مجلة جامعة الملك عبدالعزيز : الاقتصاد والإدارة، م١٧، ع٢، ص ص ٣- ٢٦ (١٤٢٤هـ/٢٠٠٣م)

تحليل السلسلة الزمنية لمؤشر أسعار الأسهم في المملكة العربية السعودية: باستخدام منهجية بوكس جينكينز (Box-Jenkins Method)

حمد بن عبدالله الغنام
أستاذ مساعد
قسم الاقتصاد - كلية العلوم الإدارية
جامعة الملك سعود – الرياض – المملكة العربية السعودية

(قدم للنشر في ١٤٢٣/١١/٢٩هـ وقبل للنشر في ١٤٢٤/٣/٣٠هـ)

المستخلص : تهدف هذه الورقة إلى تحليل السلسلة الزمنية لمؤشر أسعار الأسهم العام في المملكة العربية السعودية وذلك للفترة من شهر مارس 1985م إلى شهر يونيو 2002م، حيث يتم التعرف على نمط تغير المؤشر من أجل بناء نموذج يساعد على التنبؤ بقيم المؤشر في الأجل القصير. وقد تم تطبيق الأساليب الإحصائية المتعلقة بالسلاسل الزمنية حيث تم إجراء اختبارات السكون باستخدام اختبار ديكي – فولر الموسع (ADF) وكذلك باستخدام معاملات دالة الارتباط الذاتي (ACF) وتبين أن السلسلة الزمنية للمشاهدات الأصلية غير ساكنة مما تطلب استخدام السلسلة الزمنية في صورة لوغاريتم للتقليل التقلبات الكبيرة ومن أجل استقرار الارتباط. كما تطلب أيضًا استخدام الفرق الأول للسلسلة لتحويلها إلى سلسلة ساكنة. ثم تم تطبيق منهجية بوكس جينكينز (Box - Jenkins) وذلك باستخدام بعض المعايير الإحصائية لاختبار النموذج المناسب مثل اختبار سكون البواقي وتطبيق معايير (Akaike) و(Schwarz) وخطأ التنبؤ. وتوصلت الدراسة إلى أن أفضل نموذج ينطبق على بيانات المؤشر العام لأسعار الأسهم هو نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى بدون أي تأثيرات موسمية في النموذج وكان الاختيار بناء على عدة معايير واختبارات تشخيص من بين عدة نماذج متقاربة.

١. مقدمة

تتمثل أهمية الأسواق المالية في المقدرة على تحويل الموارد المالية من الوحدات الاقتصادية المدخرة إلى الوحدات الاقتصادية المستثمرة مما يشجع الادخار والاقتراض، ولذلك تحظى الأسواق المالية بالاهتمام من حيث إنشائها وسن القوانين المنظمة لها وكذلك دراسة وتحليل هذه الأسواق من قبل الباحثين والمهتمين.

تاريخيًا، بدأ تداول الأسهم في المملكة العربية السعودية عام ١٩٣٥م حيث كانت عمليات البيع والشراء تتم عن طريق الاتصال المباشر بين البائع والمشتري، كما كان هناك عدد صغير من المكاتب التي تقوم كوسيط بين البائع والمشتري. وفي عام ١٩٨٤م تم وضع عمليات التداول تحت إشراف مؤسسة النقد العربي السعودي، وفي عام ١٩٩٠م تم إدخال النظام الآلي لتداول الأسهم حيث يتم تداول الأسهم بواسطة البنوك التجارية وتم ربط الفروع الرئيسة للبنوك التجارية بنهايات طرفيه مربوطة بحاسب آلي مركزي لدى مؤسسة النقد (الحميدي والخلف ١٤١٧هـ، ومؤسسة النقد ٢٠٠١م).

بلغ إجمالي عدد الشركات المساهمة والمدرجة في سوق الأسهم السعودي عام ٢٠٠٠م حوالي ٧٥ شركة. بلغ إجمالي عدد الأسهم المتداولة حوالي ٥٥٥ مليون سهم. كما وصلت القيمة الإجمالية للأسهم المتداولة خلال العام نفسه حوالي ٦٥,٣ مليار ريال، وبلغت القيمة السوقية للأسهم المصدرة بنهاية عام ٢٠٠٠م حوالي ٢٥٤ مليار ريال حيث إن متوسط المعدل اليومي لقيمة الأسهم المتداولة حوالي ٢٢٤,٤ مليون ريال ومتوسط المعدل اليومي لعدد الصفقات المنفذة ١٧١٢ صفقة. ويُعد سوق الأسهم السعودي أحد أكبر وأهم أسواق الأسهم العربية من حيث عدد الأسهم القابلة للتداول ومن حيث قيمتها الاسمية والسوقية، حيث يمثل حوالي (٤٦٪) من الحجم النسبي للأسواق المالية العربية المكونة لمؤشر النقد العربي، كما يتصدرها من حيث حجم التداول الذي بلغ في سوق الأسهم السعودي حوالي ١٧,٤ مليار دولارًا عام ٢٠٠٠م مقارنة بمتوسط بلغ ٤,١ مليار دولار للدول العربية المكونة لمؤشر صندوق النقد العربي (مؤسسة النقد ٢٠٠١م).

وعلى الرغم من نمو سوق الأسهم السعودي إلا أنه يبقى سوقًا ناشئًا وضيقًا وذلك لعدة أسباب منها: قلة الشركات المسجلة حيث بلغت ٧٥ شركة فقط بنهاية عام ٢٠٠٠م، كما أن صعوبة وتعقيد الشروط قد لا ينطبق على كثير من الشركات التي تريد أن تدخل السوق

كشركات مساهمة. وهناك مشكلة أيضًا تتعلق بانخفاض نسبة معدل دوران الأسهم (Turnover Ratio) مقارنة بالدول الأخرى. (Al-Bqami-2000)، و(لبده وديابي ١٩٩١).

كما أن السوق السعودي يواجه مشاكل من ناحية الكفاءة سواء كفاءة المعلومات أو التشغيل: وقد أثبتت كثير من الدراسات ذلك انظر عام سبيل المثال (Butler, etal, 1992) و(Khababah, 1998) و(Abraham and Alsakran, 2002). وقد ساعد على ذلك وجود كثير من المعوقات التي لها جانب سلبي على المستثمرين في سوق الأسهم مما أدى على إبقاء نقود كثير منهم في حسابات جارية أو إبقاء ثرواتهم في صور عقارية. من هذه المعوقات تدفق رؤوس الأموال للخارج وغياب التجار والسماسرة الرسميين في السوق، وتملك الحكومة أو قليل من المستثمرين لأسهم كثيرة في بعض القطاعات مما أدى إلى أن جزءًا بسيطًا من هذه الأسهم (حوالي النصف) متاح للتبادل. وأيضا وجود مشاكل تتعلق بالمعلومات حيث إن كثيرًا من الشركات لا تعلن مواقفها المالية في الوقت المحدد، وأخيرًا غياب صانعي السوق الرسميين (Official Market Makers) .(Al-Bqami, 2000)

وتعتبر مؤشرات الأسعار في الأسواق المالية (Index) والتي هي مقاييس إحصائية لقياس مستوى الأسعار على أساس فترة الأساس أحد أهم المؤشرات الاقتصادية المستخدمة للتنبؤ بالنشاط الاقتصادي. ويوجد عدة أنواع من المؤشرات والتي تختلف بطريقة حسابها وطبيعة النشاط الاقتصادي المحسوبة له[1].

وتلعب مؤشرات سوق الأسهم دورًا كبيرًا في تقويم أداء السوق وذلك للاسترشاد بها في القرارات الاستثمارية وتوقيتها حيث تعبر مؤشرات سوق الأسهم عن اتجاهات السوق، وتساعد الباحثين على التنبؤ الاقتصادي لوجود علاقة قوية بين مؤشرات أسعار الأسهم والدورات الاقتصادية. كما يساعد المستثمر العادي على قياس المحافظ الاستثمارية المختلفة ومقارنتها وكذلك معرفة فعالية السوق (الجفري، وآخرون ١٩٨٩م).

