

تحليل السلسلة الزمنية للتضخم في المملكة العربية السعودية

حمد بن عبدالله الغام

أستاذ مشارك، قسم الاقتصاد، كلية العلوم الإدارية، جامعة الملك سعود

(قدم للنشر في ١٤٢٧/٩/١، وقبل للنشر في ١٤٢٨/٤/٨هـ)

ملخص البحث: يهدف هذا البحث إلى دراسة وتحليل السلسلة الزمنية لمعدل التضخم في المملكة العربية السعودية وذلك للفترة من شهر فبراير ١٩٨٠م إلى شهر سبتمبر ٢٠٠٤م، وذلك من أجل التعرف على نمط تغير معدل التضخم ومن ثم بناء نموذج يساعد على التنبؤ بقيم معدل التضخم في الأجل القصير. وبالاستعانة بالأساليب الإحصائية المتعلقة بالسلسلات الزمنية تم إجراء اختبارات السكون للسلسلة مثل اختبار ديكى - فولر الموسع (ADF) وكذلك معاملات دالة الارتباط الذاتي (ACF) وتبيّن أن معدل التضخم ساكن لأنّه تم حسابه على أساس الفرق الأول للوغاريتيم الرقم القياسي لأسعار المستهلكين. ثم تم تطبيق منهجية بوكس جينكينز (Box-Jenkins) على عدة نماذج مختلفة وذلك باستخدام بعض المعايير الإحصائية لاختبار النموذج الأنسب مثل اختبار سكون البوافي وتطبيق معايير (Akaike) و(Schwarz) وخطأ التنبؤ. واتضح من الدراسة أن النموذج المناسب لبيانات السلسلة الزمنية هو نموذج يجمع بين الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك في فترات التباطؤ الثلاث عشرة والثلاث والثلاثين على التوالي مما يشير إلى احتمال وجود بعض التأثيرات الموسمية على معدل التضخم في فترة الدراسة.

مقدمة

يعتبر التضخم من أهم المتغيرات الاقتصادية الكلية. وقد عني بالدراسة والاهتمام من قبل الباحثين لمعرفة أهم محددات التضخم وأثاره على بعض المتغيرات الاقتصادية المهمة وكذلك علاقته بهذه المتغيرات مثل البطالة والناتج الكلي والاستثمار ... إلخ. وقد يرى بعض الباحثين أن معدلات التضخم المقبولة قد يكون لها آثار إيجابية خاصة في بداية فترات التضخم حيث إن التضخم يمكن أن يبحث على زيادة الناتج وبالتالي زيادة الأرباح والاستثمار ومن ثم مستوى التوظيف، لكن بعد فترة وعندما يصبح التضخم متوقعاً فإن هذا الأثر الإيجابي سيتلاشى وذلك عندما يدرك المستهلكون أو العمال أن قوتهم الشرائية قد تناقصت وبالتالي يطالبون بزيادات في أجورهم، وكذلك بالنسبة للمستثمرين حيث تصبح مواردهم الإنتاجية مرتفعة السعر مما يؤثر سلباً على الأرباح والإنتاج. هذا بالإضافة إلى الآثار السلبية على الدائنين والاستخدام الأمثل للموارد الإنتاجية. هذه الآثار السلبية على الاقتصاد جعل من التضخم مشكلة اقتصادية تسعى الحكومات إلى علاجها والتخفيف من آثارها وذلك من خلال السياسات المالية والنقدية وإن كان في العادة يصاحب هذه السياسات بعض التكاليف التي يتحملها الاقتصاد والمتمثلة في النقص في الناتج الكلي ومستوى التوظيف والتي ربما تتجاوز الفوائد من تحفيض مستوى التضخم .[١؛ ٢].

أصبحت المحافظة على مستوى ثابت ومنخفض لعدل التضخم من الأهداف الرئيسية للبنوك المركزية. كما تتبع بعض البنوك المركزية خطط محددة للوصول إلى معدل تضخم مستهدف من أجل فعالية أكبر لسياساتها النقدية. كذلك تراقب الوحدات الاقتصادية سواء الخاصة أو العامة تقديرات الأسعار عن قرب وذلك من أجل اتخاذ القرارات التي من شأنها الوصول إلى أعلى مردود لاستخدامات مواردها المتاحة من أجل ذلك تبرز أهمية التنبؤ

بقيمة التضخم وكذلك معرفة نموذج دقيق من أجل التنبؤ الصحيح لمعدل التضخم من قبل هذه البنوك المركزية والمؤسسات المعنية بهذه البيانات. ومن هذا المنطلق عنيت دراسات كثيرة بتقدير معدل التضخم وبالأساليب الإحصائية المناسبة للتنبؤ انظر على سبيل المثال : [٧-٣].
 يوجد عدد كبير ومتزايد من الدراسات المعنية بتنبؤ التضخم في اقتصاديات الأسواق الناشئة كما في الاقتصاديات المتقدمة. وقد احتلت دراسات محددات التضخم جزءاً كبيراً من أدبيات الدراسات الاقتصادية المتخصصة في التضخم. وهذه الدراسات مبنية في الغالب على منحى فيليبس "Philips Curve" كما أن بعضها اعنى بدراسة العلاقات الإحصائية بين التضخم وبعض المؤشرات الاقتصادية الكلية. وتعطي دراسة (Stock and Watson) [٨] نظرة شاملة وحيدة لقضايا متعلقة بتوقع التضخم، كذلك تعطي دراسة (Brove and Fisher) [٩] عن الولايات المتحدة دراسة (Clementsm) [١٠] عن المملكة المتحدة تحليلًا لبيانات توقع التضخم، وهناك دراسات كثيرة لـ IMF سواء لدول محددة أو مجموعة من الدول مثل دراسة (Aisen and Veiga) [١١] والتي غطت مجموعة من الدول كدراسة تجمع بيانات مقطعة وسلسل زمانية (Panal data).

