقبول بنسبة خطأ معين إذا تجاوزته أخطاء التنبؤ يعاد النظر في النموذج وتعاد الدورة من جديد بتحديد نموذج مرشح آخر.(٧)

٥-استخدام التنبؤات ووضع القرارات Implementation and Decision making: تقدم التنبؤات في تقرير لصانعي القرار للنظر في استخدامها بالشكل المناسب

أن السلاسل الزمنية تتمتع بخاصية الاستقرار والسكون (STATIONARITY) ، ويمكن من خلال رسم نقاط انتشار السلسلة الزمنية الحكم على استقرار أو عدم استقرار السلسلة . كما يرجع عدم الاستقرار لأحد الأسباب التالية :

١-وجود اتجاه عام . ٢- وجود تقلبات موسمية. ٣- عدم استقرار التباين.

إذا تنحصر الخطوة الأولى في تمهيد السلسلة الزمنية وجعلها مستقرة لتتحلى بالصفات التالية :

القيمة المتوقعة للسلسلة ثابتة $\mu = E(Y_t); t = 1..T$

التباين ثابت $\sigma^2 = VAR(Y_t); t = 1,..,T$ أي أن التباين ثابت والسلسلة تتذبذب حول القيمة المتوقعة

التغاير ثابت $\rho_s = \frac{COV(Y_t, Y_{t+s})}{\sigma^2}$ ، وتقيس العلاقة بين القيم في فترات زمنية متعددة ذات فترات إبطاء (s)، ويسمى معامل التغاير(١٥)

اختبار سكون واستقرار السلسلة الزمنية :

تتوفر بعض المعايير الإحصائية التي تُستخدم في وصف نوعية السلسلة الزمنية موضوع البحث وبالتالي تسهيل نمذجتها، تتمثل هذه المعايير في:

دالة الارتباط الذاتي ACF

تُعرف دالة الارتباط الذاتي عند الفجوة k كما يلي:

$$\hat{\rho}_k = \frac{\sum_{t=1}^{T}(y_t - \bar{y})(y_{t+k} - \bar{y})}{\sum_{t=1}^{T}(y_t - \bar{y})^2}$$

، وتبين مدى ارتباط قيم السلسلة المتجاورة حيث تتراوح قيمة معامل الارتباط الذاتي ρ **بين -١، ١ ، في حالة استقرار السلسلة**

تكون قيمة $\rho = 0$ أو مختلف عنه(غير معنويا)بالنسبة لأي فجوة k>0 مما يعني قبول فرضية انعدام معاملات الارتباط الذاتي. (١)

لإجراء اختبار لمعنوية معاملات الارتباط الذاتي لكل قيمة على حده نستخدم الإحصائية التالية :
> إحصائية بارلات BARLETT. (١٠)

$$\hat{\rho}_k \sim N(0,\frac{1}{T}) \qquad \frac{\hat{\rho}_k}{\sqrt{\frac{1}{T}}} \sim N(0,1)$$

حيث أن معاملات الارتباط الذاتي لها توزيع طبيعي N بوسط حسابي(٠)وتباين(T/١) وترمز T إلى عدد المشاهدات للمتغير موضوع البحث . فإذا أردنا أن نقارن القيمة المحتسبة الجدولية لقانون التوزيع الطبيعي المعياري عند درجة ثقة معينة (مثلا ٩٥%)، فإذا كانت القيمة المحتسبة اصغر من القيمة الجدولية فإننا سنقبل فرضية العدم (بان معامل بارلات بدرجة إبطاء k يساوي ٠ والعكس يختلف جوهريا عن ٠).

ولإجراء اختبار لمعنوية معاملات الارتباط الذاتي ككل نستخدم أحد الإحصائيات التالية :
-إحصائية PIERCE & BOX (١٤)

$$Q = T\sum_{k=1}^{K}\hat{\rho}_k^{2} \sim \chi^2\ (K)$$

، حيث أن (Q) لها توزيع مربع كاي بدرجات حرية تساوي(k)
- إحصائية LJUNG–BOX ، وهي تعطي نتائج أفضل(١٣)

$$Q = T(T+2)\sum_{k=1}^{K}\frac{1}{T-k}\hat{\rho}_k^{2} \sim \chi^2(K)$$

، ويسمى اختبار (PORTMANTEAU))

وبصفة عامة دالة الارتباط الذاتي (ACF) بالنسبة للسلاسل المستقرة لها شكل خاص ، حيث تتنازل كلما زادت درجات الإبطاء كما أن دالة الارتباط الذاتي للسلسلة المستقرة تتنازل بسرعة وتكون قريبة من الصفر.

٢- دالة الارتباط الذاتي الجزئي (PACF)

تقيس دالة الارتباط الذاتي الجزئي الأثر الجزئي لإضافة القيم ال متأخرة لمتغير ما ، ويمكن الحصول على معاملات (PACF) من معادلة الانحدار الذاتي للسلسلة

هنك ثلاثة مقاييس تستخدم لاختيار أفضل نموذج

١- متوسط الخطأ النسبي المطلق (Mean Absolute Percentage Error) أو(MAPE) ويعطى بالعلاقة

$$MAPE = \frac{\sum_{t=1}^{n} \left| \frac{z_t - \hat{z}_t}{z_t} \right|}{n} \times 100, \quad z_t \neq 0$$

٢- متوسط الانحراف المطلق (Mean Absolute Deviation) أو(MAD) ويعطى بالعلاقة

$$MAD = \frac{\sum_{t=1}^{n} \left| z_t - \hat{z}_t \right|}{n}$$

٣- متوسط ألانحراف المربع (أو متوسط الخطأ المربع) (MSD)أو (MSE) ويعطى بالعلاقة

$$MSD = \frac{\sum_{t=1}^{n} \left(z_t - \hat{z}_t \right)^2}{n}$$

باختيار أحد هذه المقاييس نختار النموذج الذي يعطي أقل قيمة لهذا المقياس، المقياس الأكثر استخداما وشيوعا هو MSD أو MSE (٩)

وفي الحالة الخاصة عندما $\rho_k = 0, \quad k > 0$ فإن $V(r_k) \cong \frac{1}{n}, \quad k > 0$

