



جامعة الناصر AL-NASSER UNIVERSITY

استخدام أسلوب بوكس- جينكنز لتحليل السلاسل الزمنية في التنبؤ بالأرقام
القياسية لأسعار المستهلك في الجمهورية اليمنية خلال الفترة 2007-2012

د. فؤاد عبده اسماعيل المخلافي

قسم الاحصاء

كلية التجارة والاقتصاد

جامعة صنعاء

AUTHORIZED BY AL-NASSER UNIVERSITY'S RESEARCH OFFICE

جميع حقوق النشر محفوظة لمكتب البحوث والنشر بجامعة الناصر

ملخص البحث

نظراً لأن الرقم القياسي لأسعار المستهلك أصبح مؤشراً هاماً يعتمد عليه في دراسة مستويات غلاء المعيشة ومستويات التضخم والانحسار الاقتصادي فضلاً عن استخدامها كمقياس للتغيرات في القوة الشرائية للعملة وفي مجالات الحسابات القومية لاستنباط تقديرات السعر الثابت وكوسيلة من وسائل تنظيم الدخل تأتي أهمية معرفة ما سيكون عليه وضعها في المستقبل وهذا بدوره يتطلب القدرة على التنبؤ المستقبلي، وفي هذا البحث تم توضيح كيفية تطبيق أسلوب بوكس - جينكنز (نماذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة التكاملية لتحليل السلاسل الزمنية ARIMA) في التنبؤ بأحد المؤشرات الاقتصادية الهامة وهي الأرقام القياسية لأسعار المستهلك في الجمهورية اليمنية للفترة من (يناير 2007- يوليو 2012) ومن خلال رسم السلسلة وإيجاد تقديرات معاملات دالة الارتباط الذاتي تبين أن سلسلة الأرقام القياسية لأسعار المستهلك غير مستقرة في المتوسط حيث لوحظ وجود اتجاه عام بالزيادة لهذه السلسلة لكنها كانت مستقرة في التباين ولم يظهر عليها تغيرات موسمية ، ولجعل السلسلة مستقرة تم أخذ الفروق الأولى، ومن خلال إعادة تقديرات معاملات دالتي الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي بعد اخذ الفروق الأولى تبين أن النموذج الملائم هو نموذج السير العشوائي $ARIMA(0,1,0)$ ، وقد تم التأكد من أن هذا النموذج ملائم ويعطي تنبؤات دقيقة وقريبة من الواقع من خلال حساب دالتي الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي للأخطاء المقدر والمعايير الإحصائية المعتمدة عليهما. وأخيراً تم عمل التنبؤات الشهرية للأرقام القياسية لأسعار المستهلك للفترة (اغسطس 2012- ابريل 2013).

الفصل الأول : الإطار المنهجي للبحث

1-1 مقدمة

تعتبر الأرقام القياسية لأسعار المستهلك من المؤشرات الهامة ذات العلاقة الوطيدة بنفقات الأسر وتكاليف المعيشة، فهي وسيلة إحصائية لقياس التغيرات في أسعار السلع والخدمات المشتراة من قبل المستهلك بين فترة وأخرى. كما أنها تستخدم على نطاق واسع كمؤشر دقيق لقياس اتجاهات التضخم والانحسار الاقتصادي، فضلاً عن استخدامها كمقياس للتغيرات في القوة الشرائية للعملة وفي تقديرات الأسعار الثابتة. ومن هنا تأتي أهمية معرفة ما سيكون عليه وضعها في المستقبل، وهذا بدوره يتطلب القدرة على التنبؤ المستقبلي.

ومن أجل الحصول على تنبؤات دقيقة فإن ذلك يتطلب دراسة تحليلية وافية للنماذج الإحصائية. وفيما يخص أساليب التنبؤ فقد وضعت أساليب كثيرة لهذا الغرض ومنها أسلوب بوكس- جينكنز عامي 1970م ، 1976م حيث اقترحا نماذج يمكن من خلالها التعامل مع السلاسل الزمنية الموسمية وغير الموسمية ، المستقرة وغير المستقرة، وأسهما بشكل واسع في جعل نماذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة التكاملية (Autoregressive Integrated Moving Average) والتي تكتب اختصاراً (ARIMA) الأكثر شهرةً وتطبيقاً.

في هذا البحث سيتم توضيح كيفية تطبيق أسلوب بوكس - جينكنز (نماذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة التكاملية لتحليل السلاسل الزمنية) في التنبؤ بأحد المؤشرات الاقتصادية الهامة وهي الأرقام القياسية لأسعار المستهلك في الجمهورية اليمنية.

2-1 مشكلة البحث

على الرغم من مرور أكثر من ثلاثين عاماً على اكتشاف أسلوب بوكس - جينكنز إلا أن المكتبة العربية والمكتبة اليمنية -على وجه الخصوص- تكاد تخلو من الأبحاث والدراسات التي توضح كيفية استخدام هذا الأسلوب في حل مشاكل التنبؤ في كثير من الظواهر الاقتصادية والاجتماعية والصحية وغيرها. وقد أثبتت معظم الدراسات أن هذا الأسلوب لا يزال أكثر الأساليب شهرةً واستخداماً على مستوى العالم لما له من أساس علمي قوي وقدرة عالية على التنبؤ وكفاءة في النتائج مما يساعد على تجنب الطرق غير العلمية في التنبؤ التي قد تؤدي إلى نتائج خاطئة تؤثر على واضعي القرار في رسم الخطط المستقبلية. ومن هنا تصبح مشكلة البحث هي كيفية بناء أنسب نموذج من نماذج ARIMA من أجل التنبؤ الدقيق بالأرقام القياسية لأسعار المستهلك في الجمهورية اليمنية خلال الفترة (2007-2012).

3-1 أهمية البحث

يعتبر التنبؤ من المواضيع التي تكتسب أهمية كبيرة ، إذ أنه من خلال التنبؤ بالتغيرات الاقتصادية سيتمكن أصحاب القرار من رسم السياسات الاقتصادية والاجتماعية للفترات القادمة. كما أن الرقم القياسي لأسعار المستهلك أصبح مؤشراً هاماً يعتمد عليه في دراسة مستويات غلاء المعيشة ومستويات التضخم والانحسار الاقتصادي، فضلاً عن استخدامه كمقياس للتغيرات في القوة الشرائية للعملة وفي مجالات الحسابات القومية لاستنباط تقديرات السعر الثابت .

4-1 أهداف البحث

يهدف هذا البحث إلى توضيح كيفية تطبيق أسلوب بوكس - جينكنز (نماذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة التكاملية لتحليل السلاسل الزمنية) في التنبؤ بالأرقام القياسية لأسعار المستهلك في الجمهورية اليمنية خلال الفترة (2007-2012).

1-5 منهجية البحث:

اعتمد البحث في جانبه النظري على الكتب والمراجع العلمية والدوريات المتخصصة والدراسات المختلفة المتعلقة بأدبيات البحث. أما في جانبه التطبيقي فقد تم اعتماد المنهج الوصفي التحليلي من خلال تطبيق منهجية بوكس - جينكنز في تحليل السلاسل الزمنية والتي تستند على الدمج ما بين نماذج الانحدار الذاتي AR ونماذج المتوسطات المتحركة MA والحصول على نماذج الانحدار الذاتي والمتوسطات المتحركة التكاملية ARIMA. وتفترض هذه النماذج أن سلوك الظاهرة في المستقبل ما هو إلا امتداد لسلوكها في الماضي. وتمتاز هذه المنهجية بالعديد من المزايا أهمها واقعية الافتراضات التي تعتمد عليها، كما أنها تأخذ بعين الاعتبار هيكل الارتباطات الذاتية بين قيم السلسلة الزمنية وتعالجها ضمن مراحل التحليل مما يجعلها تتفوق على الكثير من أساليب التنبؤ الأخرى مثل الأسلوب التقليدي للسلاسل الزمنية وأسلوب الانحدار.

1-6 الدراسات السابقة

هناك الكثير من الدراسات الأجنبية وعدد من الدراسات العربية التي استخدمت نماذج ARIMA في التنبؤ، على سبيل الذكر منها:

دراسة (Tse,1997) حيث تم تطبيق نماذج ARIMA على أسعار العقار في هونج كونج.

دراسة (Contreras, et al, 2003) حيث تم تطبيق نماذج ARIMA للتنبؤ بأسعار الكهرباء في كاليفورنيا.

دراسة (العتيبي،2003) حيث تم تطبيق نماذج ARIMA ونماذج الشبكات العصبية للتنبؤ بالأرقام القياسية لأسعار المستهلك بدولة الكويت.

دراسة (Bal and Yayar,2006) حيث تم التنبؤ بأسعار زيت عباد الشمس في تركيا.

دراسة (الجبوري،2010) حيث تمت المقارنة بين نماذج ARIMA ونماذج التسريح الآسي المزدوج للتنبؤ بأسعار النفط العراقي، وقد توصلت الدراسة إلى أن نماذج ARIMA هي الأفضل للتنبؤ.

دراسة (Saz,2011) حيث تمت دراسة كفاءة نماذج SARIMA في التنبؤ بمعدلات التضخم في تركيا.

دراسة (Alnaa and Ahiakpor,2011) حيث تم استخدام نماذج ARIMA للتنبؤ بالتضخم في غانا.

دراسة (Al-Zeaud,2011) حيث تم التنبؤ بالتقلبات في بورصة عمان في الأردن لقطاع البنوك.

دراسة (Faisal,2012)، حيث تم التنبؤ بالتضخم في بنجلاديش باستخدام نماذج ARIMA للسلاسل الزمنية.

1-7 جمع البيانات

تم جمع البيانات عن سلسلة الأرقام القياسية لأسعار المستهلك من النشرات الشهرية التي يصدرها الجهاز المركزي للإحصاء وذلك عن الفترة من (يناير 2007 إلى يوليو 2012 م).

1-8 الأرقام القياسية لأسعار المستهلك

الرقم القياسي هو عبارة عن مقياس إحصائي يستخدم لقياس التغير النسبي الذي يطرأ على ظاهرة معينة كالأسعار والأجور والكميات وغيرها، حيث ينسب فيه مجموع أو معدل الظاهرة في فترة زمنية معينة أو مكان جغرافي معين التي تدعى بفترة المقارنة إلى نفس الظاهرة في فترة زمنية أخرى أو مكان جغرافي آخر تدعى بفترة الأساس (الزمني)،

1988، ص6)، وفيما يخص الرقم القياسي لأسعار المستهلك فهو عبارة عن وسيلة إحصائية لقياس التغيرات في أسعار السلع والخدمات المشتراة من قبل المستهلك أي أنه مؤشر يعكس التغيرات النسبية في أسعار أهم السلع والخدمات التي يستهلكها الفرد من وقت لآخر مقارنة مع سنة معينة هي سنة الأساس. وعليه فإن الرقم القياسي لأسعار المستهلك يعكس لنا مقدار الزيادة في النفقات المعيشة الناشئة نتيجة تغير أسعار السلع والخدمات اللازمة والتي يمكن الحصول عليها بنفس الكميات في سنة الأساس (محمد، 2009، ص72).