وقد استخدمت هذه الدراسات بعض الأساليب الإحصائية المعروفة لأجل التنبؤ بقيم التضخم أو لأجل المقارنة بين هذه الأساليب الإحصائية المختلفة في القدرة على التنبؤ. ومعظم هذه الدراسات استخدمت التنبؤ باستخدام منهجة نموذج الارتباط الذاتي والمتوسط المتحرك (ARIMA) لوحده أو مع أساليب إحصائية أخرى. فعلى سبيل المثال، ركزت دراسة (Meyler, et al.) [٤] على تحسين القدرة في التنبؤ باستخدام نموذج ARIMA وذلك باستخدام بيانات عن التضخم في أيرلندا. وهدفت دراسة (Bos, et al.) [١٢] إلى مقارنة بعض الطرق في التنبؤ بالتضخم لما بعد الحرب في الولايات المتحدة. وأوضحت الدراسة تفوق بعض نماذج ARIMA على نظيراتها من النماذج في القدرة على التنبؤ لنفس

الفترة الزمنية. وفي دراسة (Valle) [١] تم استخدام نموذج متوجه الانحدار الذاتي VAR ونموذج ARIMA من أجل ايضاح المتغيرات الأساسية التي ينبغي ملاحظتها للوصول إلى حد معين من التضخم، بالإضافة إلى التنبؤ بقيم التضخم. وقد أوضحت الدراسة تفوق التنبؤ باستخدام نموذج ARIMA على نموذج VAR في الفترات التي حصل فيها تغيرات في تركيبة مؤشر أسعار المستهلكين CPI. وفي دراسة مشابهة، وضع (Hubrich) [١٣] فوائد استخدام نماذج ARIMA و VAR في التنبؤ بقيم التضخم، وأوضحت بعض الدراسات نتائج مقبولة للتنبؤ بقيم التضخم باستخدام نموذج ARIMA مقارنة بنماذج أخرى مثل VAR أو نموذج المؤشرات المتقدمة Leading Indicator Model مثل دراسة (Moser, et al) [١٤] والمطبقة على دولة النمسا وكذلك دراسة (Bokil and Schimmelpfening) [١٥] والمطبقة على باكستان. كما وجدت دراسة (Birmingham) [١٦] والمطبقة على أيرلندا أن طريقة ARIMA هي الأفضل في التنبؤ بقيم التضخم في الأجل القصير للبيانات الشهرية مقارنة بالطرق المختلفة الأخرى.

وأخيراً هدفت دراسة (Krkoska and Teksoz) [١٧] إلى تحليل الخصائص الإحصائية للتضخم المتوقع السنوي للبنك الأوروبي لإعادة البناء والإعمار وذلك لـ ٢٥ دولة أوروبية للفترة ١٩٩٤ و ٢٠٠٥م، وأوضحت النتائج أن توقعات البنك السنوية غير متحيزة على العموم وكذلك أظهرت قوة نموذج ARIMA التنبؤية للبيانات الشهرية.

مرت على المملكة العربية السعودية كبقية دول العالم فترات من استقرار في المستوى العام للأسعار كما مررت على فترات صاحبها ارتفاع في معدل التضخم. ويمكن تمييز فترتين أساسيتين تعرضت فيها المملكة العربية السعودية لمستويات عالية من التضخم. في الفترة الأولى في النصف الثاني من الخمسينيات الميلادية كان هناك نقص حاد في إنتاج البترول وبالتالي نقصت إيرادات الدولة بالإضافة إلى أن الإنفاق الحكومي كان كبيراً

ما أضطر الحكومة للاقتراض . وخلال هذه الفترة نقص سعر صرف الريال حتى وصل إلى ٦,٢٥ ريال مقابل الدولار بدلاً من ٣,٧٥ في عام ١٩٥٨ م كان التضخم في الأسعار كبيراً وانخفضت الموجودات الأجنبية في البلد كما أن الحكومة أصبحت مدينة بحوالي نصف مليار دولار [١٨] ، وما يرجح وجود التضخم في تلك الفترة هو زيادة العرض الكلي لوسائل الدفع والسيولة النقدية الناتجة عن زيادة الإنفاق الحكومي وقصور في الطلب عليها.

أما الفترة الثانية والتي حدثت في منتصف السبعينيات الميلادية ، فقد اتسمت هذه الفترة بزيادة الإنفاق الحكومي بسبب متطلبات التنمية الأساسية مما تسبب بزيادة في الطلب الكلي على السلع والخدمات في مقابل قصور في العرض الكلي للسلع والخدمات مما ساعد على زيادة في أسعار تلك السلع والخدمات. كما يرجع تأثير التضخم العالمي السائد ذلك الوقت على التضخم في السعودية كما أثبت ذلك دراسة (Keran and Almalik) [١٩] والتي أوضحت بأن هناك أثر كبير لتغيرات الأسعار العالمية على معدل التضخم في المملكة العربية السعودية خلال الفترة ١٩٦٤ إلى ١٩٧٧ م.

وتقوم مصلحة الإحصاءات العامة والتابعة حالياً لوزارة الاقتصاد والتخطيط بجهود كبيرة من أجل تطوير برنامج الرقم القياسي لتكلفة المعيشة. ففي الفترة الأخيرة. تم إضافة ست مدن جديدة ليصبح إجمالي المدن ست عشر مدينة شاملة جميع المناطق الإدارية للمملكة ، كما تم سحب عينة جديدة من السلع والخدمات بناءً على أهميتها ليصبح إجمالي عدد السلع والخدمات الداخلة في تركيب الرقم القياسي لتكاليف المعيشة ٤٠٦ سلعة وخدمة موزعة على ثمان مجموعات رئيسة وهي :

- الأطعمة والمشروبات.
- الترميم والإيجار والوقود والمياه.
- الأقمشة والملابس والأحذية.

- التأثير المنزلي.
- الرعاية الطبية.
- النقل والاتصالات.
- التعليم والترويح.
- السلع والخدمات الأخرى.

وذلك بأوزان مختلفة أكثرها الأطعمة والمشروبات (٣٢,٥٪) وأقلها الرعاية الطبية

(١,٢٦٪).

يهدف هذا البحث إلى دراسة وتحليل معدل التضخم في المملكة العربية السعودية كسلسلة زمنية شهرية وذلك من أجل بناء نموذج يساعد على التنبؤ في المدى القصير باستخدام منهجية بوكس جينكينز (Box-Jenkins) أو ما يسمى نموذج الارتباط الذاتي والمتوسط المتحرك (ARMA) حيث يستخدم قيم معدل التضخم الحالية والماضية فقط لبناء النموذج. وتنقسم الدراسة إلى أربعة أجزاء. إضافة لهذه المقدمة يوضح الجزء الثاني الإطار النظري القياسي لنموذج بوكس جينكينز. ويستعرض الجزء الثالث نتائج الدراسة القياسية، بينما تختتم الدراسة في الجزء الرابع بخلاصة تحتوي على النقاط الأساسية وأهم النتائج.