لقيم n الكبيرة و $\rho_k = 0$ فإن r_k يكون لها تقريبا توزيع طبيعي وبالتالي نستطيع القيام بالاختبار التالي:

$$H_0 : \rho_k = 0$$
$$H_1 : \rho_k \neq 0$$

وذلك باستخدام الإحصائية

$$\frac{|r_k|}{n^{-\frac{1}{2}}} = \sqrt{n}\,|r_k|$$

وذلك عند مستوى معنوية $\alpha = 0.05$ نرفض H_0 إذا كانت $\sqrt{n}\,|r_k| > 1.96$ (التوزيع الطبيعي القياسي)

تحت الفرضية $H_0 : \rho_k = 0, \forall k$ فإن $corr(r_k, r_{k-s}) \cong 0, s \neq 0$:

نماذج الانحدار الذاتي_المتوسط المتحرك Autoregressive-Moving Average Models واستخداماتها في التنبؤ:

هناك عا ئلة كبيرة من النماذج التي يطلق عليها نماذج الانحدار الذاتي _المتوسط المتحرك Autoregressive–Moving Average Models والتي أثبتت الأبحاث الكثيرة في مختلف الميادين التطبيقية علي تفوقها الهائل علي الطرق التقليدية في التنبؤ.(٢)

تعريف: نموذج الانحدار الذاتي _المتوسط المتحرك من الدرجة (p,q) ويرمز له $ARMA(p,q)$ لمتسلسلة زمنية مشاهدة $\{z_1, z_2, \ldots, z_{n-1}, z_n\}$ يكتب علي الشكل:

$$z_t = \delta + \phi_1 z_{t-1} + \phi_2 z_{t-2} + \cdots + \phi_p z_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \cdots - \theta_q a_{t-q}$$

حيث $a_t \sim WN(0,\sigma^2)$ متسلسلة ضجة بيضاء و $-\infty < \delta < \infty$ معلم ثابت يمثل المستوي و $\phi_1, \phi_2, \ldots, \phi_p$ هي معالم الانحدار الذاتي Autoregressive Parameters و $\theta_1, \theta_2, \ldots, \theta_q$ هي معالم المتوسط المتحرك Moving Average Operators

تعريف : عامل الإزاحة الخلفي(Backshift Operator) ويرمز له(B)وله الخواص التالية:

$1-Bz_t = z_{t-1}$

$2-B^m z_t = B^{m-1}(Bz_t) = B^{m-2}(B(Bz_t)) = \cdots = z_{t-m}$

$3-Bc = c, \quad c$ is a constant

تعريف:

١- عامل الإزاحة الأمامي (Forewardshift Operator) ويرمز له(F) ويعرف كالتالي:

$$F = B^{-1}$$

٢- عامل التفريق Difference Operator ويرمز له ∇ ويعرف كالتالي: $\nabla = (1-B)$

٣- عامل التجميع Sum Operator ويرمز له S ويعرف كالتالي: $S = \nabla^{-1} = (1-B)^{-1}$

خصائص نماذج الانحدار الذاتي_المتوسط المتحرك

أولا: نموذج المتوسط الثابت(ARMA(0,0: ويكتب علي الشكل التالي :

$$\phi_0(B) z_t = \delta + \theta_0(B) a_t$$

$$z_t = \delta + a_t, \quad a_t \sim WN(0,\sigma^2)$$

$$\gamma_0 = \sigma^2$$

$$\gamma_k = 0, \quad k = \pm1, \pm2, \ldots$$

وتوضع علي شكل دالي : $\gamma_k = \begin{cases} \sigma^2, & k=0 \\ 0, & k \neq 0 \end{cases}$ وبالقسمة عل $\gamma_0 = \sigma^2$ نجد إن

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \begin{cases} 1, & k=0 \\ 0, & k \neq 0 \end{cases}$$

$$\phi_{00} = 1, \quad \text{by definition}$$

$$\phi_{11} = \rho_1, \quad \text{by definition}$$

$$\phi_{11} = 0$$

$$\phi_{22} = \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & \rho_2 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 \end{vmatrix}} = \frac{\begin{vmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 0 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{vmatrix}} = 0$$

$$\phi_{kk} = \begin{cases} 1, & k=0 \\ 0, & k \neq 0 \end{cases}$$

ثانيا: نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة الأولي ARMA(1,0) = AR(1)

وهو علي الشكل:

$$\phi_1(B) z_t = \delta + \theta_0(B) a_t$$

$$(1 - \phi_1 B) z_t = \delta + a_t$$

$$z_t = \delta + \phi_1 z_{t-1} + a_t, \quad a_t \sim WN(0, \sigma^2)$$

$$1 - \phi_1 B = 0$$

$$B = \frac{1}{\phi_1}$$

$$|B| > 1 \Rightarrow \left|\frac{1}{\phi_1}\right| > 1 \Rightarrow |\phi_1| < 1$$

وهذا هو شرط الاستقرار.

$$\boldsymbol{\phi_{00} = 1, \quad \text{by definition}}$$

$$\boldsymbol{\phi_{11} = \rho_1 = \phi_1, \quad \text{by definition}}$$

$$\boldsymbol{\phi_{22} = \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & \rho_2 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 \end{vmatrix}} = \frac{\begin{vmatrix} 1 & \phi_1 \\ \phi_1 & \phi_1^2 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \phi_1 \\ \phi_1 & 1 \end{vmatrix}} = \frac{0}{1 - \phi_1^2} = 0}$$

:

محددة البسط تساوي صفرا لأن العامود الأخير يساوي العامود الأول مضروبا في ϕ_1 ونكتب د آلة الترابط الذاتي الجزئي علي الشكل الدالي:

$$\phi_{kk} = \begin{cases} 1, & k = 0 \\ \phi_1, & k = 1 \\ 0, & k \geq 2 \end{cases}$$

مناقشة النموذج:

عندما تكون $|\phi_1| < 1$ (شرط الاستقرار) فإن $E(z_t) = \delta/(1-\phi_1)$ وهو ثابت لجميع قيم t