ومن الضروري ملاحظة أن التغيرات في أسعار المستهلك تتأثر بعدة عوامل من أهمها أسعار التجزئة، أما العوامل الأخرى فهي تتعلق بالتغيرات في نوعية السلع والخدمات والمبالغ التي أنفقت عليها. ويختلف الرقم القياسي لأسعار المستهلك عن الرقم القياسي لسعر التجزئة، وذلك لأن الأخير يشمل جميع السلع التي تدخل ضمن تجارة التجزئة، بينما يركز الرقم القياسي لأسعار المستهلك على مجموعة من السلع تسمى سلّة المستهلك. وتواجه عملية تركيب واحتساب الأرقام القياسية لأسعار المستهلك مشاكل عديدة تأتي في مقدمتها مشكلتنا تسعير السلع وتحديد نمط الأوزان لما لها من أثر كبير على دقة الرقم القياسي ودرجة تمثيله للواقع.

إن الرقم القياسي لأسعار المستهلك في الجمهورية اليمنية يعتبر مقياساً للمتوسط المتغير لأسعار أصناف المستهلك على مدى الزمن لسلع وخدمات يقوم الناس بشرائها لمعيشتهم اليومية. إن الرقم القياسي لأسعار المستهلك يجسد البناء المركب الذي يجمع النظرية الاقتصادية مع المعاينة والأدوات الإحصائية الأخرى ويستخدم البيانات التي يتم جمعها شهرياً من أجل إنتاج المعيار الزمني لمتوسط تغير الأسعار وذلك لقطاع الاستهلاك في اقتصاد الجمهورية اليمنية (نشرة الأرقام القياسية لأسعار المستهلك، الجهاز المركزي للإحصاء، يوليو 2012).

ويعمل الرقم القياسي لأسعار المستهلك على توفير التقديرات لتغيرات الأسعار ما بين أية فترتين زمنيتين، فيشير تغير النسبة الحاصل ما بين الرقمين القياسيين للفترتين الزمنيتين إلى مدى تغير الأسعار ما بينهما كما تراقق عملية الأرقام القياسية لأسعار المستهلك جمع أسعار عينة من الأصناف التي يستهلكها الجمهور من مجموعات متعددة مثل الغذاء، الملابس، المأوى، والخدمات الطبية التي يقوم الناس بشرائها لمعيشتهم اليومية، حيث توفر الأرقام القياسية لأسعار المستهلك معلومات ملائمة في حينها عن تغير الأسعار والتي تؤثر على اقتصاد جميع اليمنيين، وذلك بسبب الاستخدامات المختلفة لذلك في عدة نواحي. وتتضمن بيانات الأرقام القياسية لأسعار المستهلك الاستخدامات الرئيسية الهامة التالية:

- كمؤشر اقتصادي: الاستخدام الأوسع لها في قياس التضخم. ويمثل الرقم القياسي لأسعار المستهلك المؤشر الهام في فاعلية السياسات الاقتصادية، حيث أن البنك المركزي اليمني والوزارات الحكومية المختلفة تقوم باستخدام تحركات الرقم القياسي لأسعار المستهلك من أجل المساعدة في صياغة السياسات المالية والنقدية ورصد تأثيراتها على الاقتصاد اليمني. أيضاً مدراء الأعمال التنفيذيين، ومسؤولوا العمالة، وجهات خاصة أخرى يستخدمون الرقم القياسي لأسعار المستهلك كدليل لصنع قراراتهم الاقتصادية.
- كوسيلة من وسائل تنظيم الدخل: تقوم العديد من المشاريع في القطاعات الخاص والعام والمختلط باستخدام الرقم القياسي لأسعار المستهلك لتخصيص الزيادات في الراتب. إضافة إلى ذلك يستخدم الأفراد والشركات الخاصة الرقم القياسي لأسعار المستهلك في قائمة المبالغ المدفوعة المختلفة لإزالة أية تأثيرات ناجمة عن التضخم.

• كمش للناتج المحلي: تستخدم البرامج الإحصائية الأخرى الأرقام القياسية لأسعار المستهلك أو أيا من عناصرها في ضبط تغيرات الأسعار وإنتاج النسخ الخاصة بالتضخم في سلسلة بياناتهم. على سبيل المثال، يستخدم الجهاز المركزي للإحصاء الرقم القياسي لأسعار المستهلك في تكميش العناصر المختارة للناتج المحلي الإجمالي (GDP). لقد تم استخراج الأرقام القياسية لأسعار المستهلك من (يناير 2007_ يوليو 2012م) بأوزان 2006/2005، وبالتالي فإن الأرقام القياسية ومعدلات التضخم قد تغيرت نسبياً نظراً لتغير الأوزان من أوزان 1998 إلى أوزان 2006/2005 والتي تغير فيها النمط الاستهلاكي على مستوى كل محافظة و على مستوى الجمهورية، حيث مثل مسح ميزانية الأسرة 2006/2005 عموم محافظات الجمهورية حضراً و ريفاً وبالتالي تم استخراج هذه الأوزان من مسح ميزانية الأسرة وتم تحديثها بأسعار شهر ديسمبر 2008م والذي تم اعتماده كشهر أساس عند احتساب الأرقام القياسية لأسعار المستهلك المحدثة.

9-1 خطة البحث

تم تقسيم البحث إلى أربعة فصول كما يلي:

الفصل الأول : الإطار المنهجي للبحث.

الفصل الثاني : الجانب النظري.

الفصل الثالث : الجانب التطبيقي.

الفصل الرابع : الاستنتاجات والتوصيات.

الفصل الثاني : الجانب النظري

2 - نماذج السلاسل الزمنية

تمثل السلسلة الزمنية مجموعة من المشاهدات أو البيانات المسجلة رقمياً لظاهرة ما، ولفترات زمنية متعاقبة، او بمعنى آخر عندما ترتب البيانات الكمية من حيث حدوثها فإن السلسلة الإحصائية المتكونة نطلق عليها السلسلة الزمنية وعادة تكون وحدة الفترة الزمنية لها متساوية (ثابتة) وتمثل تصنيفاً ذات متغير واحد وهو الزمن (شعراوي، 2005، ص5).
إن تحليل السلسلة الزمنية يعني إرجاعها إلى مركباتها الأساسية [الاتجاه العام، التغيرات الموسمية، التغيرات الدورية، التغيرات العشوائية]، ومن خلال هذا التحليل يمكن التنبؤ بالقيم للفترات المستقبلية، ومن هنا جاءت الأهمية لدراسة السلاسل الزمنية. ويعتمد التنبؤ على أحد النماذج العديدة للسلاسل الزمنية، وسنقوم باستعراض نماذج ARIMA .

1-2 أسلوب بوكس- جينكنز في تحليل السلاسل الزمنية

تعد الطريقة التي اقترحها بوكس- جينكنز عام 1970 من أوسع طرائق التحليل استخداماً حيث تحلل هذه الطريقة السلاسل الزمنية المستقرة وغير المستقرة والموسمية وغير الموسمية. والنماذج التي يتم الحصول عليها باستخدام مراحل هذه الطريقة تسمى نماذج بوكس- جينكنز [B-J]. وتتضمن هذه الطريقة اربعة مراحل تبدأ بالمرحلة الأولى التحديد أو التعرف ثم المرحلة الثانية وهي التقدير ثم المرحلة الثالثة وهي التشخيص أو اختبار مدى ملاءمة النموذج وأخيراً المرحلة الرابعة وهي التنبؤ بالقيم المستقبلية (بري، 2002، ص11). وسنقوم بشرح المراحل المختلفة لهذه الطريقة لاحقاً.

وقبل استعراض الجوانب النظرية لهذه النماذج يمكننا أن نميز بين نوعين من السلاسل الزمنية هما:

- السلاسل الزمنية المستقرة (Stationary Time Series).

- السلاسل الزمنية غير المستقرة (non-Stationary Time Series).

ويقال أن السلسلة الزمنية مستقرة اذا كانت الخصائص الاحصائية [التوقع – التباين-التغاير] ثابتة خلال الزمن. فإذا كان لدينا السلسلة Z_1, Z_2, \dots, Z_n فمن الممكن استخدام أسلوب الرسم لمعرفة ما إذا كانت هذه السلسلة مستقرة أم لا. فإن وجدنا أن قيم السلسلة الزمنية تتأرجح بتباين ثابت تقريباً حول خط وسط ثابت فهذا دليل للاعتقاد بأن هذه السلسلة مستقرة اما اذا كانت القيم لا تتأرجح (تتذبذب) حول خط وسط ثابت أو إن تباين التأرجحات غير ثابت فهذا دليل أن السلسلة غير مستقرة (Bowerman & O,Connell, 1987, P26). ومن السهولة ايضاً تحديد مدى وجود خاصية الاستقرار في سلسلة من البيانات من خلال اختبار معاملات دالة الارتباط الذاتي [Auto correlation coefficients]. ففي حالة السلاسل المستقرة تهبط الارتباطات الذاتية إلى الصفر بعد فترة الإزاحة الثانية أو الثالثة. بينما في حالة السلاسل غير المستقرة تكون هذه الارتباطات مختلفة جوهرياً [معنوياً] عن الصفر لعدة فترات زمنية (Makridakis, et al., 1983, P33) ولا بد من التعريف بدالة الارتباط الذاتي (ACF) ودالة الارتباط الذاتي الجزئي (PACF) لأهميتهما في تحديد النموذج المختار.