عادة ترتبط نظرية كفاءة السوق بدراسة سوق الأسهم، حيث تعرف كفاءة السوق على أنها عبارة عن تحديد مؤشر السعر وردة فعله لأي حادثة معينة مثل إعلان تقسيم الأسهم أو إعلان الكسب والعوائد أو أي إعلان عام قد يؤثر في السوق. فإذا كانت السوق تعكس دائمًا المعلومات

(١) للمزيد عن طريقة حسابها وأنواعها. انظر الحميدي والخلف ١٤١٧هـ، الجفري، وآخرون ١٩٨٩م .

المتاحة فإنها تسمى سوقًا كفئًا. وقد حدد (Fama, 1970 & 1991) ثلاثة أنواع من فرضيات كفاءة المعلومات في الأسواق وهي فرضية مستوى الكفاءة الضعيف (Weak-Form Efficiency) وفرضية مستوى الكفاءة شبه القوي (Semistrong-Form Efficiency) وفرضية مستوى الكفاءة القوي (Strong-Form Efficiency)، حيث تختلف فيما بينها في مجموع وطبيعة المعلومات المتاحة للمتعاملين في السوق.

وهناك عدة طرق لقياس الكفاءة في الأسواق[2] ومن ضمن هذه الطرق استخدام منهجية بوكس جينكينز (Box-Jenkins) حيث عن طريق استخدام فرضية مستوى الكفاءة الضعيف يتم دراسة السلسلة الزمنية واختبار إذا كانت تتبع السير العشوائي (Random Walk) فإن ذلك يعني أن السوق تتمتع بالكفاءة، وقد طبق هذا المنهج في دراسات كثيرة منها دراسة (Seiler and Rom, 1997) على سوق الأسهم الأمريكي.

ظهرت العديد من الدراسات التي تناولت مواضيع عدة ذات علاقة بسوق الأسهم السعودي. فقد تطرقت بعض هذه الدراسات لطبيعة العلاقة بين الأسهم وبعض المتغيرات الاقتصادية باستخدام تحليل السلاسل الزمنية مثل التكامل المشترك أو العلاقة السببية ومن هذه الدراسات دراسة (التركي ١٩٩٦م) و(البازعي ١٩٩٨م) اللتان تطرقتا إلى علاقة أسعار الأسهم وعرض النقود. وكذلك دراسة (البازعي ١٩٩٩م) التي بحثت التكامل المشترك بين معدل التضخم وعائد الأسهم ودراسة (AlBatel, 1999) التي ركزت على العلاقة بين العائد على أسعار الأسهم وبعض المتغيرات الكلية. كما ركزت بعض الدراسات على بناء نماذج اقتصادية تبحث في العوامل المحددة لأسعار الأسهم السعودية مثل دراسة (الدخيل ١٩٩٧م) و(عبدالله ١٩٩٣م) و(Al-Bassam and AlJuhani, 1997).

وتناولت دراسات أخرى جوانب مختلفة ذات علاقة بسوق الأسهم مثل دراسة (الجفري، وآخرون ١٩٨٩م) التي تطرقت إلى دراسة تكوين مؤشرات لقياس الأداء في سوق الأسهم السعودي، ودراسة (مهدي ١٩٨٩م) والمتعلقة باشتقاق وتصميم المحفظة المثلى للاستثمار في الأسهم السعودية، ودراسة (حسن والدسوقي ١٩٩٦م) عن برمجة الأهداف والتوزيع الأمثل لمحفظة من الأسهم السعودية، ودراسة (الصايغ وحسن ١٩٩٣م) حول سلوك واتجاهات المستثمر

(٢) لمعرفة المزيد عن الاختبارات الممكنة وطرق القياس انظر الحناوي وآخرون (2002 ,Campbell, etal, 1997).

السعودي في الأسهم، ودراسة (الدسوقي ١٩٩٣) عن الأسهم الممتازة وأسهم شركات الخدمات المعانة في المملكة العربية السعودية.

يهدف هذا البحث إلى دراسة وتحليل مؤشر الأسعار العام لسوق الأسهم السعودي 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 Autoregressive Moving Average (ARMA) عن طريق استخدام قيم مؤشر الأسعار العام الحالية والماضية فقط لبناء النموذج. ولتحقيق هذا الهدف تم تقسيم الدراسة إلى أربعة أجزاء. إضافة إلى هذه المقدمة يقدم الجزء الثاني الإطار النظري لقياس نموذج بوكس جينكينز. ويستعرض الجزء الثالث نتائج الدراسة القياسية. بينما تختم الدراسة في الجزء الرابع بخلاصة تحتوي على النقاط الأساسية وأهم النتائج.

٢. الإطار النظري القياسي

تزايد الاهتمام بالتنبؤ بالسلاسل الزمنية باستخدام قيم المتغير الحالية والماضية فقط في التنبؤ في الأجل القصير. ومن هذه النماذج نموذج الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك Autoregressive Moving Average Model (ARMA) الذي يعرف أحيانًا بنموذج بوكس – جينكيز (Box - Jenkins, 1976)، حيث يجمع منهجيتين مختلفتين في معادلة واحدة. المنهجية الأولى تمثل نموذج انحدار ذاتي Autoregressive Process (AR) حيث يعبر عن المتغير التابع Y_t كدالة في القيم الماضية لنفس المتغير التابع Y_{t-i} كالآتي:

$$Y_t = \alpha + \varphi_1 Y_{t-1} + \varphi_2 Y_{t-2} + \cdots + \varphi_p Y_{t-p} \qquad (1)$$

حيث تشير p إلى رتبة الانحدار الذاتي، وهي عبارة عن عدد القيم الماضية المستخدمة أو بعبارة أخرى فترات التباطؤ، فإذا كانت (p = 1) يطلق على النموذج نموذج الانحدار الذاتي من الرتبة الأولى AR(1) وهكذا. أما المنهجية الثانية المستخدمة فهي عبارة عن نموذج المتوسط المتحرك Moving Average (MA) حيث يتم التعبير عن المتغير التابع Y_t كدالة في قيم حد الخطأ السابقة.

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

ترمز ζ إلى حد الخطأ المتعلق بـ Y_t، وتمثل q رتبة المتوسط المتحرك وتشير إلى عدد قيم حد الخطأ الماضية المستخدمة في النموذج. لذلك يطلق عليه نموذج متوسط متحرك من الرتبة q ويشار إليه بالرمز MA(q).