دالة الترابط الذاتي دالة للتخلف k فقط ولا تعتمد علي الزمن t

دالة الترابط الذاتي تتخامد أسيا في اتجاه واحد إبتداءا من ρ_1 عندما تكون $\phi_1 > 0$ وتتخامد أسيا مترددة بين القيم الموجبة والسالبة عندما تكون $\phi_1 < 0$

دالة الترابط الذاتي الجزئي لها قيمة واحدة غير صفرية (مع عدم النظر الي ϕ_{00}) ويكون اتجاهها حسب إشارة ϕ_1 ومقدارها يساوي $|\phi_1|$ (١)

ثالثا: نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة الثانية ARMA(2,0) = AR(2) :

ويكتب علي الشكل:

$$\phi_2(B) z_t = \delta + \theta_0(B) a_t$$

$$\left(1 - \phi_1 B + \phi_2 B^2\right) z_t = \delta + a_t$$

$$z_t = \delta + \phi_1 z_{t-1} + \phi_2 z_{t-2} + a_t, \quad a_t \sim WN\left(0, \sigma^2\right)$$

$$\left(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2\right) z_t = \delta + a_t$$

$$z_t = \frac{\delta}{(1 - \phi_1 - \phi_2)} + \left(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2\right)^{-1} a_t$$

$$E(z_t) = \frac{\delta}{(1 - \phi_1 - \phi_2)} + E\left[\left(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2\right)^{-1} a_t\right]$$

الحد الثاني في الطرف الأيمن مجموع لانهائي على الشكل $E\left(\sum_{j=0}^{\infty}\psi_j a_{t-j}\right)$ ولكي ندخل التوقع داخل التجميع اللانهائي لابد أن تكون $\sum_{j=0}^{\infty}\psi_j a_{t-j}$ متقاربة في المتوسط المربع وهذا يتحقق إذا وفقط إذا كان $\sum_{j=0}^{\infty}\psi_j^2 < \infty$ وهذا يتحقق إذا حققت معالم الأنحدار الذاتي الشروط التالية:

$$\phi_2 - \phi_1 < 1$$
$$\phi_2 + \phi_1 < 1$$
$$-1 < \phi_2 < 1$$

والتي تسمي بشرط الاستقرار (هذه الشروط تنتج أيضا من كون جذور أو أصفار $\left(1-\phi_1 B-\phi_2 B^2\right)=0$ خارج دائرة الوحدة) . إذا تحققت شروط الاستقرار فإن

$$E\left[\left(1-\phi_1 B-\phi_2 B^2\right)^{-1} a_t\right]=\left[\left(1-\phi_1 B-\phi_2 B^2\right)^{-1} E\left(a_t\right)\right]=0, \forall t$$

$$\mu = E\left(z_t\right) = \frac{\delta}{\left(1-\phi_1-\phi_2\right)}$$
$$\delta = \left(1-\phi_1-\phi_2\right)\mu$$

$$\phi_{22} = \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & \rho_2 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 \end{vmatrix}} = \frac{\rho_2-\rho_1^2}{1-\rho_1^2} \neq 0$$

و

وذلك أيضا لنفس السبب السابق .

رابعا: نموذج المتوسط المتحرك من الدرجة الأولي ARMA(0,1) = MA(1) :

$$\phi_0\left(B\right)z_t = \delta + \theta_1\left(B\right)a_t$$
$$z_t = \delta + \left(1-\theta_1 B\right)a_t$$
$$z_t = \delta + a_t - \theta_1 a_{t-1}, \quad a_t \sim WN\left(0,\sigma^2\right)$$

$\phi_{00} = 1, \quad \text{by definition}$

$\phi_{11} = \rho_1, \quad \text{by definition}$

وبشكل عام

$$\phi_{kk} = \frac{-\theta_1^k \left(1-\theta_1^2\right)}{1-\theta_1^{2(k+1)}}, \quad k > 0$$

خامسا: نموذج المتوسط المتحرك من الدرجة الثانية ARMA(0,2) = MA(2) :

وتكتب علي الشكل التالي :

$$\phi_0(B) z_t = \delta + \theta_2(B) a_t$$

$$z_t = \delta + \left(1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2\right) a_t$$

$$z_t = \delta + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2}, \quad a_t \sim WN\left(0, \sigma^2\right)$$

$$\rho_k = \begin{cases} 1, & k = 0 \\ \dfrac{-\theta_1 + \theta_1\theta_2}{1+\theta_1^2+\theta_2^2}, & k = 1 \\ \dfrac{-\theta_2}{1+\theta_1^2+\theta_2^2}, & k = 2 \\ 0, & k > 2 \end{cases}$$

سادسا: نموذج المتوسط المتحرك–الإنحدار الذاتي من الدرجة ARMA(1,1) :

$$\phi_1(B) z_t = \delta + \theta_1(B) a_t$$

$$(1-\phi_1 B) z_t = \delta + (1-\theta_1 B) a_t$$

$$z_t - \phi_1 z_{t-1} = \delta + a_t - \theta_1 a_{t-1}$$

$$z_t = \delta + \phi_1 z_{t-1} + a_t - \theta_1 a_{t-1}, \ a_t \sim WN\left(0, \sigma^2\right), \phi_1 \neq \theta_1$$

شرط الاستقرار $|\phi_1| < 1$ وشرط الانقلاب $|\theta_1| < 1$ أي $E(z_t) = \mu = \dfrac{\delta}{1-\phi_1}$ أو $\delta = \mu(1-\phi_1)$

نلاحظ أن دالة الترابط الذاتي لنموذج $ARMA(1,1)$ تتخامد أسيا في اتجاه واحد أو متردد بين القيم الموجبة والسالبة وهي في هذا تشبه تماما دالة الترابط الذاتي لنموذج $AR(1)$ ماعدا إن التخامد يبدأ من ρ_1

خواص نماذج ARMA(p,q) :

١- دالة ترابط ذاتي تمتد لانهائيا وتتكون من خليط من التخامدات الآسية والخامدات الجيبية.