وإذا كان لدينا السلسلة الزمنية Z_1, Z_2, \dots, Z_n فإننا نعرف $\rho(k)$ بأنها الارتباط الذاتي بين مشاهدات السلسلة التي تبعد

عن بعضها البعض مسافة مقدارها k وحدات زمنية (Wei, 1990, P21)، أي أن:

$$\hat{\rho}(k) = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (Z_t - \bar{Z})(Z_{t+k} - \bar{Z})}{\sum_{t=1}^n (Z_t - \bar{Z})^2}, \quad k=0,1,2,\dots \quad (1-2)$$

$$\bar{Z} = \sum_{t=1}^n Z_t / n \quad \text{حيث:}$$

أما دالة الارتباط الذاتي الجزئي عند الإزاحة k فتستعمل لقياس درجة الاقتران بين Z_t و Z_{t-k} عندما يتم تثبيت فترات الإزاحة الأخرى على المتغير Z (Wei, 1990, P23)، وتعرف كما يأتي:

$$\hat{\phi}_{kk} = \begin{cases} \hat{\rho}_1 & \text{if } k = 1 \\ \frac{\hat{\rho}_k - \sum_{j=1}^{k-1} \hat{\phi}_{k-1,j} \hat{\rho}_{k-j}}{1 - \sum_{j=1}^{k-1} \hat{\phi}_{k-1,j} \hat{\rho}_j} & \text{if } k = 2,3,\dots \end{cases} \quad (2-2)$$

and

$$\hat{\phi}_{kj} = \hat{\phi}_{k-1,j} - \hat{\phi}_{kk} \hat{\phi}_{k-1,k-j} \quad \text{for } j=1,2,\dots,k-1$$

وبعد أن تعرفنا على كيفية التمييز بين السلاسل الزمنية المستقرة والسلاسل الزمنية غير المستقرة، سنقوم فيما يلي باستعراض الجوانب النظرية لهذه النماذج (Box & Jenkins, 1976, PP51-73):

2-2 نماذج الانحدار الذاتي (Auto regressive models)

إن صيغة نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة (p) - والذي يرمز له $AR(p)$ - هي كما يأتي:

$$Z_t = M + \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + a_t \quad (3-2)$$

ولكن من المناسب أن نتعامل مع نماذج تعرف بصيغة الاختلافات عن المتوسط M ، أي أن $\tilde{Z}_t = Z_t - M$ لكل قيم t ومعنى ذلك أن صيغة نموذج الانحدار الذاتي $AR(p)$ تصبح كما يأتي:

$$\tilde{Z}_t = \phi_1 \tilde{Z}_{t-1} + \phi_2 \tilde{Z}_{t-2} + \dots + \phi_p \tilde{Z}_{t-p} + a_t \quad (4-2)$$

حيث أن:

$(\tilde{Z}_{t-i}, i = 0,1,\dots,p)$: تمثل قيم مشاهدات السلسلة.

$(\phi_i, i=1,2,\dots,p)$: تمثل مجموعة الأوزان المحددة لـ (i) th من القيم السابقة لـ (Z,S) .

a_t : الخطأ العشوائي ويتوزع توزيعاً طبيعياً بمتوسط (صفر) وتباين (σ_a^2) .

وباستخدام عامل الإزاحة الخلفي (B) (Back shift operator) يمكن كتابة النموذج (4-2) بالصيغة الآتية:

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p) \tilde{Z}_t = a_t$$

ويختصر بالشكل الآتي:

$$\Phi(B) \tilde{Z}_t = a_t$$

أي أن:

$$\tilde{Z}_t = \Phi^{-1}(B) a_t$$

3-2 نماذج الأوساط المتحركة (Moving average models)

إن صيغة نموذج الأوساط المتحركة من الدرجة (q) - والذي يرمز له MA(q) - هي كالآتي:

$$\tilde{Z}_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (5-2)$$

حيث أن:

Z_t : قيمة المشاهدة في الفترة الزمنية (t).

$(\theta_i, i=1, 2, \dots, q)$: معالم ثابتة للنموذج وتقدر من البيانات.

a_t : يمثل الاخطاء العشوائية حيث أن:

$$E(a_t) = 0$$

$$E(a_{t-k}, a_t) = \begin{cases} \sigma_a^2 & , k = 0 \\ 0 & , k \neq 0 \end{cases}$$

وكما نلاحظ في هذا النموذج أن المتغير المعتمد \tilde{Z}_t يعتمد على القيم الماضية لحد الخطأ (أي $a_t, a_{t-1}, \dots, a_{t-q}$) وليس

على المتغير نفسه كما في حالة نموذج AR(p).

وباستخدام عامل الإزاحة الخلفي (B) يمكن كتابة النموذج (5-2) كما يأتي:

$$\tilde{Z}_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q) a_t$$

ويختصر كالآتي:

$$\tilde{Z}_t = \Theta(B) a_t$$

4-2 النماذج المختلطة (Mixed auto regressive – Moving average models)

إن الكثير من السلاسل الزمنية المستقرة لا يمكن تمثيلها كنموذج الانحدار الذاتي AR(p) فقط أو نموذج الأوساط

المتحركة MA(q) فقط لأن هذا النوع من السلاسل غالباً لها خواص كلا النموذجين، لذلك يمكن تمثيلها بنموذج يتضمن

خواص هذين النموذجين والذي يسمى بالنموذج المختلط ويرمز له ARMA(p,q) حيث يمثل (p) درجة الانحدار الذاتي ويمثل (q) درجة الأوساط المتحركة، وصيغة النموذج المختلط من الدرجة (p,q) هي كالآتي:

$$\tilde{Z}_t = \phi_1 \tilde{Z}_{t-1} + \phi_2 \tilde{Z}_{t-2} + \dots + \phi_p \tilde{Z}_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (6-2)$$

وباستخدام عامل الإزاحة الخلفي (B) يمكن كتابة النموذج (6-2) كالآتي:

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p) \tilde{Z}_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q) a_t$$

ويختصر كما يأتي:

$$\Phi(B) \tilde{Z}_t = \Theta(B) a_t$$

أي أن:

$$\tilde{Z}_t = \Phi^{-1}(B) \Theta(B) a_t$$

والجدول الآتي يعطينا صورة ملخصة لخصائص النماذج السابقة:

جدول (1-2) ملخص لخصائص نماذج الانحدار الذاتي ونماذج الأوساط المتحركة والنماذج المختلطة المستقرة

	AR Processes	MA Processes	ARMA processes
النموذج في صيغة القيم السابقة لـ \tilde{Z}_t , s	$\phi(B) \tilde{Z}_t = a_t$	$\theta^{-1}(B) \tilde{Z}_t = a_t$	$\theta^{-1}(B) \phi(B) \tilde{Z}_t = a_t$
النموذج في صيغة القيم السابقة لـ a_t , s	$\tilde{Z}_t = \phi^{-1}(B) a_t$	$\tilde{Z}_t = \theta(B) a_t$	$\tilde{Z}_t = \phi^{-1}(B) \theta(B) a_t$
شرط الاستقرار	جذور المعادلة $\phi(B)=0$ تقع خارج دائرة الوحدة	دائماً مستقر	جذور المعادلة $\phi(B)=0$ تقع خارج دائرة الوحدة
شرط الانعكاسية	دائماً منعكس	جذور المعادلة $\theta(B)=0$ تقع خارج دائرة الوحدة	جذور المعادلة $\theta(B)=0$ تقع خارج دائرة الوحدة
دالة الارتباط الذاتي	غير منتهية (تتناقص أسياً أو بشكل موجات الجيب)	منتهية (تنقطع بعد الإزاحة q)	غير منتهية (تتناقص أسياً أو بشكل موجات الجيب)
دالة الارتباط الذاتي الجزئي	منتهية (تنقطع بعد الإزاحة P)	غير منتهية (تتناقص أسياً أو بشكل موجات الجيب)	غير منتهية (تتناقص أسياً أو بشكل موجات الجيب)

المصدر: (Bowerman, & O,Connell, 1987,P63)

5-2 النماذج المختلطة غير المستقرة (Non-stationary Mixed Models)

تتصف معظم السلاسل الزمنية التي تصادفنا في الواقع بخاصية عدم الاستقرار مما يجعل تحليل السلسلة الزمنية والتنبؤ بها أمراً في غاية الصعوبة. ولحسن الحظ فإن معظم السلاسل الزمنية التي تنشأ في الاقتصاد والإدارة والهندسة... إلخ تتصف بخاصية جيدة تعرف بخاصية التجانس (شعراوي، 2005، ص140). ويقصد بهذه الخاصية أنه على الرغم من أن

السلسلة الزمنية الأصلية قد تكون غير مستقرة، إلا أنه يمكن تحويل هذه السلسلة إلى سلسلة أخرى مستقرة باستخدام بعض التحويلات الرياضية البسيطة، ومن هذه التحويلات أخذ عدد مناسب من الفروق للسلسلة الزمنية الأصلية.

وباستخدام عامل الفرق الخلفي - ويرمز له بالرمز (∇) - يمكن تمثيل فروق السلسلة الزمنية (Montgomery, 2008, P256) كالآتي:

$$\nabla Z_t = Z_t - Z_{t-1} \quad \text{الفرق الأول}$$

$$\nabla^2 Z_t = \nabla Z_t - \nabla Z_{t-1}$$

$$= Z_t - 2Z_{t-1} + Z_{t-2} \quad \text{الفرق الثاني}$$

وهكذا وبشكل عام، وبعد أخذ عدد مناسب من الفروق وليكن (d) للسلسلة الزمنية الأصلية (Z_t) سنحصل على السلسلة

المستقرة (W_t) والتي يمكن تمثيلها باستخدام عامل الفرق الخلفي ∇ كما يأتي:

$$(Box \& Jenkins, 1976, P89) W_t = \nabla^d Z_t = \nabla^d \tilde{Z}_t \quad \text{في حالة } d \geq 1$$

وعندئذ يمكن أن نعبر عن السلسلة الزمنية الأصلية (Z_t) بأن لها نموذجاً مختلطاً تجميعياً - ويرمز له بالرمز $ARIMA(P,d,q)$ - حيث (d) تمثل عدد الفروق اللازمة للحصول على استقرار السلسلة الزمنية الأصلية، ويمكن تمثيل ذلك كما يأتي:

$$\Phi(B) \nabla^d Z_t = \Theta(B) a_t \quad (7-2)$$

ويمكن كتابة النموذج (7-2) بالشكل الآتي:

$$\Phi(B) (1-B)^d Z_t = \Theta(B) a_t \quad \text{حيث } \nabla = (1-B)$$

ومن الناحية التطبيقية فإن معظم السلاسل الزمنية غير المستقرة تتحول إلى سلاسل مستقرة بعد أخذ الفرق الأول أو الثاني لها. وهنا يجب ذكر أن نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى $AR(1)$ حالة خاصة من نموذج الانحدار الذاتي عندما تكون $p=1$ ، وهو يسمى نموذج السير العشوائي Random Walk عندما $\phi_1 = 1$ حيث تحدث التغيرات في هذا النموذج عن طريق التغير العشوائي. فإذا كانت a_t تمثل خطوات للأمام أو للخلف في الزمن t ، فإن Z_t تمثل موقع السائر في الفترة الزمنية t ولا يتأثر قرار اتجاه السير في الفترة التالية بموقع السائر في الفترة الحالية (فاندل، 1992، ص86). وفي هذه الحالة يكتب هذا النموذج كما يلي:

$$\tilde{Z}_t = \tilde{Z}_{t-1} + a_t$$

كما يمكن كتابة هذا النموذج كما يلي:

$$\tilde{Z}_t - \tilde{Z}_{t-1} = a_t$$

6-2 مراحل تحليل السلاسل الزمنية باستخدام أسلوب بوكس - جينكنز

إن هذا الأسلوب يبنى على توفيق نموذج الانحدار الذاتي والأوساط المتحركة التجميعية (ARIMA) لمجموعة من

البيانات المعطاة، ومن ثم أخذ التوقعات الشرطية لها (Chatfield, 1984, P56)، وتتم بالمرحلة الأربعة الآتية:

1- مرحلة تحديد النموذج (Model Identification)

يتم تحديد النموذج عن طريق دراسة خصائص دالة الارتباط الذاتي $\rho(k)$ ودالة الارتباط الذاتي الجزئي ϕ_{kk} في حالة النماذج المختلفة (Montgomery, 2008, P256) كما يأتي:

	AR(p)	MA(q)	ARMA(p,q)
$\rho(k)$	تتناقص أسياً أو على شكل موجات الجيب	تنقطع بعد الإزاحة q	تتناقص
ϕ_{kk}	تنقطع بعد الإزاحة p	تتناقص أسياً أو على شكل موجات الجيب	تتناقص

وهناك خطوط عريضة في تحديد النموذج المناسب هي:

أولاً: التأكد من استقرار السلسلة الزمنية عن طريق إيجاد دالة الارتباط الذاتي للعينة من البيانات المتاحة، فإذا كانت السلسلة غير مستقرة يجب تحويلها إلى سلسلة مستقرة بأخذ الفروق المناسبة كما سبق أن ذكرنا.
ثانياً: مقارنة الأشكال المعطاة بواسطة أحد البرامج الإحصائية بالخصائص النظرية المذكورة في الجدول السابق، ومن خلالها يمكن معرفة القيم المناسبة لـ (p,q) وبالتالي تحديد نموذج ARIMA(p,d,q) المناسب.