ولإيجاد نموذج ARMA يتم دمج النموذجين السابقين AR(p) وMA(q) لنحصل على:

$$Y_t = \alpha + \varphi_1 Y_{t-1} + \varphi_2 Y_{t-2} + \cdots + \varphi_p Y_{t-p} + \zeta_t + \theta_1 \zeta_{t-1} + \theta_2 \zeta_{t-2} + \cdots + \theta_q \zeta_{t-q} \quad (3)$$

حيث φ_i و θ_i عبارة عن معاملات الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك على الترتيب. وبما أن ARMA نموذج مركب لاحتوائه على خصائص نموذج الانحدار الذاتي ونموذج المتوسط المتحرك، لذلك يتصف برتبتين واحدة للانحدار الذاتي (p) وأخرى للمتوسط المتحرك (q)، ويكتب على النحو التالي:

ARMA (p, q)

ويتطلب تقدير النموذج أن تكون السلسلة الأصلية Y_t سلسلة ساكنة (Stationary). أما إذا كانت السلسلة غير ساكنة فيجب تحويلها لسلسلة ساكنة عن طريق أخذ الفروق ويعتبر عدد مرات الفروق المطلوبة لتحويل السلسلة إلى سلسلة ساكنة درجة تكامل السلسلة فيقال السلسلة متكاملة من الدرجة d إذا تطلب أخذ الفروق d مرة لكي تصبح السلسلة ساكنة. وفي هذه الحالة يتحول النموذج من نموذج ARMA إلى نموذج ARIMA ويعني نموذج الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك المتكامل (Autoregressive Integrated Moving Average) وعليه يتصف هذا النموذج بثلاث رتب هي: رتبة الانحدار الذاتي (p)، ورتبة التكامل (d)، ورتبة المتوسط المتحرك (q) [3] ويرمز له كما يلي:

ARIMA (p, d, q)

ويُعد نموذج ARIMA من أكثر النماذج ذات المتغير الواحد شيوعًا في التنبؤ لقيم المتغيرات الاقتصادية مثل أسعار بعض السلع والتضخم والمنتجات (Ansari, 2001) (Meyler, 1998) (Fkiring, 1991). كما أنه يستخدم في كثير من توقعات بعض المتغيرات غير الاقتصادية مثل تطور بعض الأمراض عبر الزمن (Purohit, 1998).

---

(٣) مثال: ARIMA (2,1,1) وتعني نموذج انحدار ذاتي من الرتبة الثانية للفرق الأول ومتوسط متحرك من الرتبة الأولى:

$$\Delta Y_t = \theta_1 \Delta Y_{t-1} + \theta_2 \Delta Y_{t-2} + \zeta_t + \varphi \zeta_{t-1}$$

ويتلخص نموذج بوكس – جينكينز في أربع مراحل يتم من خلالها اختيار النموذج الأنسب لغرض التقدير والتنبؤ في نموذج السلسلة الزمنية الواحدة مع تداخل هذه المراحل فيما بينها أحيانًا. وتتلخص المراحل الأربع الأساسية في التالي:

أ- التعريف (Identification)

تُعد هذه المرحلة أهم مراحل النموذج حيث يتم من خلالها تحديد رتب نموذج ARIMA (P, d, q) وذلك كالآتي:

١- تحديد درجة التكامل (d) من خلال تفحص سكون السلسلة الزمنية الأصلية، فإذا كانت السلسلة غير ساكنة مثل أن يكون لها اتجاه عام (Trend) فيتم أخذ الفرق الأول، وهكذا، حتى تصبح ساكنة. ومتى ما أصحبت ساكنة بعد عدد من الفروق فإن هذا العدد عبارة عن (d) ويمكن استخدام عدة أساليب للكشف عن سكون السلسلة مثل اختبار جذر الوحدة لديكي – فولر (Dickey-Fuller) واختبار ديكي فولر الموسع (Augmented Dickey-Fuller) (Dickey, 1986,1981,1979).

كما يمكن استخدام معاملات دالة الارتباط الذاتي Autocorrelation Function (ACF) والتي تحسب عند الفجوة k كالآتي:

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \frac{\text{التغاير عند الفجوة k}}{\text{التباين}}$$

حيث إن :

$$\hat{\gamma}_k = \frac{\Sigma(Y_t - \overline{Y})(Y_{t+k} - \overline{Y})}{n - k}$$

n = حجم العينة.

k = طول الفجوة الزمنية.

$$\hat{\gamma}_0 = \frac{\Sigma(Y_t - \overline{Y})^2}{n - 1}$$

كما يمكن رصد ρ_k على شكل انتشار عند الفجوات المختلفة (Correlogram) وتتراوح قيم معامل الارتباط الذاتي بين:

$$(+1 \geq \rho_k \geq -1)$$

ويتطلب استقرار السلسلة أن يكون ρ_k مساويًا للصفر، أو أن لا يختلف جوهريًا عن الصفر بالنسبة لأي فجوة ($k > 0$)، وبعبارة أخرى يجب أن تقع معاملات الارتباط الذاتي داخل حدود فترة الثقة (95%) فإذا وقع خارج حدود فترة الثقة لفترة طويلة فإن معاملات ACF تختلف عن الصفر معنويًا لعدد كبير نسبيًا من الفجوات الزمنية لذا يقال أن السلسلة غير ساكنة. من المعلوم أن معاملات الارتباط الذاتي للسلسلة الساكنة لها توزيع طبيعي غالبًا وسطه الحسابي صفر وتباينه $1/n$ (Bartlett, 1946)، ومن ثم فإن حدود فترة الثقة عند مستوى معنوية (5%) لعينة كبيرة الحجم هي:

$$\pm 1.96\sqrt{1/n}$$

فإذا كان r_k يقع داخل هذه الحدود يتم قبول فرض العدم

$$H_0 : \rho_k = 0$$

وإذا كان خارج هذه الحدود فإننا نقبل الفرض البديل

$$H_1 : \rho_k \neq 0$$

وعند إجراء اختبار مشترك لمعنوية معاملات الارتباط الذاتي كمجموعة يتم استخدام إحصائية Q (Box - Pierce, 1970):

$$Q = n\sum_{k=1}^{m} \hat{\rho}_k^2$$

حيث m = عدد الفجوات.

وللعينات الكبيرة فإن Q لها توزيع χ^2 بدرجة حرية (m) عند مستوى معنوية معين وتكون السلسلة غير مستقرة في حالة Q المحسوبة أكبر من χ^2 الجدولية. حيث يتم رفض فرض العدم الذي ينص على أن كل معاملات الارتباط الذاتي مساوية للصفر، والعكس صحيح.

كما أن هناك إحصائية أخرى أفضل خاصة في العينات الصغيرة، (Ljung - Box, 1978) تسمى إحصائية Box–Ljung :

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

وفي حال كون السلسلة غير ساكنة يتطلب إجراء الفرق الأول ثم يطبق نفس التحليل السابق حتى تصبح ساكنة، ومن ثم تحدد قيمة (d) كعدد الفروق للحصول على سلسلة ساكنة.

٢- يتم تحديد درجات الانحدار الذاتي (p) والمتوسط المتحرك (q) في الوقت ذاته عن طريق اختيار أقل (p وq) بحيث يكون بواقي النموذج المقدر خال من الارتباط الذاتي والمتوسط المتحرك، وتعتبر هذه الخطوة الأهم في بناء النموذج حيث تعتمد على خبرة المحلل، وعادة يستخدم كلاً من دالة الارتباط الذاتي (ACF) ودالة الارتباط الذاتي الجزئي Partial Autocorrelation Function (PACF) والتي تمثل معامل الارتباط الذاتي الجزئي بين قيم متتالية لمتغير ما خلال فترتين مع ثبات الفترات الأخرى فمعامل الارتباط الجزئي بين Y_t وY_{t-k} يشير إلى الارتباط بين قائمتين Y_t وY_{t-k} مع استبعاد أثر قيم Y الأخرى التي تقع بين الفترتين t وt-k.

يُعد تحديد نموذج ذا رتب منخفضة للانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك أقل صعوبة، وتزداد الصعوبة للنماذج ذات الرتب المرتفعة. فوجود نتؤ (Spikes) في دالة الارتباط الذاتي مؤشر على درجة المتوسط المتحرك بينما قد تستخدم دالة الارتباط الذاتي الجزئي كدليل لتحديد رتبة نموذج الانحدار ذاتي. يبين الجدول رقم (١) بعض خصائص (ACF وPACF) لبعض النماذج كمؤشرات لاختيار النموذج المناسب.