٢- دالة ترابط ذاتي جزئي تتكون من أصفار لقيم التخلفات $k > p$ أي

$$\phi_{11} = \phi_{22} = \phi_{33} = \cdots = \phi_{pp} \neq 0$$

$$\phi_{p+1,p+1} = \phi_{p+2,p+2} = \cdots = 0$$

ويسمى هذا قطعا في دالة الترابط الذاتي الجزئي بعد التخلف $k > p$

ثانيا : نموذج MA(q) :

ويتميز بالتالي:

١- دالة ترابط ذاتي تتكون من أصفار لقيم التخلفات $k > q$ أي

$$\rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \cdots = \rho_q \neq 0$$

$$\rho_{q+1,q+1} = \rho_{q+2,q+2} = \cdots = 0$$

ويسمى هذا قطعا في دالة الترابط الذاتي بعد التخلف $k > q$.

٢- دالة ترابط ذاتي جزئي تمتد لانهائيا وتتكون من خليط من التخامدات الآسية والتخامدات الجيبية.

لاحظ الازدواجية Duality بين نموذجي AR و MA.(١١)

ثالثا: النموذج المختلط ARMA(p,q):

ويتميز بالتالي:

دوال الترابط الذاتي والترابط الذاتي الجزئي للنموذج المختلط تمتد لانهائيا وتتكون من خليط من التخامدات الآسية والتخامدات الجيبية التي تنتهي إلى الصفر كلما زاد التخلف k. عندما تكون $k > q - p$ فإن دالة الترابط الذاتي تتحدد من جزء الانحدار الذاتي للنموذج و عندما تكون $k > p - q$ فإن دالة الترابط الذاتي الجزئي تتحدد من جزء المتوسط المتحرك للنموذج.(١٤)

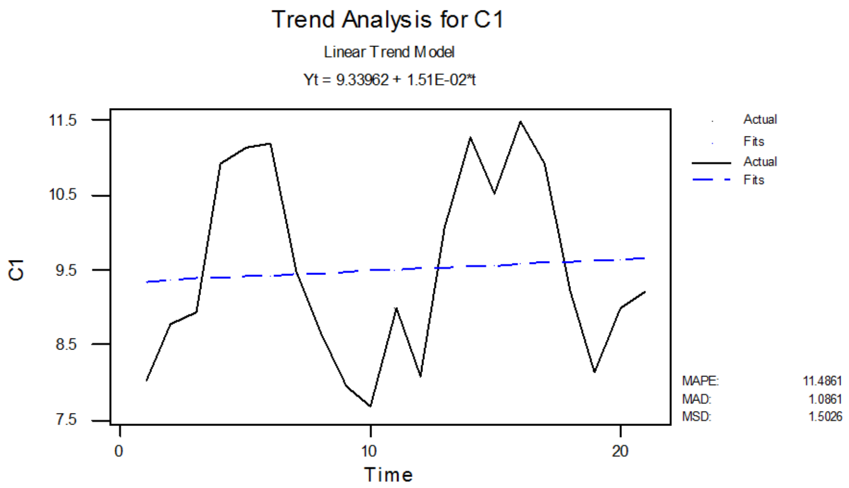
الفصل الثالث

الجانب التطبيقي:

تم الحصول على بيانات البطالة في مصر من الموقع الالكتروني لصندوق النقد الدولي للفترة من ١٩٩٠لغاية ٢٠١٠ (٨)

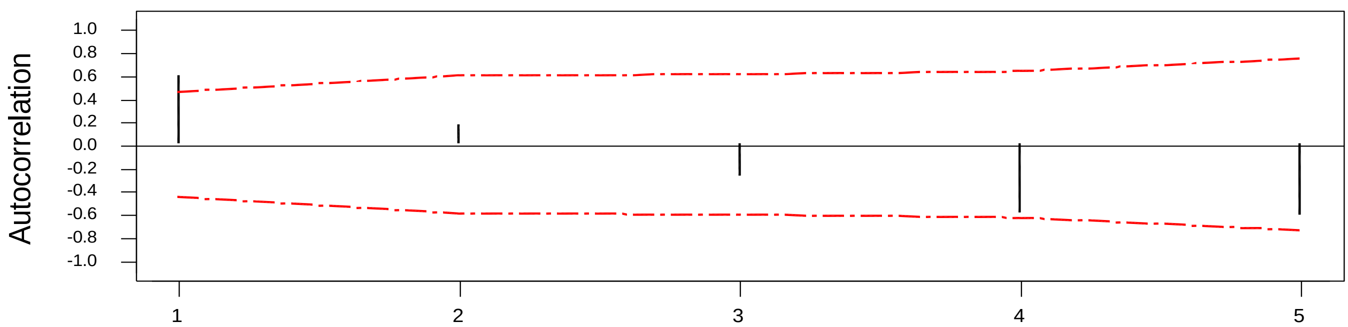
الشكل رقم (١) يوضح السلسلة الزمنية وقد لوحظ فيها اتجاه خطي

شكل رقم (١) : يمثل بيانات السلسلة الزمنية



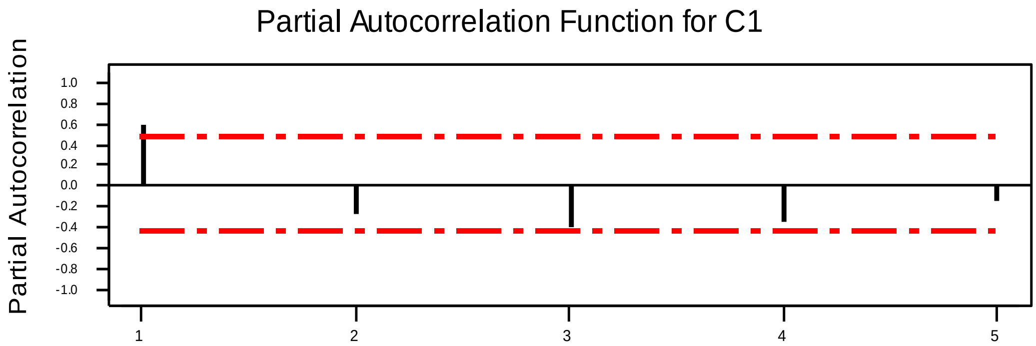
وللتأكد من استقرارية السلسلة الزمنية تم إيجاد الارتباط الذاتي (Autocorrelation Function) والارتباط الذاتي الجزئي (Partial Autocorrelation Function) بواسطة احد البرامج الإحصائية (SPSS) (١٢)