2- مرحلة تقدير النموذج (Model Estimation)

إن نماذج السلاسل الزمنية الخطية هي نماذج - بصفة عامة - غير خطية في المعالم، وبالنتيجة فإن مرحلة التقدير للمعالم تصبح مرحلة صعبة. وهناك عدة طرائق للتقدير، منها طريقة (Yule-Walker) (Wei, 1990, P135) والتي تعتمد على الارتباط الذاتي للنموذج وتدعى بطريقة العزوم (M.M). وهناك طريقة دالة الإمكان الاعظم (M.L) وتعتمد على تعظيم الدالة لجعل مجموع مربعات الأخطاء $S(\phi, M, \theta)$ أقل ما يمكن. وهناك أيضاً طريقة المربعات الصغرى غير الخطية، والفكرة العامة وراء تقديرات المربعات الصغرى غير الخطية هي البحث في نطاق المعالم عن قيم هذه المعالم والتي تجعل مجموع مربعات الأخطاء أقل ما يمكن. ولمزيد من التفاصيل حول هذه الطريقة وباقي طرائق التقدير الأخرى يمكن الرجوع إلى (Wie, 1990, P.144) أو (Box & Jenkins, 1976, p.231).

3- مرحلة تشخيص النموذج (اختبار ملاءمة النموذج) (Model Diagnostic checking)

بعد أن يتم تحديد النموذج الملائم ومعرفة رتبته من خلال دراسة سلوك دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الذاتي الجزئي، وبعد أن يتم تقدير معالم النموذج لابد من تشخيص واختبار النموذج المحدد لمعرفة توافر الشروط الخاصة به، وبالذات الشروط التي تتعلق بالأخطاء العشوائية (a,s) وذلك بإيجاد حدود الثقة لمعاملات الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي للأخطاء المقدره بحيث أن:

$$\Pr\left\{-\frac{1.96}{\sqrt{n}} \leq \hat{\rho}_i(\hat{a}) \leq \frac{1.96}{\sqrt{n}}\right\} = 0.95$$

وهذا يدل على أن الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي للأخطاء المقدر غير معنوي، والذي يعني أن الأخطاء عشوائية. كذلك يمكن أن نختبر عشوائية البواقي بواسطة المعيار الذي اقترحه (Box-Pierce 1970) والذي يسمى Q-statistics (Box and Pierce,1970,p1509) ويكتب بالشكل الآتي:

$$Q = N \sum_{j=1}^k \hat{\rho}_j^2(\hat{a}) \quad (8-2)$$

كما يمكن استخدام معيار (Ljung-Box 1978)(Ljung and Box,1978,p297) وصيغته كالآتي:

$$Q = N(N+2) \sum_{j=1}^k (N-j)^{-1} \hat{\rho}_j^2(\hat{a}) \quad (9-2)$$

حيث أن:

N: تمثل عدد المشاهدات للسلسلة (\hat{a}_t) .

K: عدد الإزاحات المدروسة.

$\hat{\rho}_j(\hat{a})$: القيم التقديرية لدالة الارتباط الذاتي للبواقي.

كما يمكن استخدام اختبار (Manti 1994)(Manti, 1994,P776) الآتي:

$$Q = N(N+2) \sum_{j=1}^k (N-j)^{-1} \hat{\pi}_j^2(\hat{a}) \quad (10-2)$$

$\hat{\pi}_j(\hat{a})$: القيم التقديرية لدالة الارتباط الذاتي الجزئي للبواقي.

وجميع الاختبارات السابقة تتبع بصورة تقريبية توزيع (χ^2) بدرجة حرية $(k-p-q)$. فإذا كانت $Q_c < Q_t$ فإن ذلك يشير إلى كون سلسلة البواقي هي سلسلة عشوائية مستقلة، وبالتالي فإن النموذج ملائم.

4- مرحلة التنبؤ (Forecasting)

في هذه المرحلة يتم إيجاد القيم المستقبلية للسلسلة الزمنية من خلال استخدام النموذج الملائم الذي تم الحصول عليه بموجب المراحل السابقة، والتنبؤ الأمثل هو ذلك التقدير الذي يكون الخطأ الناتج عنه صغيراً جداً، وتباينه أقل ما يمكن. وقد أشار (Box-Jenkins) إلى فكرة تحديث التنبؤات (Box&Jenkins,1976,P126). بمعنى أنه كلما أمكن الحصول على بيانات جديدة، أو كلما دخلنا بشكل عملي في سنوات التوقع (التحرك للأمام)، فإنه يمكن استخدام النتائج الفعلية لسنة التوقع في تحديد التنبؤ للسنة التي تليها، وذلك بنفس الأسلوب الذي تم به الوصول إلى القيم المقدر للمشاهدات الفعلية وفي تحديد توقعات المشاهدات المستقبلية.

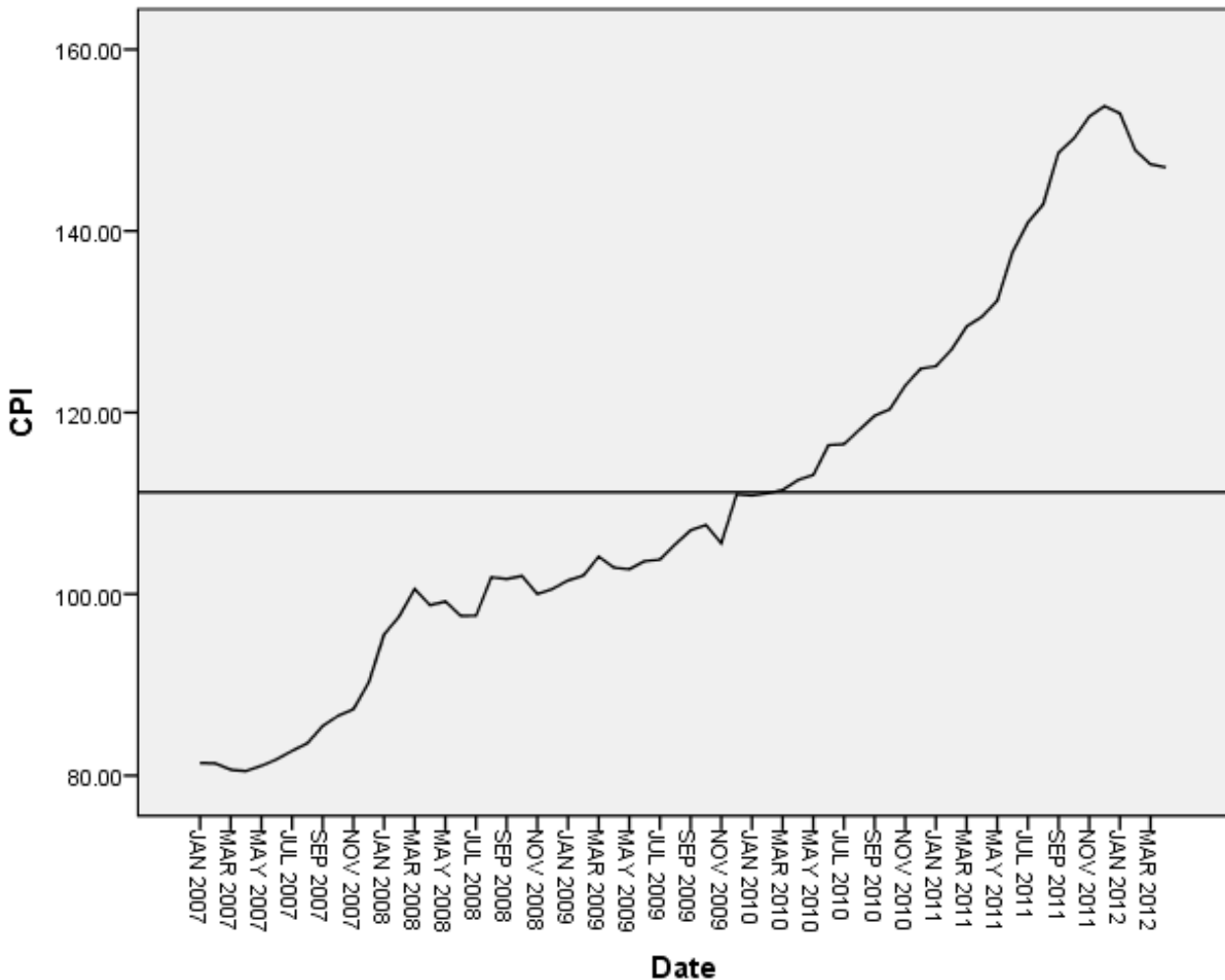
ويجب أن نشير إلى أنه تظهر في بعض السلاسل الزمنية (الأسبوعية أو الشهرية أو الربع سنوية) تأثيرات متشابهة تحدث بدرجة عالية من الانتظام تعرف بالتغيرات الموسمية S_t (بري،2002،ص140)، ويمكن اكتشاف هذه التغيرات الموسمية إما من خلال رسم السلسلة الزمنية، أو من خلال معاملات دالة الارتباط الذاتي حيث تكون معاملات هذه الدالة معنوية عند الإزاحات (24،12،....) في حالة البيانات الشهرية، وتكون معنوية عند الإزاحات (4،8،....) في حالة البيانات الفصلية.