جدول رقم (١)

خصائص ACF وPACF لبعض النماذج

النموذج	ACF	PACF
AR (1)	تضاؤل تدريجي أسي أو متذبذب	$r_k=0$ لكل القيم k>1
AR (P)	تضاؤل تدريجي للصفر وربما وجود تذبذب للمعالم	نتؤ خلال التباطؤ p وجميع $r_k=0$ لكل القيم k>p
MA (1)	نتؤ موجب أو سالب عند التباطؤ الأول وجميع $\rho_k = 0$ لكل قيم k>1	تضاؤل تدريجي أو متذبذب
MA (q)	نتؤ وجميع $\rho_k = 0$ لكل قيم k>q	تضاؤل تدريجي أو متذبذب
ARMA (1, 1)	تضاؤل تدريجي أسي أو متذبذب بداية من التباطؤ الأول	تضاؤل متذبذب بداية من التباطؤ الأول
ARMA (p, q)	تضاؤل تدريجي سواء مباشر أو متذبذب بداية من التباطؤ q	تضاؤل تدريجي مباشر أو متذبذب بداية من التباطؤ p

P و r عبارة عن معالم ACF وPACF على الترتيب، انظر (Enders, 1995) و(Mills, 1990).

كما يمكن استخدام مقياس (Akaike) (AIC) أو (Schwarz) (SBC) كمقاييس لاختيار النموذج المناسب حيث يتم اختيار النموذج الذي له أقل قيم لـ (AIC) أو (SBC) (Mills, 1990). حيث يتم حساب (AIC) و(SBC) على التوالي هكذا:

$$AIC = T\ln\left(\sum e_i^2\right) + 2n$$

$$SBC = T\ln\left(\sum e_i^2\right) + n\ln(T)$$

حيث تشير T إلى عدد المشاهدات المستخدمة في التقدير و n إلى عدد المعالم المقدرة في النموذج و e إلى البواقي (Akaike, 1974) و(Schwarz, 1978). وبوجه عام يمكن استخدام ACF للمتوسط المتحرك MA(q) حيث ρ_k لا تساوي صفر إحصائيًا للقيم $k \leq q$ وصفر غير ذلك. بينما نستخدم PACF للانحدار الذاتي AR(p) حيث يُعد آخر تباطؤ قبل أن تؤول PACF للصفر قيمة مثالية لـ p.

ب- تقدير النموذج (Estimation)

يتم تقدير نموذج ARIMA ليعطي عدد (p + q + 1) من المعالم وذلك بعد اختيار قيم q, d, p، ويستخدم طريقة تقدير غير خطية بدلاً من طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية خاصة في حال وجود منهجية المتوسط المتحرك والذي يحتوي على حدود خطأ ليست معلومة. وفي هذه المرحلة عادة يتم تقدير عدة نماذج متقاربة يتم المقارنة بينها. وعادة تكون معالم النموذج الجيد المقدرة معنويًا تختلف عن الصفر وتكون مستقرة. كذلك يمكن مقارنة مجموع مربع البواقي كمقياس لجودة النموذج (Enders, 1995).

جـ- الفحص التشخيصي (Diagnostic Cheking)

تتمثل المرحلة الثالثة في فحص النموذج المختار والتأكد من أنه النموذج الصحيح، وذلك بالتأكد من أن النموذج خالٍ من تركيبة الارتباط الذاتي أو تركيبة المتوسط المتحرك أو بعبارة أخرى التأكد من أن حد الخطأ لهذا النموذج مطابق لشروط حد الخطأ الأبيض (White Noise).

ويتم عادة فحص النموذج عن طريق معاملات الارتباط الذاتي ومعاملات الارتباط الذاتي الجزئي للبواقي في النموذج المقدر وليس السلسلة الأصلية. فإذا كانت جميع المعاملات تقع داخل فترة ثقة (95%) فإن الارتباط الذاتي بين حدود الحد العشوائي غير معنوي، كما يمكن استخدام

إحصائية Q السابقة أو اختيار جذر الوحدة لبواقي النموذج المقدر. وهناك عدة طرق أخرى تساعد في اختيار النموذج المناسب مثل تقسيم العينة إلى مجموعتين منفصلتين تقدر كل منهما، ثم يطبق اختبار F للتأكد من أن جميع المعالم متساوية في المجموعتين. وكذلك يمكن استخدام مجموع مربع أخطاء التنبؤ (The Sum of The Squared Forecast Errors). حيث يتم تقدير النموذج لأكثر العينة ثم يستخدام النموذج للتنبؤ ببقية المشاهدات وبعد ذلك يحسب خطأ التنبؤ بين القيم المتوقعة والحقيقية للسلسلة (Enders, 1995).

د - التنبؤ (Forecasting)

بعد تحديد درجات النموذج (p, d, q) يتم تقدير النموذج، ومن ثم استخدامه للتنبؤ وذلك عن طريق إحلال القيم الحالية والماضية للمتغير التابع (Y_t) والبواقي كقيم تقديرية لحد الخطأ في يمين الدالة، وذلك للحصول على القيمة الأولى المتنبأ بها (Y_{t+1})، وهو يسمى التنبؤ لفترة واحدة للأمام (One period ahead forecasting)، ويمكن الحصول على القيمة الثانية (Y_{t+2}) بإحلال القيمة الأولى (Y_{t+1}) التي تم التوصل إليها في الخطوة الأولى للتوقع في الطرف الأيمن من المعادلة، وهكذا حتى الفترة المطلوبة، مع ملاحظة افتراض حد الخطأ خارج العينة للدالة يساوي صفر مما يعني أن حدود MA في النموذج ستختفي بعد q فترة. وتُعد هذه المرحلة امتدادًا للمرحلة السابقة حيث يمكن استخدام نتائج التنبؤ، خاصة أخطاء التنبؤ وما يتعلق به كما سبق ذكره في المرحلة السابقة، من أجل المقارنة بين عدة نماذج مختارة.

وأخيرًا يجب الأخذ في الحُسبان الموسمية (Seasonality) في السلسلة الزمنية حيث نتبع كثير من المتغيرات الاقتصادية مثل المحاصيل الزراعية والسفر والإنفاق ... إلخ، لنمط الموسمية، حيث تخضع السلسلة لتغيرات نمطية خلال فترات معينة ومتكررة، ويؤدي تجاهل هذا النوع من التغيرات في التنبؤ إلى زيادة تباين السلسلة. ويتم اكتشاف التغيرات الموسمية بتفحص الشكل البياني للسلسلة عبر الزمن وكذلك بتفحص قيم (ACF) و(PACF) عند التباطؤات ... 12, 24, 36, للبيانات الشهرية والتباطؤات ... 4, 8, 12, للبيانات الربع سنوية بدلاً من التباطؤات ... 1, 2, 3, 4, وفي هذه الحالة يتم إضافة عنصر انحدار ذاتي موسمي أو عنصر متوسط متحرك موسمي عند الفترة الثانية عشر للبيانات الشهرية أي إضافة AR(12) أو MA(12) في النموذج. كما تتطلب السلسلة المعرضة للموسمية لأخذ الفروق الموسمية أحيانًا مثل الفرق الثاني عشر للبيانات الشهرية أو الفرق الرابع

للبيانات الفصلية بالإضافة إلى الفروق غير الموسمية مثل الفرق الأول[4]. وفي هذه الحالة يكتب النموذج بالشكل التالي:

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

حيث:

P عدد معالم AR الموسمية.

D عدد الفروق الموسمية.

Q عدد معالم MA الموسمية.

٣. النتائج

تم استخدام بيانات شهرية عن المؤشر العام (Index) للأسعار لسوق الأسهم في المملكة العربية السعودية من بيانات شهرية لمؤسسة النقد العربي السعودي تغطي الفترة من شهر مارس 1985م إلى شهر يونيو 2002م. تشمل العينة 208 مشاهدة. وقد تم اختيار المشاهدات الشهرية من أجل دراسة تأثير التغيرات الموسمية للمؤشر.