شكل رقم (٢) : يمثل الأرتباط الذاتي للسلسلة



Lag	Corr	T	LBQ
1	0.60	2.75	8.68
2	0.17	0.60	9.42
3	-0.28	-0.96	11.52
4	-0.60	-1.98	21.78
5	-0.62	-1.74	33.39

شكل رقم (٣) : يمثل الأرتباط الذاتي الجزئي للسلسلة



Lag	PAC	T
1	0.60	2.75
2	-0.29	-1.34
3	-0.40	-1.85
4	-0.36	-1.67
5	-0.14	-0.65

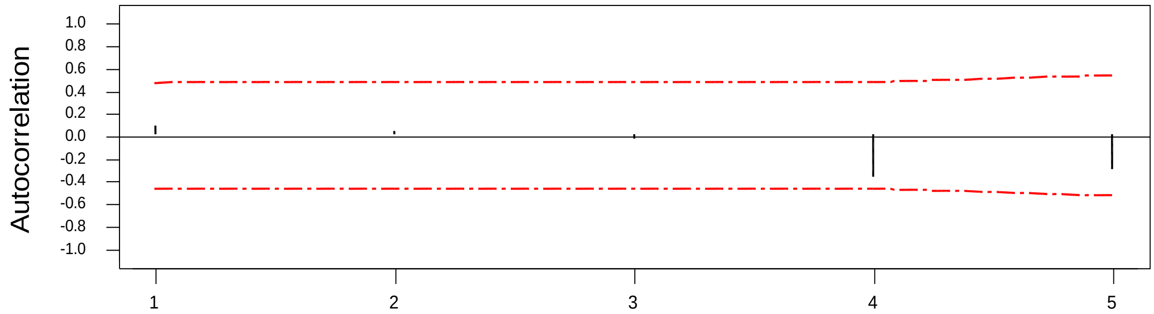
وقد تم ملاحظة إن قيمة معامل الارتباط الذاتي تتراوح بين (– ١ و +١) فعند درجة إبطاء واحده كانت قيمة معامل الارتباط الذاتي (٠.٦٠) وعند درجتين إبطاء كانت (٠.١٧)وهذه بعيده عن الصفر وللتأكد من عدم استقرار السلسلة الزمنية نستخدم أ حـ الاختبارات الإحصائية (اختبار بارلات)

$$\frac{0.17}{\sqrt{\frac{1}{21}}} = 0.779$$

والقيمة الجدولية من جدول التوزيع الطبيعي القياسي ١.٩ وبدرجة ثقة (٩٥%) هي (٤ ٠.٤٧٤) وبما إن القيمة المحتسبة اكبر من القيمة الجدولية وبذلك نرفض فرضية ا لعدم عند درجتي الإبطاء وهذا يعني عدم استقرار السلسلة الزمنية

شكل رقم (٤) : يمثل الأرتباط الذاتي للسلسلة بعد اخذ الفرق الأول

Autocorrelation Function for C2



Lag	Corr	T	LBQ
1	0.08	0.37	0.16
2	0.03	0.14	0.18
3	-0.04	-0.16	0.21
4	-0.38	-1.67	4.12
5	-0.30	-1.18	6.77

تم إيجاد الفرق الأول للسلسلة :

$$W_t = Z_t - Z_{t-1}$$

ثم نجد الارتباط الذاتي (Autocorrelation Function) والارتباط الذاتـي الجزئي (Partial Autocorrelation Function)

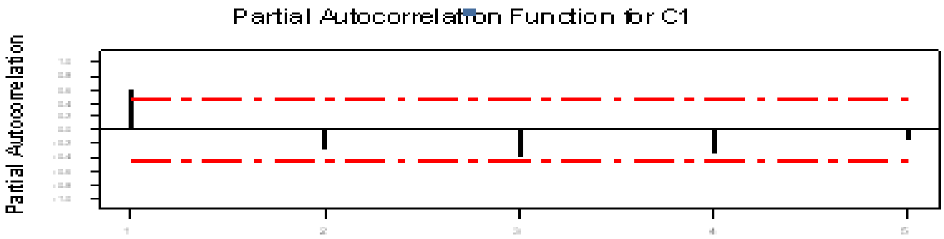
نلاحظ من شكل السلسلة والترابط الذاتي والترابط الذاتـي الجزئي أصبحت السلسلة مستقرة في الفرق الأول ($d=1$) .

وللتأكد من استقرارية السلسلة نستخدم اختبار (بارلات) عند درجة إبطاء واحدة وتكون القيمة المحتسبة

$$\frac{0.08}{\sqrt{\frac{1}{20}}} = 0.3577$$

نلاحظ ان القيمة المحتسبة اصغر من القيمة الجدولية وبهذا نقبل فرضية انعدام المعاملات عند درجة ابطاء واحدة وهذا يعني استقرار السلسلة عند هذه الدرجة

شكل رقم (٥) : يمثل الأرتباط الجزئي للسلسلة بعد اخذ الفرق الأول



ولتقدير أفضل نموذج((ARIMA)) تم حساب النماذ ج المدرجة في أدناه وقد وجد أفضل نموذج يمثل السلسلة هو (1,1,2) ((ARIMA)) حيث إن جميع مؤشرات النموذج مقبولة حيث إن MS =1.2268 وان النموذج معنوي (P-Value = 0.035)

$$Zt = 0.01391 + 0.4904\ Zt-1 + at + 0.6317\ at-1 + 0.2762\ at-2$$

$$at \sim WN(0, 1.2268)$$

Type	Coef	SE Coef	T	P
AR 1	0.4904	0.5038	0.97	0.345
MA 1	0.6317	0.6281	1.01	0.329
MA 2	0.2762	0.3286	0.84	0.413
Constant	0.01391	0.05608	0.25	0.807

Differencing: 1 regular difference

Number of observations: Original series 21, after differencing 20

Residuals: SS = 19.6290 (backforecasts excluded)