الفصل الثالث : الجانب التطبيقي

إن الهدف الأساسي من تحليل السلسلة الزمنية للأرقام القياسية لأسعار المستهلك باستخدام أسلوب (B-J) هو بناء أنسب نموذج من نماذج (ARIMA) للتنبؤ بالأرقام القياسية لأسعار المستهلك في الفترات المستقبلية. وسيتم استخدام البرنامج الإحصائي (SPSS version 20) من خلال الخطوات التالية:

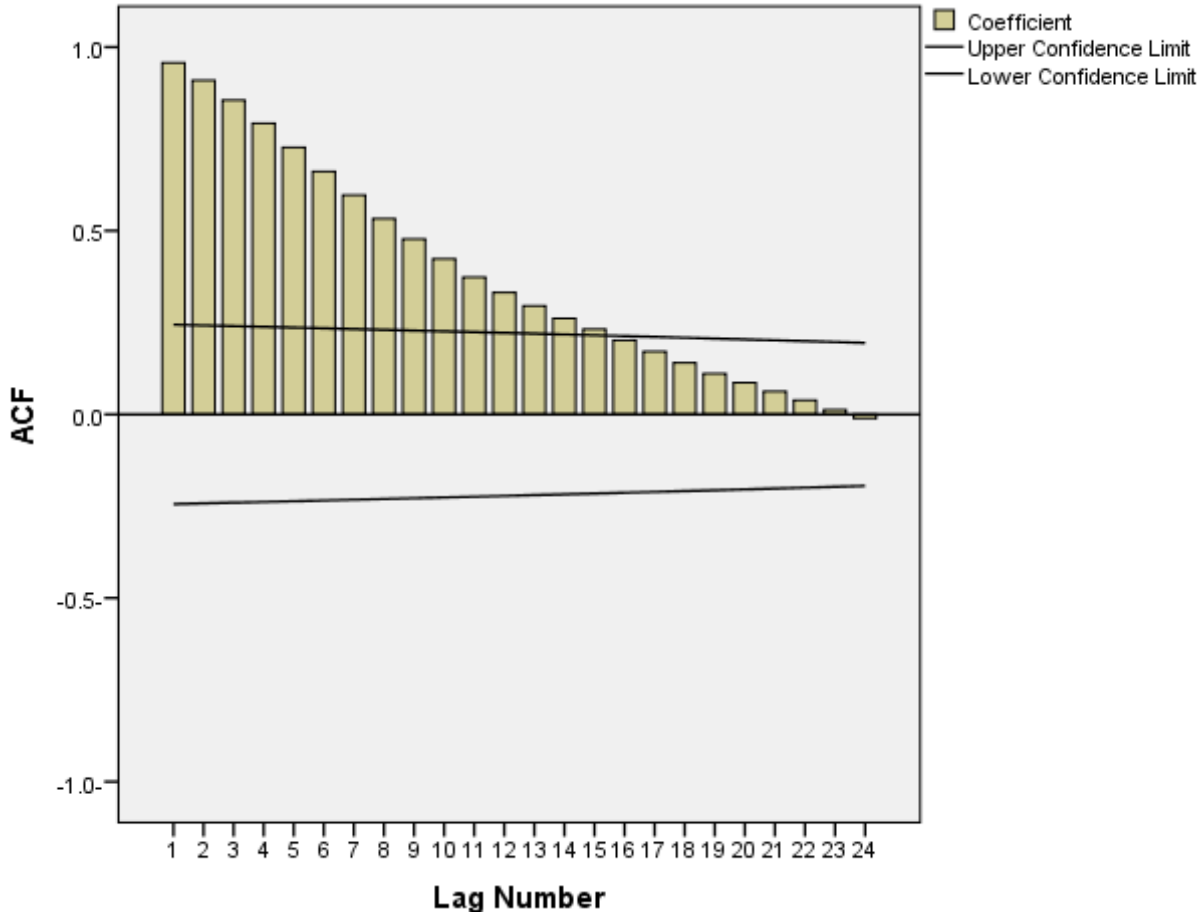
1-3 تحقيق الاستقرار في النموذج

إن الخطوة الأولى لتطبيق أسلوب (B-J) في التنبؤ هو تحقيق الاستقرار في البيانات من حيث المتوسط والتباين، ويمكن معرفة استقرار السلسلة من خلال الرسم. وقد تم رسم سلسلة الأرقام القياسية لأسعار المستهلك للفترة (يناير 2007 – أبريل 2012) الجدول (م1) في الملحق ، وقد تم استبعاد المشاهدات الثلاث الأخيرة لغرض المقارنة والموضحة في الشكل (1-3).
شكل(1-3) سلسلة الأرقام القياسية لأسعار المستهلك (يناير 2007- أبريل 2012)



و نلاحظ اتجاه الأرقام القياسية لأسعار المستهلك للزيادة خلال هذه الفترة، وبذلك تكون السلسلة غير مستقرة في المتوسط. بينما نلاحظ أن تباين السلسلة ثابت مع الزمن، كما أنه لم تظهر هذه السلسلة وجود تغيرات موسمية، ويؤكد ذلك شكل دالة الارتباط الذاتي (2-3) ومعاملاتها الجدول (م2).

شكل (2-3) دالة الارتباط الذاتي لسلسلة الأرقام القياسية لأسعار المستهلك

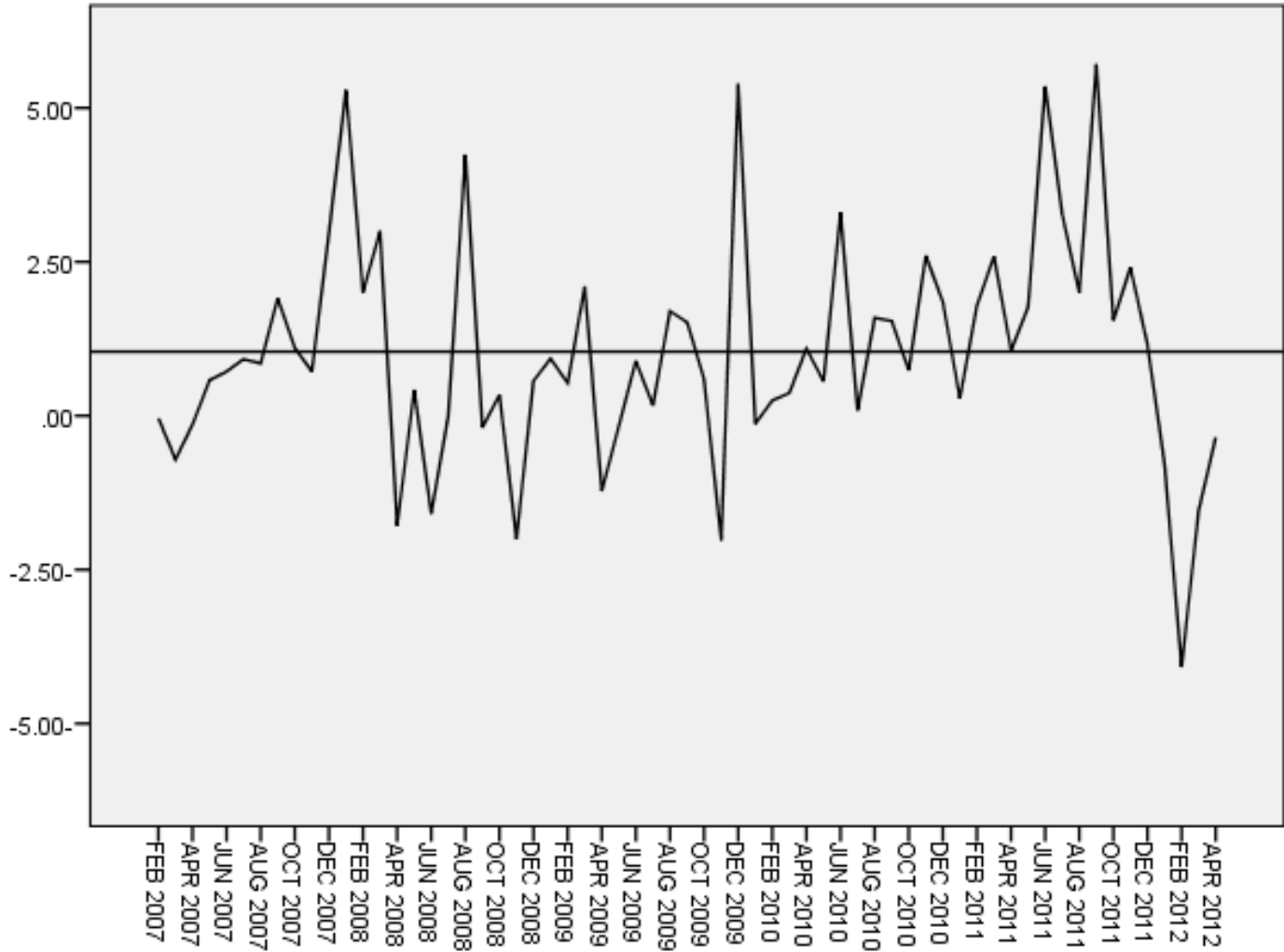


ونلاحظ أن معاملات دالة الارتباط الذاتي تتناقص ببطء شديد ولا تدخل ضمن حدود الثقة بعد الإزاحة الثانية أو الثالثة. ولمعالجة عدم الاستقرار في المتوسط فقد اقترح الكثير من الباحثين طرقاً عديدة لإزالة الاتجاه العام. وسنقوم باستخدام طريقة الفروق التي استخدمها بوكس – جينكنز. وقد تم أخذ الفروق الأولى لسلسلة الأرقام القياسية لأسعار المستهلك وإعادة رسمها كما هو موضح في الشكل (3-3). ويتضح من الشكل (3-3) عدم وجود اتجاه عام في سلسلة الفروق الأولى مما يدل على أن السلسلة أصبحت مستقرة في المتوسط. ويؤكد ذلك شكل معاملات دالة الارتباط الذاتي - الشكل (4-3) - وقيم معاملات دالة الارتباط الذاتي - الجدول (1-3) - إذ أن السلسلة الزمنية تكون مستقرة في المتوسط إذا وقعت هذه المعاملات بعد الإزاحة الثانية أو الثالثة ضمن حدود الثقة الآتية (فاندل، 1992، ص190):

$$\Pr\left(-1.96 \frac{1}{\sqrt{n}} \leq r_k \leq +1.96 \frac{1}{\sqrt{n}}\right) = 0.95$$

وكما نلاحظ فإن معاملات دالة الارتباط الذاتي تقع كلها ضمن حدي الثقة ($-0.245 \leq r_k \leq +0.245$) مما لا يدع مجالاً للشك في استقرار هذه السلسلة.