الإطار النظري القياسي

لتحليل السلسلة الزمنية لمعدل التضخم (π) في المملكة العربية السعودية سيتم استخدام أحد نماذج السلاسل الزمنية والتي يستخدم فيها قيم المتغير الحالية والماضية فقط في التنبؤ في الأجل القصير. ومن أشهر هذه النماذج نموذج الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك Autoregressive Moving Average Model (ARMA)

جينكينز [٢١]، ويُعد هذا النموذج من أكثر النماذج ذات المتغير الواحد شيوعاً في التنبؤ لقيم المتغيرات الاقتصادية مثل اسعار بعض السلع والمنتجات الاقتصادية [٢٢؛ ٢٣] بالإضافة إلى استخدامه في دراسة التضخم [٢٤؛ ٦-٣] ويجمع نموذج ARMA منهجهتين مختلفتين في معادلة واحدة. المنهجية الأولى تمثل نموذج الانحدار ذاتي (AR) Autoregressive Process حيث يعبر عن المتغير التابع π كدالة في القيم الماضية لنفس المتغير π كالآتي:

$$(1) \quad \pi_t = \alpha + \varphi_1 \pi_{t-1} + \varphi_2 \pi_{t-2} + \cdots + \varphi_p \pi_{t-p}$$

حيث تشير p إلى رتبة الانحدار الذاتي ، وتساوي فترات التباطؤ المستخدمة وعليه يشار إلى المعادلة (١) بـ AR(p). أما المنهجية الثانية المستخدمة فهي نموذج المتوسط المتحرك Moving Average (MA) حيث يعبر عن المتغير التابع π كدالة في قيم حد الخطأ السابقة.

$$(2) \quad \pi_t = \alpha + \theta_1 \zeta_{t-1} + \theta_2 \zeta_{t-2} + \cdots + \theta_q \zeta_{t-q}$$

ترمز ζ إلى حد الخطأ المتعلق بـ π ، وتمثل q رتبة المتوسط المتحرك ، وعليه يطلق على المعادلة (٢) بنموذج متوسط متحرك من الرتبة q ويرمز إليه بـ MA(q). ولإيجاد نموذج ARMA يتم دمج النماذجين السابقين AR(p) و MA(q) لنجعل على :

$$(3)$$

$$\pi_t = \alpha + \varphi_1 \pi_{t-1} + \varphi_2 \pi_{t-2} + \cdots + \varphi_p \pi_{t-p} + \zeta_t + \theta_1 \zeta_{t-1} + \theta_2 \zeta_{t-2} + \cdots + \theta_q \zeta_{t-q}$$

حيث تشير φ و θ إلى معاملات الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك على الترتيب.

وحيث إن لدينا رتبتين p و q في المعادلة السابقة، فإن نموذج الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك

يكتب على النحو التالي :

$ARMA(p, q)$

ويتطلب تقدير نموذج ARMA كون السلسلة π ساكنة (Stationary). أما إذا كانت

السلسلة غير ساكنة فيجب تحويلها لسلسلة ساكنة عن طريقأخذ الفروق ويعتبر عدد مرات

الفروق المطلوبة (d) لتحويل السلسلة إلى سلسلة ساكنة درجة تكامل السلسلة. وفي هذه

الحالة يتحول نموذج ARMA إلى نموذج الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك المتكامل

(Autoregressive Integrated Moving Average) ويتصف بثلاث رتب هي : p ، d ، q

ويكتب كالتالي :

$ARIMA(p, d, q)$

من أجل اختيار النموذج الأنسب لغرض التقدير والتنبؤ فإن نموذج ARIMA

يتلخص في أربع مراحل أساسية قد تداخل فيما بينها أحياناً وتخلص هذه المراحل في

التالي :

- ١ التعريف (Identification)

يقصد بالتعريف تحديد رتب نموذج $ARIMA(p, d, q)$ وهذه المرحلة من أهم مراحل النموذج. يتم أولاً تحديد درجة التكامل (d) من خلال اختبار سكون السلسلة الزمنية الأصلية، فإذا كانت السلسلة الزمنية ساكنة فإن $d = 0$. أما إذا كانت السلسلة غير ساكنة فيؤخذ الفرق الأول وهكذا حتى تصبح ساكنة ويعتبر d هو عدد الفروق الالزامية لجعل السلسلة ساكنة. ويمكن استخدام عدة أساليب للكشف عن سكون السلسلة مثل اختبار جذر الوحدة Root Unit لديكي - فولر (Dickey - Fuller) واختبار ديكبي فولر الموسع

. [٢٥ - ٢٧] (Augmented Dickey - Fuller)

كما يمكن استخدام معاملات دالة الارتباط الذاتي Autocorrelation Function (ACF) ρ_k ويتطلب استقرار السلسلة أن تكون متساوية للصفر أو لا تختلف جوهرياً عن الصفر بالنسبة لأي فجوة ($k > 0$)، فإذا وقعت معاملات الارتباط الذاتي خارج حدود فترة الثقة لفترة طويلة فإن هذه المعاملات تختلف عن الصفر معنوياً لذا يقال أن السلسلة غير ساكنة.

ويتم غالباً إجراء اختبار مشترك لمعنى معاملات ACF كمجموعة حيث يتم استخدام إحصائية Q [28] :

$$Q = n \sum_{k=1}^m \rho_k^2 \sim \chi^2_{(m)}$$

حيث m = عدد الفجوات الزمنية. و n = حجم العينة.
كما يمكن استخدام إحصائية Ljung-Box (LB) والتي لها أفضلية خاصة في العينات الصغيرة [29] بدلاً من إحصائية Q :

$$LB = n(n+2) \sum_{k=1}^m \left(\frac{\rho_k^2}{n-k} \right) \sim \chi^2_{(m)}$$

إذا اتضح من خلال أحد هذه الاختبارات أن السلسلة غير ساكنة فإنه يتطلب إجراء الفرق الأول ثم يطبق نفس التحليل السابق حتى تصبح ساكنة، ومن ثم تحدد قيمة (d) كعدد الفروق للحصول على سلسلة ساكنة.

الخطوة التالية في مرحلة التعرف هي تحديد رتب الانحدار الذاتي (p) والمتوسط المتحرك (q)، وعادة يتم تحديد p و q في الوقت نفسه عن طريق اختيار أقل (p و q) بحيث يكون بوافي النموذج Residuals خال من الارتباط الذاتي والمتوسط المتحرك، وتعتبر هذه الخطوة الأهم في بناء النموذج حيث تعتمد بدرجة كبيرة على خبرة المحلل، وعادة يستخدم

كل من دالة الارتباط الذاتي (ACF) ودالة الارتباط الذاتي الجزئي (Partial PACF) التي تمثل معامل الارتباط الذاتي الجزئي ρ_k بين قيم متتالية لمتغير ما خلال فترتين مع ثبات الفترات الأخرى. بوجه عام يمكن استخدام ACF لتحديد رتبة المتوسط المتحرك (MA(q)) حيث ρ_k لا تساوي صفرًا إحصائياً للقيمة $k \leq q$ وصفراً غير ذلك. بينما تستخدم PACF لتحديد رتبة (AR(p)) حيث يُعد آخر تباطؤ قبل أن تؤول PACF للصفر قيمة مثالية لـ p .

أيضاً يمكن استخدام مقاييس (AIC) (Akaike) أو (SBC) (Schwarz) [٣١؛ ٣٠] أو كمقياس لاختيار النموذج المناسب حيث يتم اختيار النموذج الذي له أقل قيمة لـ (AIC) أو (SBC) [٣٢].