MS = 1.2268 DF = 16

Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic

Lag	12	24	36	48
Chi-Square	16.6	*	*	*
DF	8	*	*	*
P-Value	0.035	*	*	*

جدول رقم (١) يوضح القيم التنبؤية للفترة من ٢٠١١

Period	Forecast	Lower	Upper	T
22	9.3391	7.1677	11.5105	2011
23	9.4864	6.6243	12.3484	2012
24	9.5725	6.5011	12.6439	2013
25	9.6286	6.4678	12.7894	2014
26	9.6701	6.4590	12.8812	2015
27	9.7043	6.4579	12.9508	2016
28	9.7350	6.4596	13.0104	2017

وكذالك النموذج (ARIMA 1. 1 .4)حيث إن MS =0.68299 وان النموذج معنوي (P−Value = 0.034)

$$Z_t = 0.3753 + 0.2575\ Z_{t-1} + a_t + 0.2713\ a_{t-1} + 0.0538 a_{t-2} - 0.3146 a_{t-3} + 0.814 a_{t-4}$$

$$a_t \square\ WN(0,0.68299)$$

Type	Coef	SE Coef	T	P
AR 1	0.2575	0.4066	0.63	0.537
MA 1	0.2713	0.5240	0.52	0.613
MA 2	0.0538	0.2917	0.18	0.856
MA 3	−0.3146	0.2647	−1.19	0.254
MA 4	0.8140	0.3526	2.31	0.037
Constant	0.03753	0.08468	0.44	0.664

Differencing: 1 regular difference

Number of observations: Original series 21, after differencing 20

Residuals: SS = 9.56180 (backforecasts excluded)
MS = 0.68299 DF = 14

Modified Box−Pierce (Ljung−Box) Chi−Square statistic

Lag	12	24	36	48
Chi−Square	13.7	*	*	*
DF	6	*	*	*
P−Value	0.034	*	*	

جدول رقم (٢) يوضح القيم التنبؤية للفترة من ٢٠١١

Period	Forecast	Lower	Upper	T
22	9.6141	7.9940	11.2342	2011
23	10.7574	8.4819	13.0330	2012
24	10.6080	7.8798	13.3361	2013
25	10.4260	7.0488	13.8031	2014
26	10.4167	6.9468	13.8865	2015
27	10.4518	6.9475	13.9560	2016
28	10.4984	6.9702	14.0265	2017

جدول رقم (٣) يوضح تقديرات نموذج (ARIMA)

	النموذج	MS	P
١	ARIMA(1. 1.0)	1.275	.198
٢	ARIMA(2. 1.0)	1.349	.١٥٤
٣	ARIMA(3. 1.0)	1.430	.120
٤	ARIMA(1. 1.1)	1.349	.146
٥	ARIMA(2. 1.1)	1.433	.106
٦	ARIMA(3. 1.1)	1.243	.054
٧	ARIMA (0. 1.1)	1.275	.188
٨	ARIMA(0.1 .2)	1.346	٠.179
٩	ARIMA (0.1.3)	0.944	.432
١٠	ARIMA(1. 1.2)	1.226	.035
١١	ARIMA(1. 1.3)	0.924	.169
١٢	ARIMA(2.1.2)	لايمكن تقديره	
١٣	ARIMA(2.1.3)	لايمكن تقديره	
١٤	ARIMA(1. 1.4)	0.707	.013
١٥	ARIMA(1.1.4)	0.682	.034

جدول رقم (٤) : يمثل نموذج (1.1.0) ARIMA MODEL

ARIMA Model: (1.1.o)

Final Estimates of Parameters

Type	Coef	SE Coef	T	P
AR 1	−0.4800	0.2141	−2.24	0.039
Constant	−0.0114	0.3167	−0.04	0.972

Differencing: 1 regular difference

Number of observations: Original series 20, after differencing 19

Residuals: SS = 32.3919 (backforecasts excluded)

MS = 1.9054 DF = 17

Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic

Lag	12	24	36	48
Chi-Square	8.8	*	*	*
DF	10	*	*	*
P-Value	0.556	*	*	*

جدول رقم (٥) : يمثل نموذج (1.1.1) ARIMA MODEL

ARIMA Model: (1.1.1)

Type	Coef	SE Coef	T	P
AR 1	0.0688	0.2949	0.23	0.819
MA 1	0.9286	0.2442	3.80	0.002
Constant	-0.02279	0.04827	-0.47	0.643

Differencing: 1 regular difference

Number of observations: Original series 20, after differencing 19

Residuals: SS = 24.4026 (backforecasts excluded)

MS = 1.5252 DF = 16

Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic

Lag	12	24	36	48
Chi-Square	9.6	*	*	*
DF	9	*	*	*
P-Value	0.386	*	*	*

جدول رقم (٦) : يمثل نموذج (0.1.1) ARIMA MODEL

ARIMA Model: (0.1.1)

Final Estimates of Parameters

Type	Coef	SE Coef	T	P
MA 1	0.9268	0.1953	4.75	0.000
Constant	−0.02506	0.04623	−0.54	0.595

Differencing: 1 regular difference

Number of observations: Original series 20, after differencing 19

Residuals: SS = 24.5072 (backforecasts excluded)

MS = 1.4416 DF = 17

Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic

Lag	12	24	36	48
Chi-Square	10.7	*	*	*
DF	10	*	*	*
P-Value	0.381	*	*	

جدول رقم (٧) : يمثل نموذج (2.1.1) ARIMA MODEL

ARIMA Model: (2.1.1)

Constant −0.03168 0.04719 −0.67 0.512

Differencing: 1 regular difference

Type	*Coef*	*SE Coef*	*T*	*P*
AR 1	*0.0422*	*0.3159*	*0.13*	*0.895*
AR 2	*−0.0160*	*0.3201*	*−0.05*	*0.961*
MA 1	*0.9242*	*0.3081*	*3.00*	*0.009*

Number of observations: Original series 20, after differencing 19

Residuals: SS = 24.1704 (backforecasts excluded)