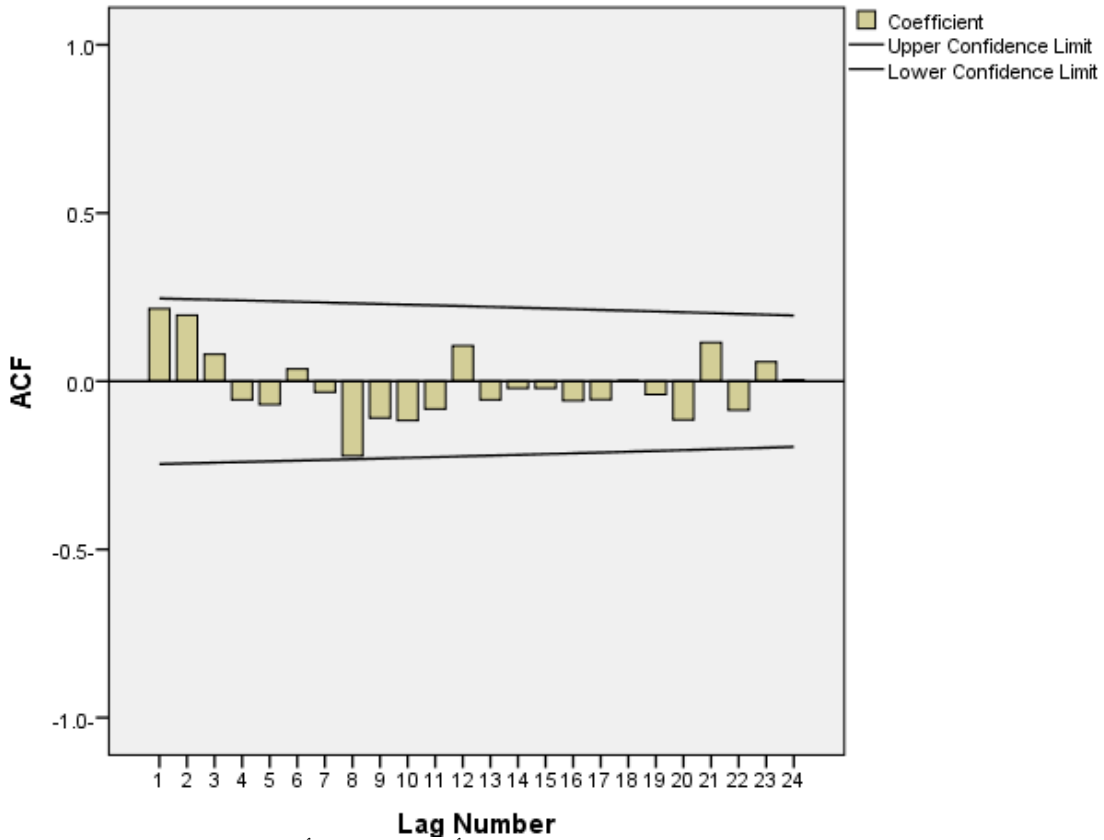
شكل (3-3) سلسلة الأرقام القياسية لأسعار المستهلك بعد أخذ الفروق الأولى



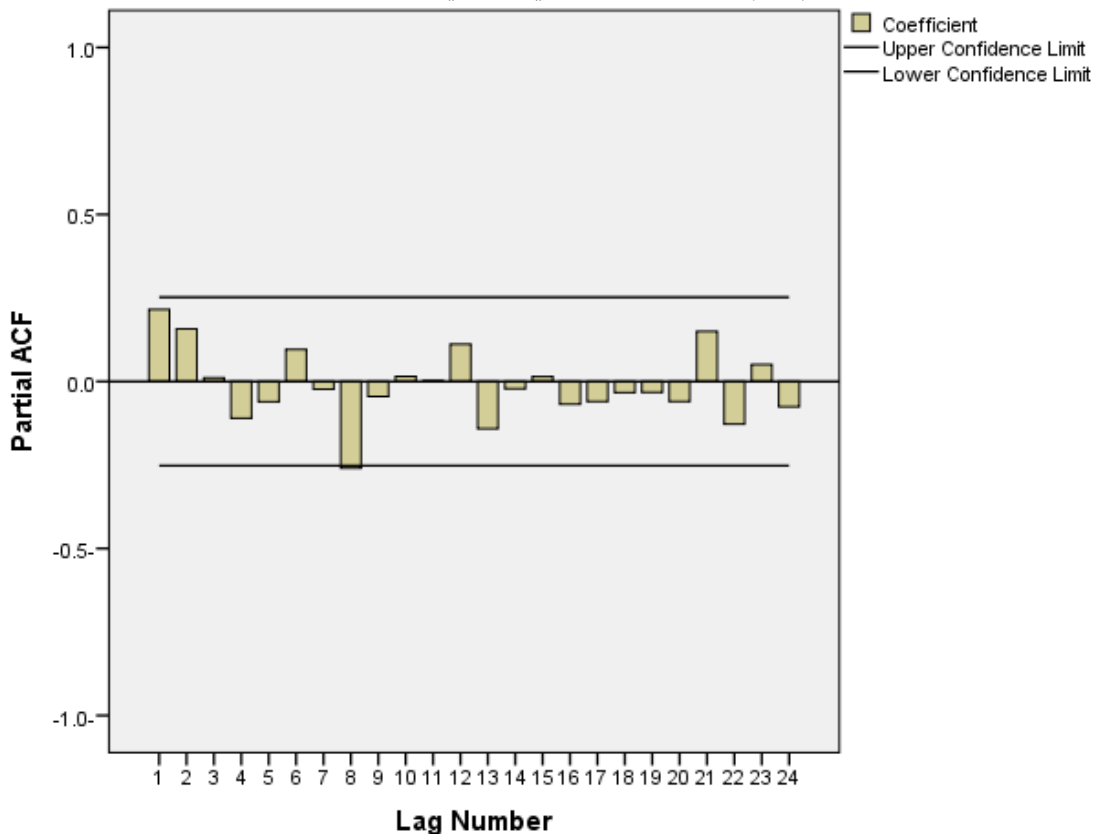
2-3 تحديد النموذج الملائم

بعد أن تم تحقيق الاستقرار في سلسلة الأرقام القياسية لأسعار المستهلك في المتوسط والتباين، سنقوم بتحديد النموذج الملائم من نماذج ARIMA ودرجته من خلال ملاحظة السلوك الذي تسلكه دالتا الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي.

شكل (4-3) دالة الارتباط الذاتي بعد أخذ الفروق الأولى للسلسلة



شكل (5-3) دالة الارتباط الذاتي الجزئي بعد أخذ الفروق الأولى للسلسلة



جدول (1-3) تقديرات دالة الارتباط الذاتي بعد أخذ الفروق الأولى للسلسلة

Lag	Autocorrelation	Std. Error	Lag	Autocorrelation	Std. Error
1	.215	.123	13	-.055-	.110
2	.196	.122	14	-.021-	.109
3	.080	.121	15	-.021-	.108
4	-.055-	.120	16	-.058-	.107
5	-.070-	.119	17	-.055-	.106
6	.037	.118	18	.001	.105
7	-.033-	.117	19	-.040-	.104
8	-.222-	.116	20	-.115-	.102
9	-.109-	.115	21	.115	.101
10	-.117-	.114	22	-.086-	.100
11	-.082-	.113	23	.057	.099
12	.105	.112	24	.003	.098

و نلاحظ من خلال الشكلين (3-4) ، (3-5) الموضحين لمعاملات دالتي الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي أن كل معاملات دالة الارتباط الذاتي تقع ضمن حدود الثقة، أي أن جميع المعاملات غير معنوية. أيضاً نلاحظ أن كل معاملات دالة الارتباط الذاتي الجزئي تقع ضمن حدود الثقة ماعدا معامل الإزاحة الثامنة، ويمكن إهماله لأنه معامل وحيد (شعراوي، 2005، ص380) ولا يقع ضمن إزاحات الفترات الأولى كما أنه لا يقع ضمن الإزاحات التي تظهر التغيرات الموسمية مثل الإزاحة (12) والإزاحة (24)، وبالتالي فإن هذا يتفق بدرجة كبيرة مع نموذج السير العشوائي لأن الأرقام القياسية تعتمد على التغيرات في الأسعار والتي هي أساساً مستقلة عن بعضها البعض، وهذا يتفق مع النظرية الإحصائية في السلاسل الزمنية والتي مفادها أن سلوك السلاسل الزمنية المولدة من تغيرات الأسعار تتفق مع نموذج السير العشوائي (Fama, 1970, P383). ويكون النموذج المقترح لهذه السلسلة هو النموذج $ARIMA(0,1,0)$ وصيغته كما يلي:

$$Z_t = M + Z_{t-1} + a_t$$

جدول (2-3) تقديرات دالة الارتباط الذاتي الجزئي بعد اخذ الفروق الأولى للسلسلة

Lag	Partial Autocorrelation	Std. Error	Lag	Partial Autocorrelation	Std. Error
1	.215	.126	13	-.142-	.126
2	.157	.126	14	-.022-	.126
3	.011	.126	15	.014	.126
4	-.110-	.126	16	-.068-	.126
5	-.061-	.126	17	-.060-	.126
6	.096	.126	18	-.033-	.126
7	-.023-	.126	19	-.033-	.126
8	-.260-	.126	20	-.060-	.126
9	-.045-	.126	21	.150	.126
10	.016	.126	22	-.127-	.126
11	.002	.126	23	.050	.126
12	.111	.126	24	-.076-	.126

3-3 تقدير معاملات النموذج المبدئي (المقترح)

بعد أن تم تحديد النموذج المقترح لسلسلة الأرقام القياسية لأسعار المستهلك، والذي هو النموذج ARIMA(0,1,0) تم استخراج التقديرات لمعاملات هذا النموذج باستخدام البرنامج الإحصائي SPSS بواسطة طريقة الإمكان الأعظم المضبوطة، وكانت هذه التقديرات كما يلي :

جدول (3-3) تقديرات معالم النموذج المقترح ARIMA(0,1,0)