-٢- تقدير النموذج (Estimation)

بعد اختيار رتب النموذج p ، d ، q ، يتم تقدير النموذج لنحصل على عدد $p + q$ من المعالم المقدرة، وعادة يتم استخدام طريقة تقدير غير خطية خاصة في حالة وجود منهجمية المتوسط المتحرك والذي يحتوي على حدود خطأ غير معلومة. في هذه المرحلة عادة يتم تقدير عدة نماذج متقابلة ويفارن بينها. وعادة تكون معالم النموذج الجيد المقدرة معنوياً تختلف عن الصفر ومستقرة، كما يمكن مقارنة مجموع مربع الباقي كمقاييس لجودة النموذج [٣٣].

-٣- الفحص التشخيصي (Diagnostic Cheking)

تتدخل هذه المرحلة مع مرحلة اختيار النموذج حيث يتم فحص النموذج المختار للتأكد من أنه خالٍ من تركيبة الارتباط الذاتي أو المتوسط المتحرك، وبعبارة أخرى التأكد من أن حد الخطأ لهذا النموذج مطابق لشروط حد الخطأ الأبيض (White Noise).

عادة يتم فحص النموذج عن طريق معاملات الارتباط الذاتي ومعاملات الارتباط الذاتي الجزئي لبواقي النموذج المقدر وليس السلسلة الأصلية. كما يمكن تقسيم العينة إلى مجموعتين منفصلتين تقدر كل منها، ثم يطبق اختبار F للتأكد من عدم اختلاف المعالم المقدرة في المجموعتين. كما يمكن استخدام مجموع مربع أخطاء التنبؤ (The Sum of The Squared Forecast Errors) حيث يتم تقدير النموذج لأكثر العينة ثم يستخدم النموذج للتنبؤ ببقية المشاهدات وبعد ذلك يحسب خطأ التنبؤ بين القيم المتوقعة والحقيقة للسلسلة [٣٣].

٤ - التنبؤ (Forecasting)

بعد اختيار النموذج المناسب وتقديره، يتم استخدامه للتنبؤ وذلك عن طريق إحلال القيم الحالية والماضية للمتغير التابع والبواقي كقيم تقديرية لحد الخطأ في يمين الدالة، وذلك للحصول على القيمة الأولى المتنبأ بها (π_{t+1}) ، ويسمى التنبؤ لفترة واحدة للأمام (One period ahead forecasting)، ويمكن الحصول على القيمة الثانية (π_{t+2}) بإحلال القيمة الأولى (π_{t+1}) المتحصل عليها في الخطوة الأولى في الطرف الأيمن من المعادلة، وهكذا حتى الفترة المطلوبة، وفي هذه المرحلة ستختفي حدود MA بعد ٩ فترة. وذلك بسبب افتراض أن حد الخطأ خارج العينة للدالة يساوي صفر.

وأخيراً ينبغي ذكر نقطتين مهمتين تتعلقان بتحليل السلسلة الزمنية. النقطة الأولى ملاحظة علاج الموسمية (Seasonality) في السلسلة الزمنية، حيث تتبع كثير من المتغيرات الاقتصادية مثل الإنفاق والمحاصيل الزراعية والسفر ... إلخ، لغيرات فطية خلال فترات معينة ومتكررة، ويعودي تجاهل هذا النوع من التغيرات في التنبؤ إلى زيادة تباين السلسلة. وعادة يتم اكتشاف التغيرات الموسمية بتفحص الشكل البياني للسلسلة وكذلك بتفحص قيم ACF (ACF) عند التباطؤات ... 12, 24, 36, ... للبيانات الشهرية والتباطؤات 4, 8, 12 ... للبيانات الربع سنوية. ولعلاج التغيرات الموسمية يتم إضافة عنصر انحدار ذاتي موسمي

أو عنصر متوسط متحرك موسمي عند الفترات الموسمية في النموذج. كما تتطلب السلسلة المعرضة للموسمية لأخذ الفروق الموسمية أحياناً مثل الفرق الثاني عشر للبيانات الشهرية أو الفرق الرابع للبيانات الفصلية بالإضافة إلى الفروق غير الموسمية المعتادة، وفي هذه الحالة يكتب النموذج بالشكل التالي :

ARIMA (p, d, q) (P, D, Q)

حيث تشير P إلى عدد معالم AR الموسمية، وD عدد الفروق الموسمية، وQ إلى عدد معالم MA الموسمية.

النقطة الثانية الجديرة بالاهتمام هي أنه عادة يفترض أن تباين حد الخطأ ثابت لكن توضح كثير من السلاسل الزمنية فترات من التقلبات الكبيرة متتبعة بفترات متسمة بهدوء نسبي، وفي هذه الحالة توصف السلسلة الزمنية باختلاف التباين المشروط (Conditionally Heteroskedastic). وإذا تم تجاهل اختلاف التباين في السلسلة الزمنية فإن هذا سيؤثر سلباً على قوة التنبؤ في النموذج.

أثبت (Engle) [٥] إمكانية وضع نموذج لمتوسط وتبابن السلسلة. فلو كان التباين مثلاً غير ثابت فبالإمكان تقدير أي نزعة للتغيرات في التباين باستخدام نموذج (ARMA). على سبيل المثال يمكن وضع نموذج للتبابن المشروط في صورة الانحدار ذاتي من الدرجة p (AR(p)) باستخدام مربع الباقي e^2 . ويسمى نموذج اختلاف التباين المشروط ذو الانحدار الذاتي Autoregressive Conditional Heteroskedastic (ARCH)

كما طور (Bollerslev) [٢٤] نموذج ARCH ليكون التباين المشروط على شكل نموذج ARMA بحيث يحتوي على نموذج الانحدار ذاتي ومتوسط متحرك معاً. ويطلق عليه نموذج اختلاف التباين المشرط ذو الانحدار الذاتي المعتمد Generalized ARCH ويرمز له GARCH(p, q) حيث ترمز p وq إلى رتب AR وMA على التوالي. ويتم الكشف على

وجود ARCH أو GARCH في النموذج المقدر بطرق شبيهة بالطرق المتبعة في تفحص نموذج ARIMA. حيث يتم تفحص ACF و PACF لمربع الباقي واستخدام اختبار Q السابق أو اختبار مضاعف لانجرنج (Lagrange Multiplier LM) [٥].