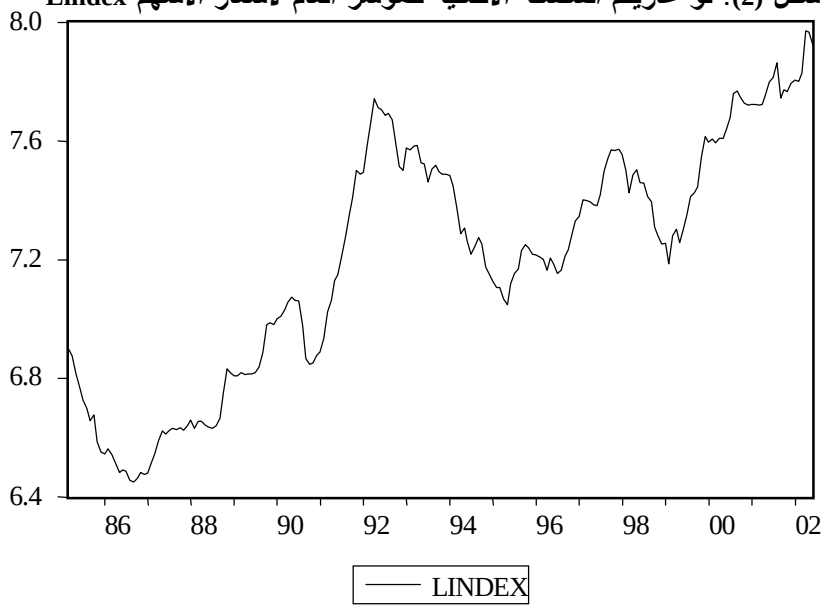
ومن رسم المشاهدات الأصلية مع الزمن الشكل (1) يلاحظ تزايد مؤشر أسعار الأسهم عبر الزمن (Trend) مما يعني أن السلسلة الزمنية غير مستقرة، كما يلاحظ وجود تقلبات كبيرة خاصة بعد 1992م. يقترح ذلك استخدام السلسلة في صورة لوغاريتم (Lindex) الشكل (2) حيث يساعد من ناحية استقرار الارتباط (Covariance Stationary). ويوضح الجدول (م-1) في ملحق الدراسة، قيم معالم الارتباط الذاتي (ACF) ومعالم الارتباط الذاتي الجزئي المقدرة (PACF) للسلسلة في صورة لوغاريتمية مع شكل الانتشار لهذه المعالم المقدرة. وحيث إن القيمة الأولى للارتباط (0.986) قريبة من الواحد الصحيح، والقيم التالية عند التباطؤات الأخرى أقل منها ولكنها ما زالت مرتفعة فإن هذا يعني أن توجه السلسلة للرجوع إلى مستواها الطبيعي بعد أي اضطراب (Disturbance) ضئيل، فأي تحرك إلى أعلى وإلى أسفل سيستمر لفترة طويلة قبل الرجوع إلى المستوى الطبيعي مما يعني أن السلسلة غير ساكنة حتى بعد تحويلها في صورة لوغاريتم، ويتضح ذلك جليًا في أن قيم (ACF) تقع خارج حدود فترة الثقة (حوالي 0.14±)، ولذلك يقال أن معاملات (ACF) تختلف عن الصفر معنويًا، وعليه فإن قيم إحصائية Q المحسوبة في الجدول مرتفعة.

---

(٤) للمزيد انظر Enders, 1995 .

شكل (1): السلسلة الأصلية للمؤشر العام لأسعار الأسهم Index

شكل (2): لو غاريتم السلسلة الأصلية للمؤشر العام لأسعار الأسهم Lindex



ولمزيد من الاختبار تم إجراء اختبار ديكي – فولر الموسع (ADF) وبينت النتائج الموضحة في جدول رقم (٢) أن السلسلة عند المستوى غير ساكنة، حيث إن قيمة t المحسوبة أقل من قيمة t الجدولية عند مستوى معنوية (5%)، بينما أوضحت نتائج الاختبار للفرق الأول أن السلسلة ساكنة حيث إن قيمة t المحسوبة أكبر من قيمة t الجدولية عند مستوى معنوية (5%)، مما يعني أن السلسلة متكاملة من الدرجة الأولى. ويتضح ذلك جليًا في الشكل (3)، وعلى هذا الأساس سيتم تقدير السلسلة في شكل الفرق الأول:

$$Lindex \sim I(1)$$

جدول رقم (٢)

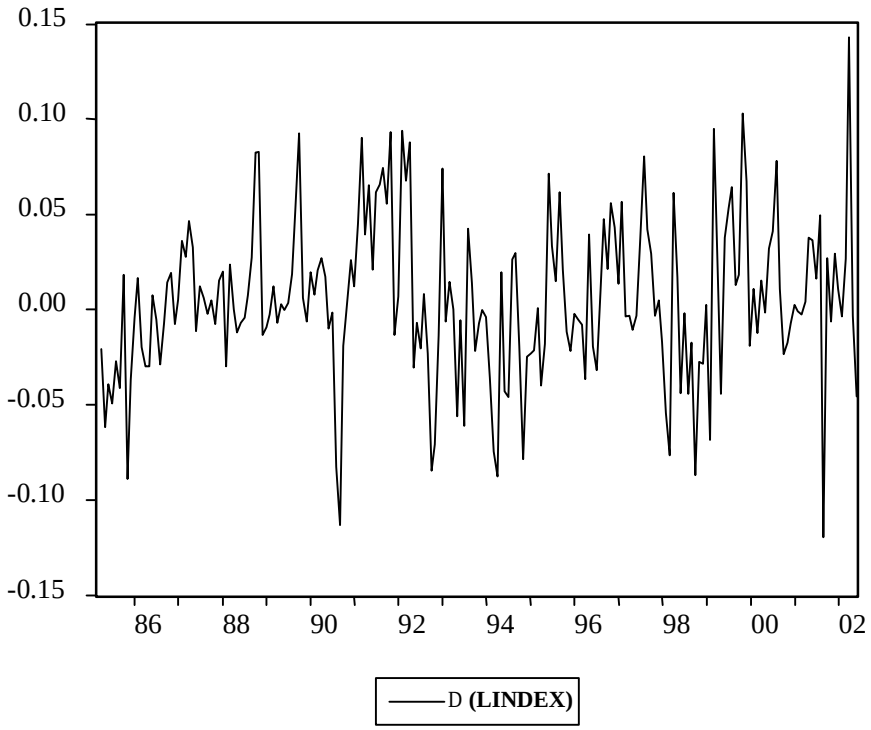
اختبار جذر الوحدة للسلسلة في صورة لوغاريتم

التباطؤ	المستوى (Level)	الفرق الأول (1st diff.)
lag4	-2.469	-5.017
lag3	-2.302	-5.352
lag2	-2.180	-6.373
lag1	-2.206	-7.817

القيم الجدولية = 3.433- عند مستوى معنوية (5%).

القيم الجدولية = 4.006- عند مستوى معنوية (1%).