MS = 1.6114 DF = 15

Modified Box−Pierce (Ljung−Box) Chi−Square statistic

Lag	12	24	36	48
Chi−Square	11.2	*	*	*
DF	8	*	*	*
P−Value	0.192	*	*	*

جدول رقم (٨) : يمثل نموذج ARIMA MODEL (2.1.0)

ARIMA Model: (2.1.0)

Type	Coef	SE Coef	T	P
AR 1	−0.6222	0.2371	−2.62	0.018
AR 2	−0.3385	0.2488	−1.36	0.192
Constant	−0.0641	0.3109	−0.21	0.839

Differencing: 1 regular difference

Number of observations: Original series 20, after differencing 19

Residuals: SS = 29.3326 (backforecasts excluded)

MS = 1.8333 DF = 16

Modified Box−Pierce (Ljung−Box) Chi−Square statistic

Lag	12	24	36	48
Chi−Square	10.8	*	*	*
DF	9	*	*	*
P−Value	0.289	*	*	*

جدول رقم (٩) : يمثل نموذج (3.1.0) ARIMA MODEL

Final Estimates of Parameters ARIMA Model: (3.1.o)

Type	Coef	SE Coef	T	P
AR 1	−0.6013	0.2616	−2.30	0.036
AR 2	−0.2931	0.3237	−0.91	0.379
AR 3	0.0732	0.2890	0.25	0.803
Constant	−0.0484	0.3231	−0.15	0.883

Differencing: 1 regular difference

Number of observations: Original series 20, after differencing 19

Residuals: SS = 29.1473 (backforecasts excluded)

MS = 1.9432 DF = 15

Modified Box−Pierce (Ljung−Box) Chi−Square statistic

Lag	12	24	36	48
Chi−Square	10.6	*	*	*
DF	8	*	*	*
P−Value	0.223	*	*	*

جدول رقم (١٠) : يمثل نموذج (1.1.3) ARIMA MODEL

ARIMA Model: (1.1.3)

Type	Coef	SE Coef	T	P
AR 1	−0.5607	0.4050	−1.38	0.188
MA 1	0.1011	0.4682	0.22	0.832
MA 2	0.9029	0.2559	3.53	0.003
MA 3	−0.1500	0.4123	−0.36	0.721
Constant	−0.05997	0.05461	−1.10	0.291

Differencing: 1 regular difference

Number of observations: Original series 20, after differencing 19

Residuals: SS = 19.0712 (backforecasts excluded)

MS = 1.3622 DF = 14

Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic

Lag	12	24	36	48
Chi-Square	14.2	*	*	*
DF	7	*	*	*
P-Value	0.048	*	*	*

اختبار النموذج المقترح

تم اختبار متوسط البواقي بموجب الفرضية الإحصائية التالية :- H0 : μ=0 .μ≠٠

وجد إن الاختبار غير معنوي أي يمكن اعتبار متوسط البواقي يساوي صفر وكما مبين في الجدول رقم (٩)

جدول رقم (١١) : يمثل اختبار متوسط البواقي

One-Sample T: C2

Variable	N	Mean	StDev	SE Mean	95.0% CI
C2	20	0.058	1.103	0.247	(-0.458; 0.574)

One-Sample T: C2

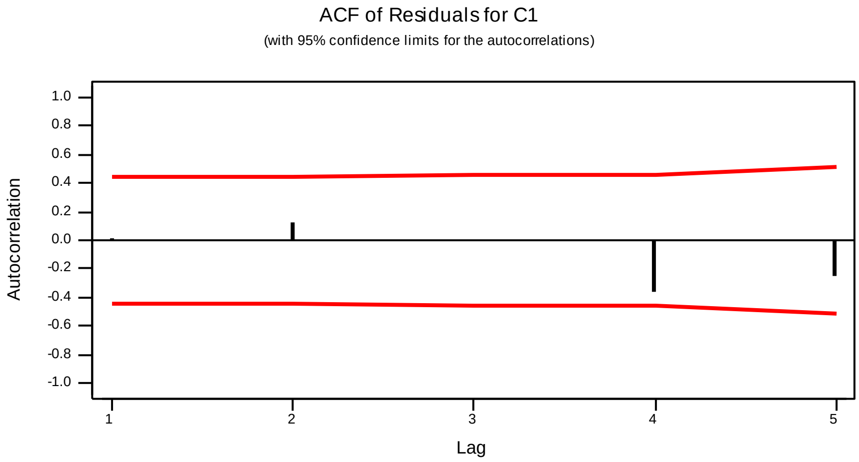
Test of mu = 0.058 vs mu not = 0.058

Variable	N	Mean	StDev	SE Mean
C2	20	0.058	1.103	0.247

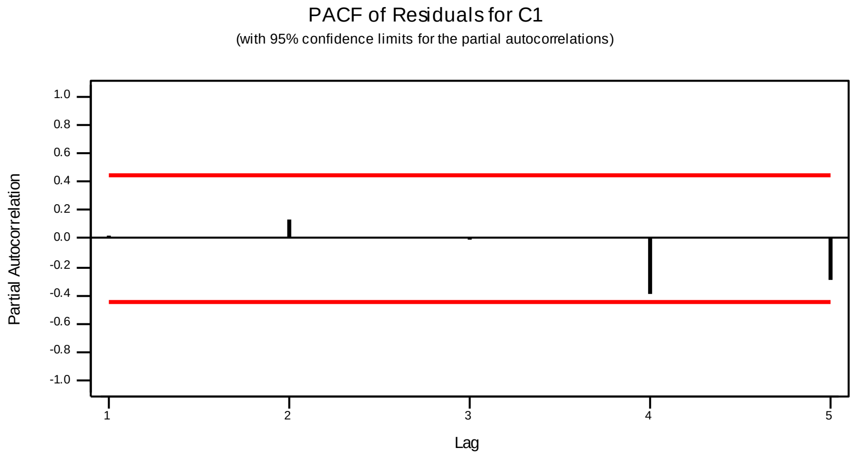
Variable	95.0% CI	T	P
C2	(-0.458; 0.574)	0.00	1.000

كما تم رسم البواقي لاختبار الترابط الذاتي:
نلاحظ عدم وجود ترابط ذاتي وكما مبين في الشكل رقم (٦)