النتائج

تم استخدام معدل التضخم (π_t) والذي تم قياسه كالتالي :

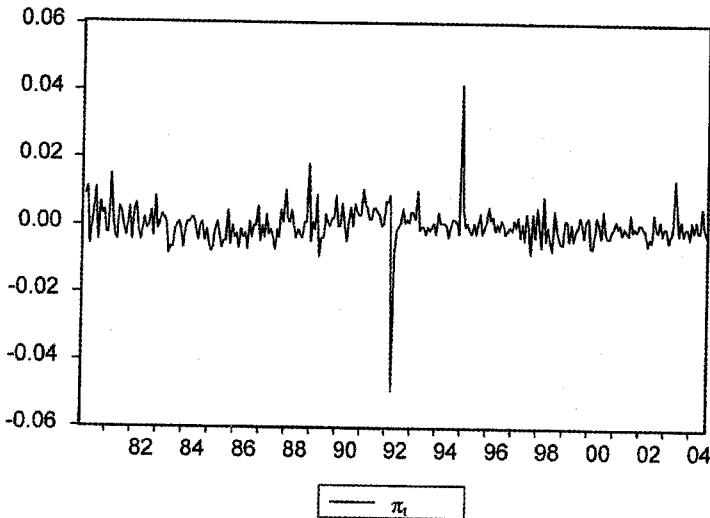
$$\pi_t = \log(CPI_t) - \log(CPI_{t-1})$$

حيث يشير (CPI) إلى الرقم القياسي لأسعار المستهلكين بأسعار سنة (١٩٩٥)، وذلك باستخدام بيانات شهرية لمؤسسة النقد العربي السعودي [٢٠] وصندوق النقد الدولي (IMF). وتشمل العينة (٢٩٦) مشاهدة حيث تغطي الفترة من شهر فبراير (١٩٨٠) إلى شهر سبتمبر (٢٠٠٤).

يوضح الشكل رقم (١) رسم معدل التضخم مع الزمن ويلاحظ انعدام الاتجاه العام في السلسلة حيث أن متوسط السلسلة لا يتغير مع الزمن مما يعطي مؤشراً على سكون السلسلة الزمنية، ويتبين ذلك أكثر بتفحص معالم الارتباط الذاتي (ACF) ومعالم الارتباط الذاتي الجزئي (PACF) المقدرة في الجدول رقم (م - ١) في ملحق الدراسة. حيث يتضح أن معالم (ACF) ومعالم (PACF) صغيرة جداً باستثناء المعلمتين عند التباطؤ (33 و 13)، مما يجعلها تقع داخل حدود فترة الثقة (حوالي ± 0.114). وهذا يعني أن توجه السلسلة للرجوع إلى مستواها الطبيعي بعد أي اضطراب (Disturbance) سريع، لذلك يقال بأن (ACF) معنوياً لا تختلف عن الصفر ويفيد ذلك انخفاض قيم إحصائية Q المحسوبة في الجدول.

ولتأكيد هذه النتائج تم إجراء اختبار ديكى - فولر الموسع (ADF) وبينت النتائج الموضحة في الجدول رقم (١) أن السلسلة عند المستوى (Level) ساكنة، حيث أن قيم t

المحسوبة أكبر من قيم t الجدولية عند مستوى معنوية (5%) و(1%) عند تباطؤات مختلفة مما يعني أن السلسلة ساكنة ومتكلمة من الدرجة صفر $I(0)$. وعلى هذا الأساس لا حاجة في استخدام الفروق في تقدير السلسلة الزمنية لمعدل التضخم ويصبح نموذجنا المستخدم ARMA (p, q).



الشكل رقم (١) معدل التضخم مع الزمن.

الجدول رقم (١). اختبار جذر الوحدة (ADF)

وجود قاطع واتجاه	وجود قاطع	التباطؤ
-11.639	-11.661	1
-9.571	-9.588	2
-7.604	-7.618	3
-6.764	-6.777	4

القيم الجدولية بوجود قاطع = -3.45 - عند مستوى معنوية (6%).

القيم الجدولية بوجود قاطع واتجاه = -3.99 - عند مستوى معنوية (6%).

وبالرجوع إلى معالم (ACF) و(PACF) للسلسلة كما في الجدول رقم (م - ١) في ملحق الدراسة، نجد تشابهاً كبيراً بين المعالم من ناحية النمط الذي تتبعه هذه المعالم، وكذلك في القيم مما يعني صعوبة الاختيار بين نموذجي (AR) و(MA). كما أن انخفاض قيم (ACF) و(PACF) إجمالاً وخاصة القيم الأول (أقل من 0.090)، وبالتالي فإن اختيار نموذج (ARMA) بدرجات منخفضة قليل الاحتمالية. لكن وجود معلم (ACF) و(PACF) داخل حدود فترة الثقة منذ البداية ربما يقترح استخدام نموذج (0, 0) أي أن معدل التضخم مطابق لحد الخطأ الأبيض (White noise).

وأخيراً يلاحظ وجود نتوء عند التباطؤ (13)، وكذلك عند التباطؤ (33) لمعلم (ACF) و(PACF)، حيث إنهم المعلمتين الوحيدتين خارج حدود فترة الثقة، أي معنوياً تختلف عن الصفر مما يعني ضرورةأخذ الموسمية في الاعتبار عند بناء النموذج. وبناءً على هذه الاعتبارات وبعض التجارب المسبقة تم تقدير النماذج التالية :

النموذج الأول : ARMA(0,0)

$$\pi_t = \alpha + \zeta_t$$

النموذج الثاني : ARMA(0,0)(2,0)

$$\pi_t = \alpha + \varphi_{13}\pi_{t-13} + \theta_{33}\pi_{t-33} + \zeta_t$$

النموذج الثالث : ARMA(0,0)(0,2)

$$\pi_t = \alpha + \theta_{13}\zeta_{t-13} + \theta_{33}\zeta_{t-33} + \zeta_t$$

النموذج الرابع : ARMA(0,0)(1,1)

$$\pi_t = \alpha + \varphi_{13}\pi_{t-13} + \theta_{33}\zeta_{t-33} + \zeta_t$$

النموذج الخامس : ARMA(0,0) (1,1)

$$\pi_t = \alpha + \varphi_{33}\pi_{t-33} + \theta_{13}\zeta_{t-13} + \zeta_t$$

النموذج السادس : ARMA(0,0) (1,2)

$$\pi_t = \alpha + \varphi_{13}\pi_{t-13} + \theta_{11}\zeta_{t-11} + \theta_{33}\zeta_{t-33} + \zeta_t$$

ويلخص الجدول رقم (٢) أهم النتائج للنماذج السابقة. حيث توضح نتائج التقديرات في الجدول رقم (٢) تشابهاً كبيراً بين النماذج الخمسة إلا أن هناك بعض النقاط الأساسية والتي ستساعد في اختيار النموذج المناسب. يتضح من تقدير النموذج الأول ارتفاع قيمة Q(33) للبواقي المحسوبة والانخفاض مستوى المعنوية مما يجعلها معنوياً تختلف عن الصفر أي ان النموذج ليس خالياً من تركيب الارتباط الذاتي أو المتوسط المتحرك. وحيث إن النموذج المناسب يتطلب أن تكون المعالم معنوياً تختلف عن الصفر لذلك تم استبعاد جميع النماذج التي تحتوي على معالم معنوياً لا تختلف عن الصفر.