شكل (3): الفرق الأول للوغاريتم المؤشر العام لأسعار الأسهم (Lindex)D



بتفحص معالم (ACF) و(PACF) للفرق الأول للسلسلة كما في الجدول (م-2) في ملحق الدراسة، نجد أن كلاً منهما تصل إلى الصفر بسرعة مما يعني عدم الضرورة لأخذ فروق إضافية للسلسلة ثم إن معلمة PACF عند التباطؤ الأول تساوي 0.349 بعد ذلك تنقص بسرعة إلى حوالي 0.04 مما يعطي مؤشرًا لاستخدام نموذج AR(1). بينما تقترح (ACF) والتي تتناقص بسرعة إلى الصفر إلى استخدام نموذج AR(1) أيضًا وربما مزيج من نموذجي الارتباط الذاتي والمتوسط المتحرك. أخيرًا يلاحظ وجود نتؤ لقيمة (PACF) عند التباطؤ الثاني عشر وكذلك نوع من التزايد عند نفس التباطؤ لقيمة (ACF)، وهذا يعطي دليلاً على ضرورة أخذ التغيرات الموسمية في الحُسبان عند تقدير النموذج حيث إن البيانات شهرية وبناءً على هذه الاعتبارات تم تقدير النماذج التالية:

النموذج الأول: ARIMA(1,1,0) (0,0,0)

$$\Delta Lindex_t = \alpha + \varphi_1 \Delta Lindex_{t-1} + \zeta_t$$

النموذج الثاني: ARIMA(1,1,0) (1,0,0)

$$\Delta Lindex_t = \alpha + \varphi_1 \Delta Lindex_{t-1} + \varphi_{12} \Delta Lindex_{t-12} + \zeta_t$$

النموذج الثالث: ARIMA(1,1,0) (0,0,1)

$$\Delta Lindex_t = \alpha + \varphi_1 \Delta Lindex_{t-1} + \theta_{12} \zeta_{t-12} + \zeta_t$$

النموذج الرابع: ARIMA(1,1,1) (0,0,0)

$$\Delta Lindex_t = \alpha + \varphi_1 \Delta Lindex_{t-1} + \zeta_t + \theta_1 \zeta_{t-1}$$

النموذج الخامس: ARIMA(1,1,1) (0,0,1)

$$\Delta Lindex_t = \alpha + \varphi_1 \Delta Lindex_{t-1} + \zeta_t + \theta_1 \zeta_{t-1} + \theta_{12} \zeta_{t-12}$$

ويلخص الجدول (3) أهم النتائج للنماذج السابقة.

يتضح من الجدول رقم (٣) أن تقدير النموذج الأول AR(1) يوافق شرط الثبات (Stability) ($\varphi_1 < 1$) مع وجود انحراف معياري منخفض، مما يعني أنها معنويًا تختلف عن الصفر. كذلك تبين قيم Q للبواقي أن تبواطؤ 1 إلى 12 ومن 1 إلى 24 ومن 1 إلى 36 كمجموعات مختلفة لا تختلف معنويًا عن الصفر مما يعطي انطباعًا قويًا أن نموذج AR(1) يطابق البيانات جيدًا. أما

تقدير النموذجين الثاني والثالث فهو مشابه للنموذج الأول بخلاف أن تقدير المعالم الخاصة بالموسمية φ_{12} و θ_{12} لا تختلف معنويًا عن الصفر مما يعني استبعاد النموذجين الثاني والثالث.

وتوضح تقديرات النموذج الرابع تشابهًا من ناحية القبول مع النموذج الأول لكن باستخدام معيار (AIC) و(SBC) فإن النموذج الأول مقدم على النموذج الرابع وأن كان الاختلاف بسيطًا حيث تقترح معياري (AIC) و(SBC) أن أي فوائد لتقليل مجموع مربعات البواقي قد تلاشت بتأثير تقدير معالم إضافية، مع ملاحظة أن معنوية قيم Q للبواقي في النموذج الرابع بالكاد لا تختلف عن الصفر عند مستوى معنوية (10%) مقارنة بالنموذج الأول.

عند تفحص نتائج تقديرات النموذج الخامس، نلاحظ أن المعالم المقدرة تختلف معنويًا عن الصفر باستثناء الحد الثابت لكن نلاحظ وجود ارتباط ذاتي في البواقي حيث يتضح أن قيم Q عند التباطؤ 12 و24 تختلف معنويًا عن الصفر بينما لا توجد هذه المشكلة في النماذج السابقة. وعند استخدام معياري (AIC) و(SBC) نجد أن النموذج الخامس مقدمًا على النموذج الأول باستخدام معيار (SBC) وهذا متوقع أحيانًا حيث إن معيار (AIC) يتحيز للنماذج الأكثر معالًما وهذا ما يجعل معيار (SBC) مفضلاً للمقارنة بين النماذج المختلفة على معيار (AIC) (Enders, 1995).

في الإجمال نخلص إلى أن جميع المعايير السابقة تفضل استخدام النموذج الأول على النماذج الباقية ومن ثم النموذج الرابع ومن أجل ذلك قمنا بعمل اختبار تشخيصي آخر وذلك بتقدير النموذجين الأول والرابع لأكثر العينة (2000:06 - 1985:03) كما تم استخدام النموذجين للتنبؤ ببقية المشاهدات (2002:06 - 2000:07) وتمت مقارنة النموذجين الأول والرابع باستخدام خطأ التنبؤ (Forcast Error) أي الاختلاف بين القيم المتوقعة والحقيقية لمؤشر أسعار الأسهم. وتم الحصول على تباين خطأ التنبؤ في النموذج الأول والرابع على التوالي (0.00247 و0.00246) حيث يوضح تفوق ضئيل جدًا لمصلحة النموذج الرابع لكن تبقى الأفضلية للنموذج الأول للمعايير السابقة بالإضافة إلى أن منهجية بوكس – جينكينز تفضل النموذج الأقل معالم على النموذج الأكثر معالم من ناحية التنبؤ (Enders, 1995). الجدير بالذكر أن الحد الثابت لا يختلف معنويًا عن الصفر في جميع النماذج ولكن تم الإبقاء عليه للسماح بوجود اتجاه متوسط (Arerage Trend) في السلسلة الزمنية حيث تم استخدام الفرق الأول في جميع النماذج، ,يوضح الشكل (م-1) في ملحق الدراسة، قيم السلسلة الأصلية (Lindex) والقيم المتوقعة (Lindexf) باستخدام النموذج الأول،

حيث يتضح التقارب بين القيم الحقيقية والمتوقعة خلال فترة الدراسة وذلك باستخدام التنبؤ لفترة واحدة للأمام.

جدول رقم (٣)

تقديرات الفرق الأول لمؤشر أسعار الأسهم في صورة لوغاريتم

المعالم	النموذج الأول	النموذج الثاني	النموذج الثالث	النموذج الرابع	النموذج الخامس
α	0.005 (1.19)	0.007 (1.81)	0.005 (1.34)	0.006 (1.11)	0.007 (1.8)
φ_1	0.35 (5.34)	0.35 (5.09)	0.35 (5.26)	0.67 (5.11)	0.81 (9.08)
φ_{12}	-	-0.10 (-1.50)	-	-	-
θ_1	-	-	-	-0.399 (-2.43)	0.63 (-5.26)
θ_{12}	-	-	-0.08 (-1.10)	-	-0.13 (-2.26)
مجموع مربع البواقي SSR	0.314893	0.292659	0.31333	0.312327	0.30594
AIC/ SBC	-6.464 -6.432	-6.471 -6.421	-6.459 -6.412	-6.462 -6.414	-6.473 -6.409
Q(12)	14.16 (0.224)	14.77 (0.14)	14.81 (0.139)	15.26 (0.123)	19.91 (0.019)
Q(24)	25.95 (0.303)	26.43 (0.23)	26.75 (0.22)	29.03 (0.14)	30.43 (0.08)
Q(36)	32.62 (0.583)	34.12 (0.46)	33.43 (0.49)	36.02 (0.37)	37.75 (0.26)

- القيم بين الأقواس المرتبطة بتقديرات المعالم عبارة عن قيم t المحسوبة.
- AIC وSBC تعبران عن مقياس Akaike وSchwarz على التوالي.
- تعبر Q(n) عن إحصاءه Ljung-Box للارتباط الذاتي للبواقي والقيم بين الأقواس المرتبطة بها عبارة عن مستوى المعنوية.