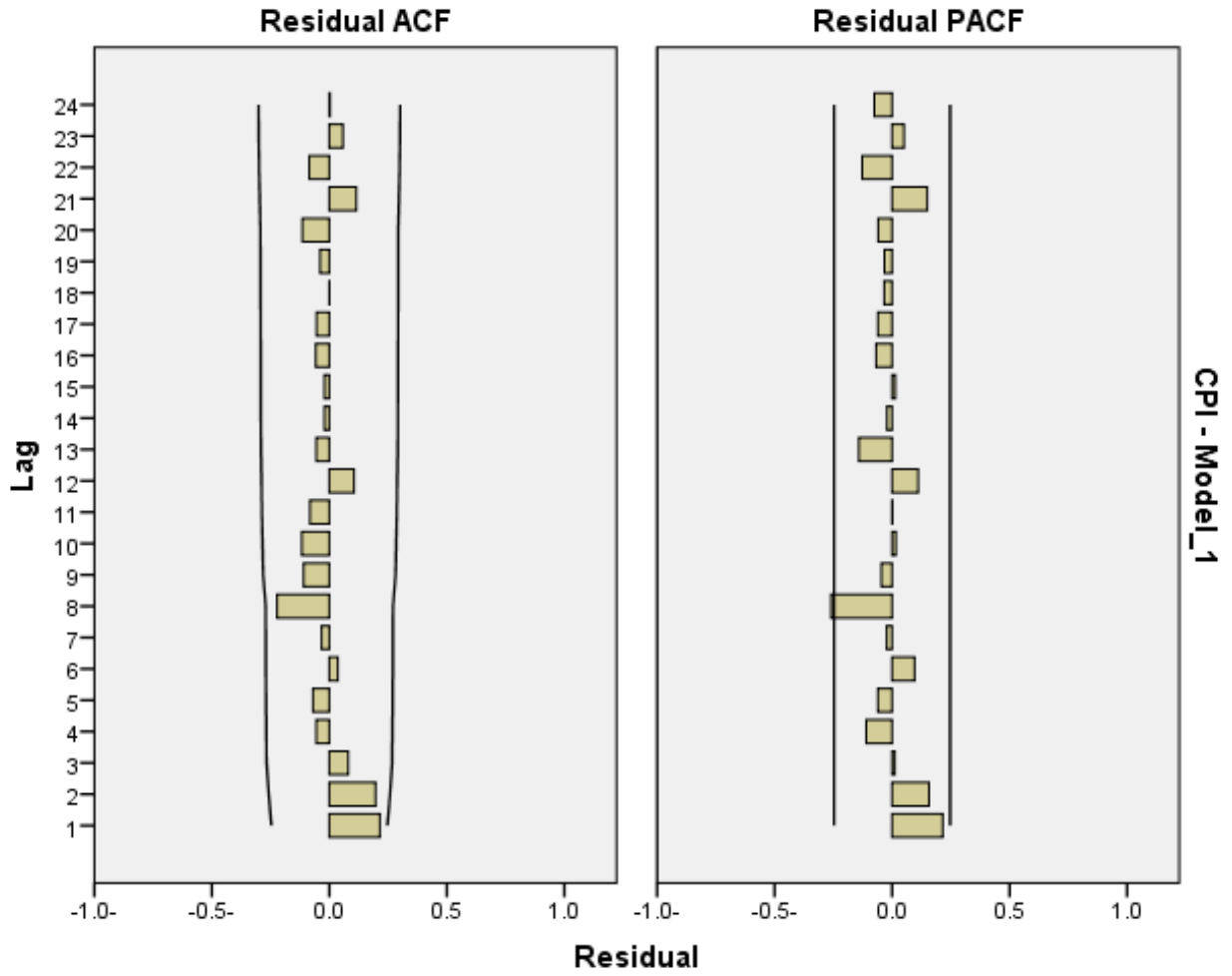
	Estimate	SE	T	Sig.
CPI- Model_1 Constant	1.041	.233	4.466	.000
Difference	1			

$$Z_t = 1.041 + Z_{t-1} + a_t$$

4-3 التحقق من كفاءة النموذج المقترح

بعد أن تم تقدير المعلمات الخاصة بالنموذج المقترح لابد من اختبار مدى كفاءة هذا النموذج، وتمت معرفة ذلك بصورة مبدئية من خلال معاملات دالة الارتباط الذاتي للأخطاء المقدره ومعاملات دالة الارتباط الذاتي الجزئي للأخطاء المقدره الشكل (3-6)، الجداول (م2)، (م3).

شكل (6-3) دالتي الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي للأخطاء المقدرة



ومن ملاحظة الشكل (6-3) يتضح أن معاملات دالة الارتباط الذاتي للأخطاء المقدرة جميعها غير معنوية، كما أن معاملات دالة الارتباط الذاتي الجزئي جميعها غير معنوية، وهذا يوحي بأن سلسلة البواقي هي سلسلة أخطاء عشوائية. وزيادةً في التأكد سوف نستخدم الاختبارات الإحصائية الموضحة في المعادلات (8-2) ، (9-2) ، (10-2) على النحو الآتي :

Test Methods	Q-statistic
Box-pierce 1970	12.872
Ljung –Box 1978	14.742
Manti 1994	15.032

وبمقارنة قيم إحصاءات الاختبارات السابقة مع قيمة (χ^2) الجدولية بدرجة حرية (18) ومستوى معنوية (95%) والتي تساوي (28.869)، نجد أن $Q_c < Q_t$ ، وبذلك نقبل فرضية العدم، وهذا معناه أن سلسلة البواقي هي سلسلة أخطاء عشوائية. وبالنتيجة فإن النموذج $ARIMA(0,1,0)$ هو النموذج الملائم لتمثيل سلسلة الأرقام القياسية لأسعار المستهلك للفترة (يناير 2007 – أبريل 2012) والذي سيتم استخدامه في الحصول على التنبؤات المستقبلية.

5-3 التنبؤ وحدود الثقة

إن التنبؤ- في هذا البحث- هو المرحلة الأخيرة من مراحل تحليل السلاسل الزمنية باستخدام أسلوب (B-J)، وهو الهدف النهائي من تحليل السلاسل الزمنية، وقد تم استبعاد المشاهدات الثلاث الأخيرة من البيانات الأصلية واستخدمت أول 64 مشاهدة (يناير 2007- أبريل 2012) لتقدير معالم النموذج والتنبؤ بالمشاهدات الثلاث الأخيرة التي تم استبعادها ثم مقارنة هذه التنبؤات بالقيم الفعلية كما هو موضح في الجدول (4-3) التالي:

جدول (4-3) القيم الفعلية والتنبؤات مع حدود الثقة للفترة الثلاث الأخيرة

الحد الأعلى للفترة	الحد الأدنى للفترة	التنبؤات	القيم الفعلية	الفترة الزمنية
151.74	144.35	148.04	147.20	May 2012
154.31	143.86	149.08	148.01	Jun 2012
156.52	143.72	150.12	150.70	Jul 2012

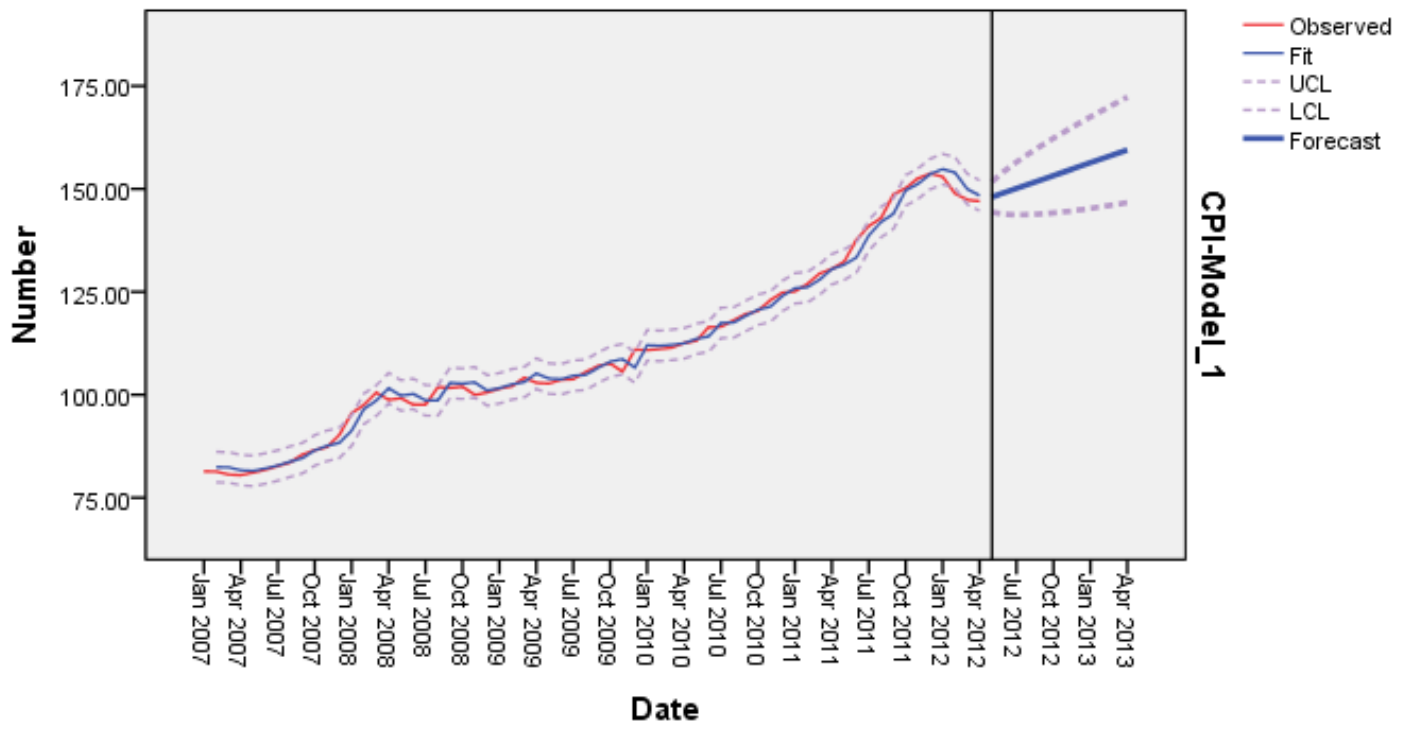
وكما نلاحظ من الجدول وقوع كل مشاهدة من المشاهدات الثلاث داخل فترة الثقة المناظرة، وهذا يدل على قدرة وكفاءة النموذج الذي تم اختياره على التنبؤ بالمشاهدات المستقبلية. والجدول (5-3) يعطي التنبؤات المستقبلية لـ (9) فترات مقبلة للأرقام القياسية لأسعار المستهلك (أغسطس 2012 –أبريل 2013) مع حدود الثقة، كما أن الشكل (7-3) يوضح التنبؤات بواسطة النموذج المقترح لسلسلة الأرقام القياسية مع حدود الثقة للتنبؤات المستقبلية. وقد تم الحصول على هذه التنبؤات باستخدام النموذج ARIMA(0,1,0) كما يلي:

$$Z_{t+L} = 1.041 + Z_{t+L-1} + a_{t+L}$$

جدول(5-3) التنبؤات المستقبلية مع حدود الثقة بمعامل ثقة(95%)

الحد الأعلى للفترة	الحد الأدنى للفترة	التنبؤات	الفترة
158.56	143.78	151.17	Aug 2012
160.47	143.94	152.21	Sep 2012
162.30	144.20	153.25	Oct 2012
164.07	144.51	154.29	Nov 2012
165.78	144.88	155.33	Dec 2012
167.46	145.29	156.37	Jan 2013
169.10	145.73	157.41	Feb 2013
170.71	146.20	158.46	Mar 2013
172.30	146.70	159.50	Apr 2013

شكل (7-3) القيم الأصلية والمقدرة والتنبؤات المستقبلية مع حدود الثقة بمعامل ثقة (95%)



الفصل الرابع : الاستنتاجات والتوصيات

من خلال الدراسة التطبيقية لتحليل السلسلة الزمنية واستخدام أسلوب بوكس - جينكنز لغرض التنبؤ بالأرقام القياسية لأسعار المستهلك في الجمهورية اليمنية ، توصل الباحث إلى جملة من الاستنتاجات والتوصيات والتي ستكون بمثابة الأسس الأولية للباحثين الذين سيلجون غمار هذا الموضوع.