عند تفحص نتائج تقديرات النموذج الثاني، والثالث، والرابع، والخامس، نلاحظ تشابه النموذج من حيث احتوائها على معالم موسمية عند التباطؤات (13) و (33)، وكذلك في النتائج تقريرياً. حيث يصعب تفضيل نموذج على آخر حيث تتطابق تقريرياً معالم (ACF) و (PACF) في الشكل رقم (م - ١) في ملحق الدراسة، لذلك سيتم المقارنة بين النماذج باستخدام معياري (AIC) و (SBC) بدرجة كبيرة. كما يلاحظ في النتائج تقدير النماذج باستثناء النموذج الأول بدون حد ثابت حيث ظهر أنه معنوياً لا يختلف عن الصفر كما أن الحاجة لوجوده متفاوتة مثل إيقائه لأجل التعبير عن متوسط اتجاه السلسلة (Average Trend) لعدم وجود اتجاه في السلسلة الأصلية (انظر الشكل رقم ١).

تم إدراج الحد (11) MA في النموذج السادس ، وذلك لأن معلمـة ACF و PACF قريبة من كونها معنويـاً تختلف عن الصفر (حوالي 0.085) كما أن قريـه من التغيـرات الموسـمية قد يكون ذـا معنى في تحلـيل السلسلـة الزـمنـية.

الجدول رقم (٢). تقديرات الفرق الأول المؤشر لأسعار الأسهم في صورة لوغاريمـ.

المعـالم	الـمـوـذـجـ الأول	الـمـوـذـجـ الثاني	الـمـوـذـجـ الثالث	الـمـوـذـجـ الرابع	الـمـوـذـجـ الخامس	الـمـوـذـجـ السادس
	0.00035 (1.07)	-	-	-	-	-
α						
Φ_{13}	-	0.145 (2.46)	-	0.136 (2.39)	-	0.127 (2.211)
Φ_{33}	-	-0.26 (-4.58)	-	-	-0.27 (-4.72)	-
θ_{11}	-	-	-	-	-	0.107 (2.08)
θ_{13}	-	0.10 (2.02)	-	-	0.158 (2.58)	-
θ_{33}	-	-0.45 (-8.79)	-	-0.443 (-8.19)	-	-0.460 (-8.58)
مجموع مربع الـيـاقـيـ	0.0056	0.0074	0.008	0.0072	0.0074	0.00714
SSR						
AIC/	-10.381	-10.457	-10.507	-10.555	-10.459	-10.562
SBC	-10.368	-10.430	-10.482	-10.529	-10.431	-10.523
Q(11)	7.91	8.32	9.98	9.80	8.47	6.499 (0.59)
Q(22)	16.27	11.07	15.14	14.13	11.42	10.87 (0.93)
Q(33)	44.2	18.48	24.47	20.85	18.59	17.38 (0.97)

ما سبق يمكن القول استنادـاً إلى أصغر قـيم لـعيـاري AIC و SBC أنـ أفضل نـمـوذـجـينـ منـ بينـ النـمـاذـجـ المـقـدرـةـ هـمـاـ:ـ الرـابـعـ وـالـسـادـسـ وـنظـراـًـ لـلتـقارـبـ الـكـبـيرـ بـيـنـ النـمـوذـجـينـ الرـابـعـ وـالـسـادـسـ قـفـناـ بـعـلـمـ اـختـيـارـ تـشـخـصـيـ آـخـرـ،ـ حـيـثـ تـمـ تـقـدـيرـ النـمـوذـجـينـ لـأـكـثـرـ العـيـنةـ وـمـنـ ثـمـ اـسـتـخـدامـهـاـ لـلـتـبـيـؤـ بـيـقـيـةـ الـمـاشـهـدـاتـ،ـ وـقـتـ مـقـارـنـةـ النـمـوذـجـينـ باـسـتـخـدـامـ خـطـأـ التـبـيـؤـ (Forecast Error)ـ أيـ الاـخـتـلـافـ بـيـنـ الـقـيـمـ المتـوقـعـةـ وـالـحـقـيقـيـةـ لـعـدـلـ التـضـخمـ.ـ وـقـدـ بلـغـ جـذـرـ مـتوـسـطـ مـرـبـعـ الخـطـأـ فـيـ النـمـوذـجـينـ الرـابـعـ وـالـسـادـسـ عـلـىـ التـوـالـيـ (0.00376 وـ0.00389)ـ ماـ يـعـنيـ تـفـوقـ ضـئـيلـ لـمـصـلـحةـ النـمـوذـجـ الرـابـعـ.ـ وـعـلـيـهـ سـيـتـمـ اـعـتـمـادـ النـمـوذـجـ الرـابـعـ فـيـ هـذـاـ

البحث حيث إن منهجية بوكس – جينكينز تفضل النموذج الأقل معالم على النموذج الأكثر معالم من ناحية التنبؤ [٣٣] بالإضافة إلى أن معلمة ACF و PACF للتباطؤ الحادي عشر معنويًا لا تختلف عن الصفر، وعليه يصبح النموذج المختار كالتالي:

$$\pi_t = \Phi_{13}\pi_{t-13} + \theta_{33}\epsilon_{t-33}$$

الخاتمة

الهدف الرئيس لهذه الورقة هو دراسة معدل التضخم في المملكة العربية السعودية، وذلك لأجل التعرف على نمط تغير معدل التضخم. ومن ثم بناء نموذج يساعد على التنبؤ بقيم معدل التضخم في الأجل القصير. من أجل ذلك تم استخدام البيانات الشهرية المتاحة من مؤسسة النقد العربي السعودي وصندوق النقد الدولي، وذلك للفترة من شهر الثاني (١٩٨٠) إلى شهر التاسع (٢٠٠٤) حيث تم تطبيق الأساليب الإحصائية المتعلقة بدراسة السلسلة الزمنية مثل اختبارات السكون عن طريق تفحص معالم الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي وتفحص شكل الارتباط لهذه المعالم. بالإضافة إلى اختبار ديكري فولر الموسوع للسلسلة الزمنية. وقد تم استخدام منهجية الارتباط الذاتي والمتوسط المتحرك (ARMA) أو ما يعرف به منهجية بوكس – جينكينز (Box-Jenkins). كما تم استخدام بعض المعايير الإحصائية لاختيار النموذج المناسب مثل اختبار سكون البوافي وتطبيق معايير Schwarz و(Akaike) وخطأ التنبؤ وختارات اختلاف التباين المشروط ذي الانحدار الذاتي (ARCH) للنموذج المختار.