٤. الخاتمة

هدفت الدراسة إلى تحليل المؤشر العام لأسعار الأسهم في المملكة العربية السعودية من أجل التعرف على نمط تغير المؤشر وبناء نموذج يساعد على التنبؤ بالقيمة في الأجل القصير. وللوصول إلى هذا الهدف فقد استخدمت بيانات شهرية لمؤسسة النقد العربي السعودي في الفترة 1985:03 إلى 2002:06. وقد تم تطبيق الأساليب الإحصائية المتعلقة بالسلاسل الزمنية مثل اختبارات السكون مثل ديكي فولر وتفحص معالم الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي للسلسلة وتفحص شكل الارتباط لهذه المعالم وذلك من أجل استخدام منهجية الارتباط الذاتي والمتوسط المتحرك أو ما

يعرف بمنهجية بوكس – جينكينز. كما تم إجراء بعض المعايير الإحصائية لاختبار النموذج المناسب مثل اختبار سكون البواقي وتطبيق معايير (Akaike) و(Schwarz) وخطأ التنبؤ.

وتتلخص أهم النتائج المتحصل عليها في كون سلسلة المؤشر العام لأسعار الأسهم ساكنة عند الفرق الأول، ومن ثم تم استخدام الفرق الأول للسلسلة في عدة نماذج مختارة تشمل على الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى، وخليط من الانحدار الذاتي والمتوسط المتحرك، وكذلك تم إدراج بعض الحدود من أجل أخذ التغيرات الموسمية في الاعتبار. وبعد إجراء سلسلة من اختبارات التشخيص تبين أن النموذج المناسب للتنبؤ لمؤشر أسعار الأسهم في المملكة تمثل في نموذج انحدار ذاتي من الدرجة الأولى وهذا مطابق لكثير من المتغيرات المالية في فترة معينة، أي أن مؤشر أسعار الأسهم العام يتأثر بدرجة كبيرة بقيمة المؤشر في الفترة السابقة. كما بينت الدراسة أن مؤشر أسعار الأسهم العام لا يتأثر بدرجة كبيرة بالتغيرات الموسمية، وقد يكون السبب في ذلك حداثة سوق الأسهم مما يعني أن نمط التعامل في السوق لا يتأثر بعوامل محددة في فترات محددة من السنة أو أن التعاملات بالأسهم لم تتكيف بعد بتلك العوامل.

المراجع

أولاً : المراجع باللغة العربية

البازعي، حمد (1998م) "سوق الأسهم السعودي والسياسة النقدية"، *مجلة العلوم الاجتماعية*، الكويت، مجلد **(26)** عدد **(2)**، ص ص 91-106.

البازعي، حمد (1999م) "هل الأسهم ملاذ مناسب ضد التضخم: دراسة في العلاقة بين عوائد الأسهم والتضخم في المملكة العربية السعودية"، *مجلة جامعة الملك سعود*، م **11**، العلوم الإدارية **(1)**، ص ص 1-33.

التركي، سليمان (1996م) "أسعار الأسهم وعروض النقود في الاقتصاد السعودي: نتائج من تحليلات التكامل المشترك"، *مجلة دراسات الخليج والجزيرة العربية*، الكويت، العدد **81**، ص ص 61-100.

الجفري، يسن عبدالرحمن وآخرون (1989م) "تكوين مؤشرات لقياس الأداء في سوق الأسهم السعودي"، *مجلة العلوم الاجتماعية*، الكويت، مجلد **9**، عدد **3**، ص ص 53-73.

حسن، محمد كمال الدين أحمد والدسوقي، السيد إبراهيم (1996م) "برمجة الأهداف والتوزيع الأمثل لمحفظة من الأسهم"، *مجلة جامعة الملك سعود*، م**8**، العلوم الإدارية **(2)**، ص ص 419-446.

الحميدي، عبدالرحمن والخلف، عبدالرحمن، (1417هـ)، "النقود والبنوك والأسواق المالية"، دار الخريجي للنشر والتوزيع، الرياض.

الحناوي، محمد صالح وآخرون (2002) "تحليل وتقييم الأوراق المالية"، الدار الجامعية، الاسكندرية.

الدخيل، خالد (1997م) "نموذج قياسي لتقويم الأسهم السعودية"، *مجلة دراسات الخليج والجزيرة العربية*، الكويت، العدد **86**، ص ص 97–123.

الدسوقي، السيد إبراهيم (1993م) "الأسهم الممتازة وأسهم شركات الخدمات المعانة في المملكة العربية السعودية"، *مجلة جامعة الملك سعود*، المجلد **5**، العلوم الإدارية، العدد **1**، ص ص 255-294.

الصائغ، ناصر محمد وحسن، السيد المتولي (1993م) "سلوك واتجاهات المستثمر السعودي في الأسهم: دراسة ميدانية في مدينة الرياض"، جامعة الملك سعود، كلية العلوم الإدارية، مركز البحوث.

عبدالله، عبدالقادر محمد أحمد (1993م) "دراسة تطبيقية لأهم العوامل المحددة لأسعار أسهم البنوك التجارية في سوق الأسهم السعودي"، *مجلة دراسات الخليج والجزيرة العربية*، الكويت، ص ص 71-89.

لبده، السعيد محمد ودياني، علي زاوي (1991) "اختبار مدى صحة نموذج تسعير الأصل الرأسمالي: دراسة تحليلية قياسية على سوق الأسهم السعودي"، كلية التجارة بطنطا.

مؤسسة النقد العربي السعودي (2001م) "التقرير السنوي السابع والثلاثون".

مهدي، فاضل حسون (1989م) "اشتقاق وتصميم المحفظة المثلى للاستثمار في الأسهم السعودية"، جامعة الملك سعود، كلية العلوم الإدارية، مركز البحوث.

ثانيًا : المراجع باللغة الإنجليزية

Abraham, A. and **Alsakran, S.,** (2002) "*Testing for Market Efficiency in Thinly Traded Emerging Market*", Project Paper, King Fahd Univ. of Pertoleum and Minerals.

Akaike, H (1974), "A New Look at Statistical Model Identification", IEEE Transactions on Automatic Control, AC-19, 716-723.

Al-Bqami, R., (2000) "*Stock Market Development and Economic Growth in a Dynamic CGE Model: The Case of Saudi Arabia*", Ph. D. Dissertation, Oklahoma State Univ. Stillwater, Oklahoma.

Al-Bassam, K. and **Al-Juhani, E.,** (1997) "The Impact of Some Major Economic Variables on the Saudi Stock Market Index: An Empirical Study", *Journal of Horizon Economic*, Vol. **18**, No. **70** : 9-32.

Al-Batel, Abdullah, (1999), "Macroeconomic Determinants of Stock Prices in Saudi Arabia", *Journal of the Gulf and Arabian Peninsul Studies*, Vol. **XXIV**, No **94**, 191-225.

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.

Bartlett, M., (1946), "On the Theoretical Specification of Sampling Properties of Autocorrelated Time Series", *Journal of the Royal Statistical Society*, Series **B 8**, 27-41.

Box, G. and **Jenkins, G.,** (1976) "Time Series Anolysis: Forecasting and Control", San Francisco. Calif, Holden Day.

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.

Butler, K. and **Malaikah, S.**, (1992) "Efficiency and Inefficiency in Thinly Traded Stock Markets: Kuwait and Saudi Arabia", *Journal of Banking and Finance*, **16**: 197-210.

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.

Dickey, D. and **Fuller, W.,** (1981) "Likelihood Ratio Statistical for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, **49**, 1057-1072.

Dickey, D., Bell, W. and **Miller, R.,** (1986) "Unit Roots in Time Series Models: Tests and Implications", *American Statistician*, **40**, 12-26.

Enders, W., (1995) "*Applied Econometric Time Series*", John Wiley and Sons Inc. N. Y.

Fama, E., (1970) "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work", *Journal of Finance*, **25**, 383-417.

Fama, E., (1991) "Efficient Capital Market: II", *Journal of Finance*, **46**, 1575-1618.