1-4 الاستنتاجات

- 1- إن سلسلة الأرقام القياسية لأسعار المستهلك تُولف سلسلة زمنية غير مستقرة في المتوسط، ومستقرة في التباين، ولم تظهر فيها تغيرات موسمية وذلك من خلال رسم السلسلة الزمنية ومن خلال قيم معاملات دالة الارتباط الذاتي.
- 2- إن سلسلة الأرقام القياسية لأسعار المستهلك تتبع النموذج $ARIMA(0,1,0)$ ، وقد أعطى تنبؤات جيدة وقريبة من قيم الواقع الفعلي.
- 3- عند تشخيص سلسلة البواقي (a_t) كانت هذه السلسلة عبارة عن متغير عشوائي مستقل، مما يشير إلى دقة تشخيص نموذج $(ARIMA)$ المقترح. وقد تم استخدام ثلاثة اختبارات إحصائية عند عملية تحليل سلسلة البواقي (a_t) ، وهذه الاختبارات هي (Manti 1994,Ljung-Box 1978, Box – pierce 1970) .

2-4 التوصيات

- 1- قيام الجهات المستفيدة وذات العلاقة بتطبيق النموذج $ARIMA(0,1,0)$ لغرض التنبؤ بالأرقام القياسية لأسعار المستهلك.
- 2- من الممكن استخدام طريقة مشابهة في التحليل الإحصائي المقترح لعمل نماذج مشابهة للتنبؤ بالظواهر الاقتصادية والاجتماعية وغيرها من الظواهر .
- 3- في حالة توفر بيانات تاريخية عن الظاهرة المدروسة نوصي باستخدام أسلوب بوكس- جينكنز في التنبؤات المستقبلية وذلك لكونه أسلوباً شاملاً وحديثاً يعالج جميع مراحل تحليل السلاسل الزمنية ابتداءً من مرحلة تحديد النموذج وانتهاءً بمرحلة التنبؤ.

قائمة المصادر

المصادر العربية

- 1- الجمهورية اليمنية، وزارة التخطيط والتنمية، الجهاز المركزي للإحصاء، الإدارة العامة لإحصاءات الأسعار والأرقام القياسية، النشرات الشهرية للأرقام القياسية لأسعار المستهلك (يناير 2007- يوليو 2012).
- 2- الجبوري، عبير حسن علي، (2010)، "التنبؤ بأسعار النفط العراقي للعام 2010 باستخدام السلاسل الزمنية"، مجلة جامعة بابل، العلوم الإنسانية، المجلد (18)، العدد (1)، ص ص 31-47.
- 3- الزيني، عبد الحسين (1988)، "الأرقام القياسية"، مطبعة التعليم العالي، بغداد، العراق.
- 4- العتيبي، فوزي بندر (2003)، "استخدام السلاسل الزمنية والشبكات العصبية في التنبؤ بالأرقام القياسية: دراسة تطبيقية على الأرقام القياسية لأسعار المستهلك بدولة الكويت"، رسالة مقدمة للحصول على درجة الماجستير في الإحصاء التطبيقي، كلية التجارة بوسعيد، جامعة قناة السويس.
- 5- بري، عدنان ماجد عبد الرحمن (2002)، "طرق التنبؤ الإحصائي"، جامعة الملك سعود، المملكة العربية السعودية.
- 6- شعراوي، سمير مصطفى (2005)، "مقدمة في التحليل الحديث للسلاسل الزمنية"، الطبعة الأولى، مركز النشر العلمي، جامعة الملك عبد العزيز، المملكة العربية السعودية.
- 7- فاندل، والتر (1992)، "السلاسل الزمنية من وجهة التطبيقية ونماذج بوكس وجينكنز"، تعريب: د. عبد المرضي حامد عزام، د. أحمد حسين هارون، دار المريخ للنشر، الرياض، المملكة العربية السعودية.
- 8- محمد، سهام كامل (2009)، "دراسة اقتصادية تحليلية للأرقام القياسية لأسعار السلع الاستهلاكية في العراق للمدة من (2000-2008)"، المجلة العراقية لبحوث السوق وحماية المستهلك، مركز بحوث السوق وحماية المستهلك، جامعة بغداد، مجلد (1) العدد (2)، ص ص 68-85.

المصادر الاجنبية

- 1- Alnaa, S.E and Ahiakpor, F. (2011), " ARIMA (autoregressive integrated moving average) Approach to Predicting Inflation in Ghana", Journal of Economics and International Finance jeif@academicjournals.org., Vol. 3(5), pp. (328-336).
- 2- Al-Zeaud, H.A. (2011), " Modelling and Forecasting Volatility Using ARIMA Model", European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences, Euro Journals, Inc, USA, Issue (35), PP.(1450-2275).
- 3- Bal, H. Sibel Gulse and Yayar, R. (2006), " Forecasting of Sunflower Oil Price in Turkey", Journal of Applied Sciences Research, Insinet Publications, Punjab, Pakistan, 2(9):pp.(572-578).

- 4- Bowerman, B.L & O,Connell, R.T (1987), "Time series Forecasting: Unified Concepts and Computer Implementation", Second Edition, PWS publishers, USA.
- 5- Box, G.E.P & Jenkins, G.M (1976), "Time series Analysis Forecasting and control", Revised Edition, Holden-Day, San Francisco.
- 6- Box, G. E. P. and Pierce, D. A. (1970), "Distributions of Residual Autocorrelations in Autoregressive-Integrated Moving Average Time Series Models", J. Am. Stat. Assoc. Vol.(65) ,pp.(1509-1526).
- 7- Chatfield C. (1984), "The Analysis of Time Series: An Introduction", Third Edition, Chapman & Hall, London, NewYork.
- 8-Contreras,J., Nogales,F., Espínola,R. and Conejo,A.J. (2003)," ARIMA Models to Predict Next-Day Electricity Prices", IEEE Transactions On Power Systems, Department of Electrical Engineering, University of Castilla, Spain, Vol. (18), No.(3),PP.(1014-1020).
- 9- Faisal,F.(2012), " Forecasting Bangladesh's Inflation Using Time Series ARIMA Models", World Review of Business Research,World Business Institute, Australia,Vol.(2), No.(3),pp. (100 – 117).
- 10- Fama,E.F.(1970),"Efficient Capital Markets:A Review of Theory and Empirical Work", Journal of Finance, John Wiley & Sons, Inc ,USA ,Vol. (25),No.(2),pp.(383-417).
- 11-Ljung, G. M. and Box, G. E. P. (1978), "On A Measure of Lack of Fit in Time Series Models", Biometrika, Oxford University, UK, Vol.(65),pp.(297-303).
- 12- Makridakis, S., Wheel Weight. S. C. & Mcgee, V.E. (1983), "Forecasting Methods and Applications", second edition, John Wiely & Sons, Inc, USA.
- 13- Manti, A.C. (1994), "Proposal for a Residual Autocorrelation Test in linear Models", Biometrika ,Oxford University, U K , Vol.(81), No.(4), pp.(776-780).
- 14- Montgomery, D.C.(2008), "Introduction to Time Series Analysis and Forecasting", John Wiley & Sons, Inc. New Jersey.USA.
- 15- Saz,G.(2011)," The Efficacy of SARIMA Models for Forecasting Inflation Rates in Developing Countries: The Case for Turkey", International Research Journal of Finance and Economics,FRDN Incorporated, Victoria, Mahé, Seychelles , Issue (62) ,pp.(1450-2887).
- 16-Tse, Raymond Y.C.(1997)," An application of the ARIMA Model to Real-Estate Prices in Hong Kong", Journal of Property Finance, MCB University Press, Emerald, UK, Vol.(8) No.(2) , pp.(152-163).

17- Wei, W.W.S. (1990), "Time Series Analysis Univariate and Multivariate Methods", Addison-Wesley publishing company, New York.USA.

الملحق

جدول (م1) سلسلة الأرقام القياسية لأسعار المستهلك للفترة (يناير 2007- يوليو 2012)

السنة الشهر	2012	2011	2010	2009	2008	2007
يناير	152.97	125.11	110.85	101.50	95.55	81.39
فبراير	148.89	126.90	111.10	102.03	97.56	81.35
مارس	147.35	129.49	111.47	104.13	100.56	80.64
أبريل	147.00	130.55	112.56	102.91	98.77	80.50
مايو	147.20	132.32	113.12	102.74	99.19	81.08
يونيو	148.01	137.67	116.42	103.63	97.60	81.80
يوليو	150.70	140.94	116.51	103.80	97.61	82.72
أغسطس		142.94	118.10	105.50	101.85	83.57
سبتمبر		148.65	119.64	107.02	101.66	85.48
أكتوبر		150.20	120.38	107.61	102.00	86.58
نوفمبر		152.61	122.98	105.59	100.57	87.30
ديسمبر		153.76	124.83	110.98	100.00	90.26

جدول (م2) تقديرات دالة الارتباط الذاتي لسلسلة الأرقام القياسية لأسعار المستهلك

Lag	Autocorrelation	Std. Error	Lag	Autocorrelation	Std. Error
1	.957	.122	13	.295	.110
2	.910	.121	14	.261	.109
3	.855	.120	15	.232	.108
4	.793	.119	16	.202	.107
5	.727	.118	17	.171	.105
6	.662	.117	18	.140	.104
7	.597	.116	19	.111	.103
8	.533	.115	20	.086	.102
9	.477	.114	21	.062	.101
10	.424	.113	22	.039	.100
11	.373	.112	23	.012	.099
12	.332	.111	24	-.011-	.097

جدول (3م) تقديرات دالة الارتباط الذاتي للأخطاء المقدره

Residual ACF

Model	1	2	3	4	5	6
CPI- ACF	.215	.196	.080	-.055-	-.070-	.037
Model_1 SE	.126	.132	.136	.137	.137	.138

Residual ACF

Model	7	8	9	10	11	12
CPI- ACF	-.033-	-.222-	-.109-	-.117-	-.082-	.105
Model_1 SE	.138	.138	.144	.145	.147	.147

Residual ACF

Model	13	14	15	16	17	18
CPI- ACF	-.055-	-.021-	-.021-	-.058-	-.055-	.001
Model_1 SE	.148	.149	.149	.149	.149	.150

Residual ACF

Model	19	20	21	22	23	24
CPI- ACF	-.040-	-.115-	.115	-.086-	.057	.003
Model_1 SE	.150	.150	.151	.152	.153	.154

جدول (4م) تقديرات دالة الارتباط الذاتي الجزئي للأخطاء المقدرة

Residual PACF

Model	1	2	3	4	5	6
CPI- PACF Model_1	.215	.157	.011	-.110-	-.061-	.096
SE	.126	.126	.126	.126	.126	.126

Residual PACF

Model	7	8	9	10	11	12
CPI- PACF Model_1	-.023-	-.260-	-.045-	.016	.002	.111
SE	.126	.126	.126	.126	.126	.126

Residual PACF

Model	13	14	15	16	17	18
CPI- PACF Model_1	-.142-	-.022-	.014	-.068-	-.060-	-.033-
SE	.126	.126	.126	.126	.126	.126