وتوصلت الدراسة إلى أن سلسلة معدل التضخم في المملكة العربية السعودية ساكنة، وقد تم استخدام مستوى معدل التضخم في عدة نماذج مختارة تشمل الانحدار الذاتي أو المتوسط المتحرك أو خليط منها بدرجات مختلفة. كما تم إدراج بعض الحدود من أجلأخذ التغيرات الموسمية في الاعتبار. وبعد إجراء سلسلة من اختبارات التشخيص تبين أن النماذج المشتملة على تأثير الفترات الثلاث عشرة والثلاث و الثلاثين سواء كانحدار ذاتي أو متوسط متحرك مناسبة في تفسير تاريخ سلسلة معدل التضخم، وهذا يعني أن معدل

التضخم يتأثر إلى حد ما بالتغييرات الموسمية وهذا التأثير قد يظهر بصورة أكثر وضوحاً لو تم تسجيل بيانات الرقم القياسي لأسعار المستهلكين على أساس الأشهر القمرية حيث إن كثيراً من تعاملات الإنفاق والدخول وبعض الموارم على أساس الأشهر القمرية.

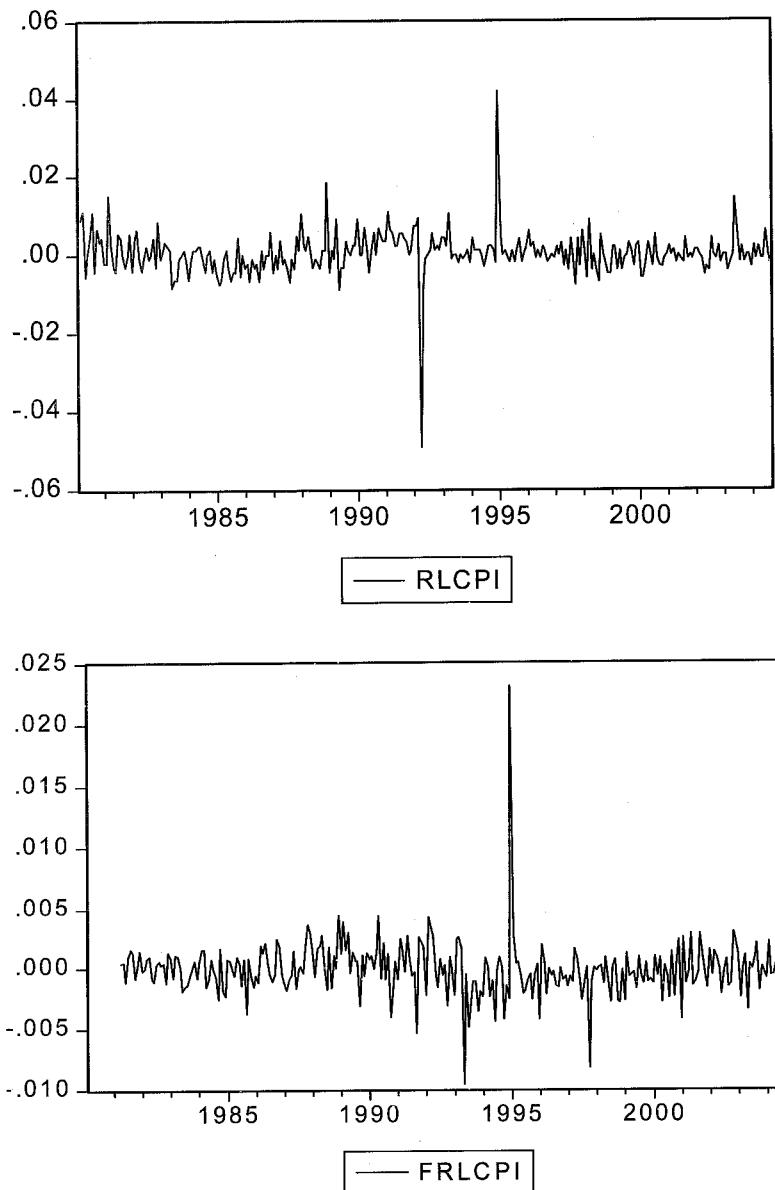
ملحق الدراسة

المدول رقم (١). قيم وشكل الانتشار لعامل ACF و PACF لمعدل التضخم.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.070	0.070	1.4618 0.227
		2	0.018	0.013	1.5602 0.458
		3	-0.009	-0.012	1.5864 0.662
		4	0.086	0.087	3.7891 0.434
		5	0.039	0.027	4.2504 0.514
		6	-0.036	-0.044	4.6389 0.591
		7	0.026	0.033	4.8392 0.680
		8	0.051	0.043	5.6329 0.688
		9	-0.011	-0.026	5.6725 0.772
		10	0.009	0.017	5.6967 0.840
		11	0.085	0.085	7.9148 0.721
		12	0.043	0.019	8.4918 0.746
		13	0.122	0.120	13.114 0.439
		14	-0.032	-0.044	13.436 0.492
		15	0.026	0.010	13.643 0.553
		16	0.034	0.028	13.995 0.599
		17	0.014	-0.006	14.054 0.663
		18	-0.011	-0.018	14.094 0.723
		19	0.055	0.063	15.056 0.719
		20	0.026	0.004	15.270 0.761
		21	0.055	0.042	16.222 0.757
		22	0.014	0.017	16.289 0.801
		23	0.061	0.040	17.475 0.785
		24	0.076	0.044	19.331 0.734
		25	0.025	0.016	19.535 0.771
		26	0.074	0.054	21.322 0.725
		27	-0.015	-0.029	21.400 0.767
		28	0.035	0.020	21.793 0.791
		29	-0.045	-0.057	22.453 0.801
		30	-0.009	-0.018	22.479 0.836
		31	0.003	0.000	22.482 0.867
		32	-0.052	-0.082	23.389 0.866
		33	-0.249	-0.259	44.204 0.092
		34	0.047	0.072	44.945 0.099
		35	0.065	0.048	46.371 0.095
		36	0.058	0.023	47.509 0.095

الجدول رقم (م-٢). قيم وشكل الانتشار لعام ACF و PACF لمربع البراقي.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.015	0.015	0.0654
		2	-0.008	-0.009	0.0858
		3	0.018	0.018	0.1738
		4	-0.006	-0.006	0.1837
		5	0.000	0.000	0.1837
		6	-0.003	-0.003	0.1862
		7	0.017	0.018	0.2735
		8	0.000	-0.001	0.2736
		9	0.015	0.015	0.3360
		10	-0.009	-0.010	0.3590
		11	-0.007	-0.006	0.3731
		12	0.022	0.022	0.5212
		13	0.020	0.019	0.6350
		14	0.004	0.004	0.6408
		15	-0.026	-0.027	0.8486
		16	-0.007	-0.008	0.8652
		17	0.000	0.000	0.8652
		18	0.021	0.022	1.0013
		19	-0.005	-0.006	1.0094
		20	0.009	0.009	1.0328
		21	-0.009	-0.011	1.0560
		22	0.000	0.001	1.0560
		23	-0.006	-0.006	1.0673
		24	0.004	0.006	1.0727
		25	-0.009	-0.012	1.1007
		26	-0.004	-0.004	1.1062
		27	0.014	0.014	1.1667
		28	-0.011	-0.009	1.2041
		29	-0.005	-0.004	1.2117
		30	0.003	0.001	1.2138
		31	-0.001	-0.002	1.2141
		32	-0.005	-0.005	1.2219
		33	0.099	0.100	4.3516
		34	0.000	-0.003	4.3516
		35	0.011	0.014	4.3902
		36	0.006	0.000	4.4007
					1.000