شكل رقم (٦) : يمثل الارتباط للبواقي

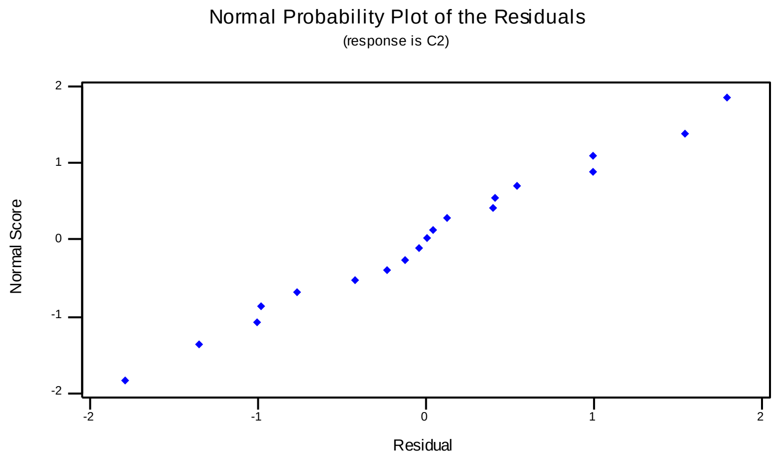


شكل رقم (٧) : يمثل الأرتباط الجزئي للبواقي

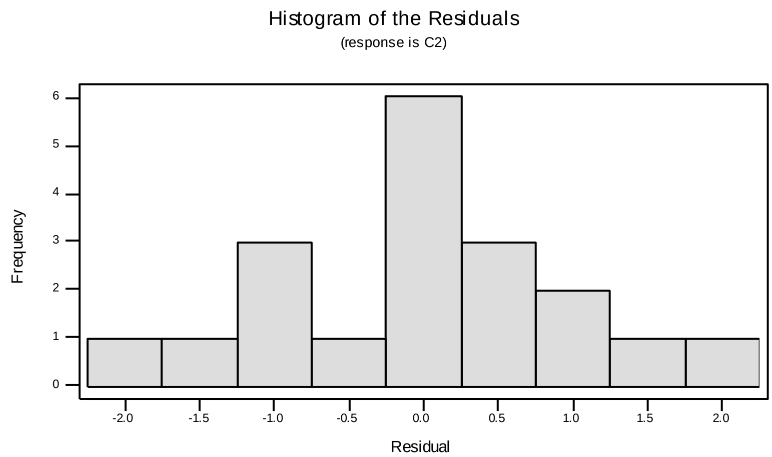


وكذالك تم اختبار طبيعة البواقي بواسطة الرسم المبين في أدناه وقد وجد انه مناسب

شكل رقم (٨) : يمثل للبواقي



وكذالك تم رسم البواقي بموجي الشكل المرقم (٩) ونلاحظ أنها تتوزع توزيع طبيعي



الاستنتاجات والتوصيات

١- إن السلسلة الزمنية غير مستقرة كما مبين في الشكل رقم (١) وقد تأكد من عدم استقرا رها دالة الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي وكذالك من اختبار (بارلات) حيث إن القيمة المحسوبة عند درجتي إبطاء (٠.٧٧٩) وهي اكبر من القيمة الجدولية (٠.٤٧٤) من جدول التوزيع الطبيعي المعياري (١.٩) ودرجة ثقة ٩٥%.

٢-تم اخذ الفرق الأول للسلسلة ومن خلال درجة إبطاء واحدة وجد أن قيمة (بارلات) تساوي (٠:٣٥٧٧) وهي اقل من القيمة الجدولية وهذا يدل على استقرار السلسلة الزمنية ويلاحظ ذالك من خلال الشكل (٣) و(٤).

٣-يعتبر النموذج (1.1.2) (ARIMA) هو أفضل نموذج يمثل السلسلة وذالك من خلال المؤشرات الإحصائية المبينة في الجدول رقم (٣)حيث يمتلك اقل (1.2268 = MSE) وكذلك من خلال ملاحظة قيمة (P − value) للنموذج .

٤-وكذلك النموذج (1.1.4) ARIMA يمتلك أفضل (0.68299 = MSE) و إن النموذج معنوي من خلال قيمة (0.034 P − value P)

٤ان هناك زيادة مستمرة في البطالة من خلال ملاحظة القيم التنبؤية المبينة في الجدول المرقم (١)والجدول رقم (٢)

المصادر

١-والتر فاندل ،(١٩٩٢) ،السلاسل الزمنية من الوجه التطبيقية ، دار المريخ للنشر ،الرياض ، السعودية

٢-شعاع للنشر والعلوم ، لجنة التأليف والترجمة ، الإحصاء باستخدام SPSS ، الطبعة الأولى ، ٢٠٠٧.

٣-عدنان عباس حميدان وآخرون (٢٠٠٦) الإحصاء التطبيقي منشورات جامعة دمشق- كلية الاقتصاد.

٤-الجهاز المركزي للتعبئة والإحصاء المصري WWW.Capmas.gov.eg.

٥-دكتور حسين شحاتة – مشكلة البطالة في مصر بين الواجب والواقع (٢٠٠٧)

٦-موقع خير اون لاين WWW.khieronline.com.

٧-جريدة الوطن الكويتية (٢٠٠٧) WWW.khieronline.com.

٨-صندوق النقد الدولي WWW.imf.org/external/arabic/index.htm

المصادر الأجنبية :

9-Abraham, B. and Ledoter, J. (1983). Statistical Methods for Forecasting, John Wiley, New York .

10-Howell Tong . (1996) . Non – Linear Time series , dynamical System Approach, University of Kent at Canterbury

11-Makridakis, S., Wheelwright, S. C. and McGee, V. E. (1983). Forecasting Methods and Applications, 2nd ed., John Wiley, New York. .

12-Minitab Reference Manual, Release 11 for Window

13-Reinsert , G. (2002). Time series. Hilary Term, USA.

14-Shumway, R. H. (1988). Applied Statistical Time Series Analysis, Prentice-Hall, New York. .

15-Wei, W. W. S. (1990). Time Series Analysis Univariate and Multivariate Methods, Addison Wesley. .