الشكل رقم (م-١): قيم السلسلة الأصلية RLCPI والقيم المتوقعة FRLCPI

المراجع

- [١] McNown, R. and Lee, D. (1976), "Economics in Our Time: Macro Issues", Science Research Associates, INC.
- [٢] Krugman, P. (1995), "Dutch Tulips and Emerging Markets", Foreign Affairs, 74 (5): 28-44.
- [٣] Stockton, D. and Glassman, J. (1987), "An Evaluation of the Forecast Performance of Alternative Models of Inflation", Review of Economics and Statistics, Vol. 69, No. 1, February 108-117.
- [٤] Meyler, A, Kenny, G. and Quinn, T. (1998) "Forecasting Irish Inflation Using ARIMA Models" Central Bank of Ireland, Technical Paper.
- [٥] Engle, R. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of Variance of U.K. Inflation", Econometrica 50, 987-1008.
- [٦] Engle, R. (1983), "Estimates of the Variance of U.S. Inflation Based on the ARCH Model", Journal of Money, Credit and Banking, 15, 286-301.
- [٧] Valle, H. (2002), "Inflation Forecasts with ARIMA and Vector Autoregressive Models in Guatemala", Working Paper, Economic Research Department, Banco de Guatemala.
- [٨] Stock, J. and Watson, M. (1999), "Forecasting Inflation", Journal of Monetary Economics, Vol. 44 (2), pp . 293-335.
- [٩] Brave, S. and Fisher, J. (2004), "In Search of a Robust Inflation Forecast", Federal Reserve Bank of Chicago Economic Perspectives, Vol. 28 (4), pp. 12-31.
- [١٠] Clements, M. (2004), "Evaluating the Bank of England density Forecasts of inflation", The Economic Journal, 144, pp 844-866.
- [١١] Aisen, A. and Veigo, F. (2005), "Does Political Instability Lead to Higher Inflation? A Panel data Analysis", IMF Research Department Working Paper No. 05/49.
- [١٢] Bos, C., Franses, P. and Doms, M. (2001), "Inflation, Forecast Intervals and Long Memory Regression Models", Tinbergen Institute, Discussion Paper TI-01-029/4 Amsterdam.
- [١٣] Hubrich, K. (2003), Forecasting Euro Area Inflation; Does Contemporaneous Aggregation Improve the Forecasting Performance?", ECB Working Paper 247.
- [١٤] Moser, G. Rumler, F. and Scharler, J. (2005), "Forecasting Austrian Inflation" Oesterreichische Nationalbank, Workshop No. 5.
- [١٥] Bokil, M. and Schimmelpfennig, (2005), "Three Attempts at Inflation Forecasting in Pakistan", IMF Working Paper No. WP/05/105.
- [١٦] Bermingham, C. (2006), "How Useful is Core Inflation for Forecasting Headline Inflation?", Central Bank and Financial Services Authority of Ireland, Research Technical Paper, No. 11/RT/06.
- [١٧] Krkoska, L. and Teksoz, U. (2006), "Forecasting Inflation for Transition Countries: How Accurate are the EBRD forecasts? "European Bank for Reconstruction and Development, Working Paper No. 98.
- [١٨] Shea, Thomas W. (1969), "The Riyal, A Miracle In Money", Saudi Aramco World, Jan/Feb, edition.
- [١٩] Keran, Michael W. and ALMalik, Ahmed A. (1979), "Monetary Sources of Inflation in Saudi Arabia" Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review Supplement, Winter.
- [٢٠] مؤسسة النقد العربي السعودي (2004) "التقرير السنوي الأربعون".
- [٢١] Box, G. and Jenkins, G., (1976) "Time Series Analysis: Forecasting and Control", San Francisco, Calif , Holden Day.
- [٢٢] Fkiring, M and Al-Turki, I, (1991) "Forecasting Agricultural Economic Systems" Cybernetics and Systems: An International Journal, 22: 17-24.
- [٢٣] Ansari, M and Ahmed, S. (2001) "Time Series Analysis of Tea Prices: An Application of ARIMA Modelling and Cointegration Analysis" The Indian Economic Journal. Vol. 48 (3): 49-54.

- Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", Journal of Econometrics 31, 307-327. [٢٤]
- Dickey, D. and Fuller, W. (1979) "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", Journal of the American Statistical Association, 74, 427-31. [٢٥]
- Dickey, D. and Fuller, W., (1981) "Likelihood Ratio Statistical for Autoregressive Time Series with a Unit Root" Econometrica, 49, 1057-1072. [٢٦]
- Dickey, D., Bell, W. and Miller, R. (1986), "Unit Roots in Time Series Models: Tests and Implications", American Statistician, 40, 12-26. [٢٧]
- Box, G. and Pierce, D. (1970), "Distribution of Autocorrelations in Autoregressive Moving Average Time Series Models" Journal of the Amerian Statistical Association, 65, 1509-1526. [٢٨]
- Liung, G. and Box, G. (1978), "On a Measure of lock of Fit in Time Series Models", Biometrika, 65, 297-303. [٢٩]
- Akaike, H (1974), "A New Look at Statistical Model Identification", IEEE Transactions on Automatic Control, AC-19, 716-723. [٣٠]
- Schwarz, G. (1978) "Estimating the Dimension of a Model", Annals of Statistics, 6, 461-464 . [٣١]
- Mills, T. (1990) "Time Series Techniques for Economists", Cambridge Univ. Press. Cambridge. [٣٢]
- Enders, W. (1995), "Applied Econometric Time Series", John Wiley and Sons Inc . [٣٣]

Time Series Analysis of Inflation in Saudi Arabia

Hamad A. Al-Ghannam

*Associate Professor, Department of Economics,
College of Administrative Sciences, King Saud University*

(Received 9/1/1427H.; accepted for publication 8/4/1428H.)

Abstract. This paper aims to study and investigate the time series of inflation in Saudi Arabia covering the period from February 1980 to September 2004, in order to identify the change pattern of inflation rate and then to build a model for forecasting in the short run. The statistical time series stationarity tests such as ADF test and the autocorrelation function show that the inflation rate is stationary since it is calculated as a difference of the CPI in log form. The Box-Jenkins methodology has been applied on selected models using some statistical tests such as the stationarity tests of the residuals and the Akaike and Schwarz criterions and the forecast errors to choose the right model. The results show that the appropriate model is an ARMA (13,33) model which may imply some kind of seasonality.