Fkiring, M. and **Al-Turki, I.,** (1991) "Forecasting Agricultural Economic Systems", *Cybernetics and Systems: An International Journal*, 22: 17-24.

Khababah, N., (1998) "Behavior of Stock Prices in teh Saudi Arabian Financial Market: Empirical Research Finding", *Journal of Financial Management and Analysis*, **11**(**1**): 48-55.

Ljung, G. and **Box, G.,** (1978) "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models", *Biometrica*. **65**, 297-303.

Meyler, A, Kenny, G. and **Quinn, T.,** (1998) "*Forecasting Irish Inflation Using ARIMA Models*", Central Bank of Ireland, Techincal Paper.

Mills, T., (1990) "*Time Series Techniques for Econmists*", Cambridge Univ. Press. Cambridge.

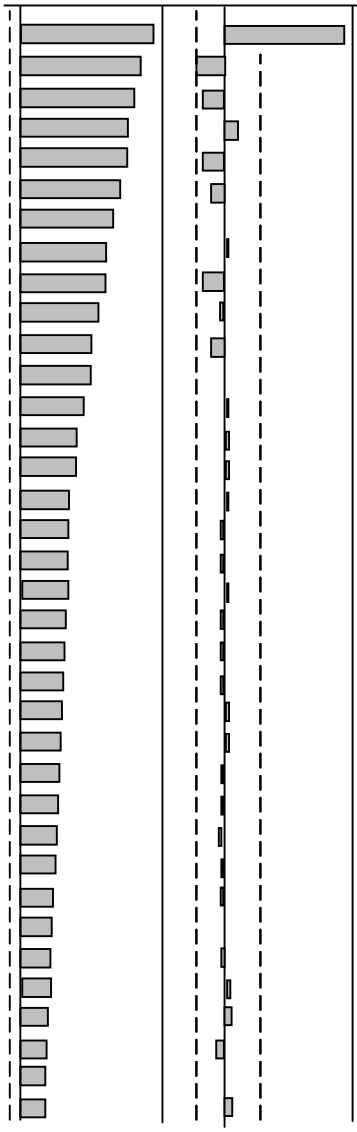
Purohit, S, Kelkar, S. and **Simha, V.,** (1998) "Time Series Analysis of Patients with Rotavirus Diarrhoea in Pune, India", *J. Diarrhoeal Disease Research Bangladesh*. Jun: **16** (**2**): 74-83.

Schwarz, G., (1978) "Estimating the Dimension of a Model", *Annals of Statistics*, **6**, 461-464.

Seiler, M. and **Rom. W.,** (1997) "A Historical Analysis of Market Efficiency: Do Historical Returns Follow A Randdom Walk? ", *Journal of Financial and Strategic Decisions*; Vol. **10**, No. **2**, 49-57.

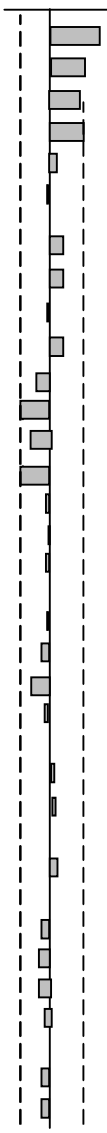
ملحق الدراسة

جدول (م-1): قيم وشكل الانتشار لمعالم ACF وPACF للوغاريتم السلسلة (Lindex)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.986	0.986	204.99	0.000
		2	0.966	-0.182	402.97	0.000
		3	0.944	-0.068	593.02	0.000
		4	0.924	0.054	775.72	0.000
		5	0.901	-0.082	950.54	0.000
		6	0.878	-0.049	1117.1	0.000
		7	0.854	0.005	1275.5	0.000
		8	0.830	0.013	1426.1	0.000
		9	0.805	0.107	1568.3	0.000
		10	0.778-	0.024	1702.0	0.000
		11	0.749-	0.085	1826.4	0.000
		12	0.720	0.006	1942.0	0.000
		13	0.692	0.018	2049.2	0.000
		14	0.665	0.039	2148.9	0.000
		15	0.640	0.033	2241.7	0.000
		16	0.617	0.019	2328.3	0.000
		17	0.594	-0.033	2408.9	0.000
		18	0.570	-0.037	2483.5	0.000
		19	0.546	0.012	2552.5	0.000
		20	0.522	-0.036	2615.9	0.000
		21	0.498	-0.022	2673.9	0.000
		22	0.474	-0.018	2726.6	0.000
		23	0.451	0.026	2774.7	0.000
		24	0.431	0.033	2818.7	0.000
		25	0.411	-0.016	2859.1	0.000
		26	0.392	-0.012	2895.9	0.000
		27	0.372	-0.018	2929.3	0.000
		28	0.352	-0.011	2959.4	0.000
		29	0.332	-0.056	2986.2	0.000
		30	0.311	0.007	3009.9	0.000
		31	0.290	-0.029	3030.7	0.000
		32	0.271	0.048	3048.9	0.000
		33	0.255	0.068	3065.2	0.000
		34	0.240	-0.042	3079.6	0.000
		35	0.225	-0.007	3092.3	0.000
		36	0.211	0.047	3103.6	0.000

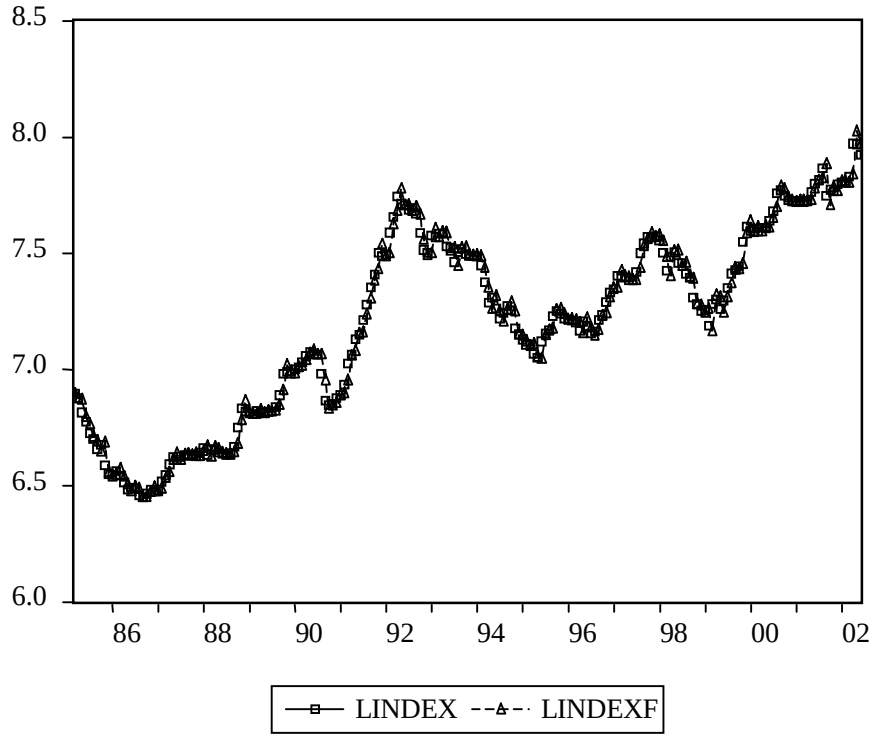
حدود فترة الثقة عند مستوى معنوية (5%) $(\pm 1.96\sqrt{1/n}) \approx \pm 0.14$

جدول (م-2): قيم وشكل الانتشار لمعالم ACF وPACF للفرق الأول للوغاريتم السلسلة (ΔLindex)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.349	0.349	25.522	0.000
		2	0.157	0.041	30.733	0.000
		3	0.133	0.076	34.489	0.000
		4	0.150	0.088	39.255	0.000
		5	0.085	-0.004	40.799	0.000
		6	-0.005	-0.061	40.804	0.000
		7	-0.014	-0.017	40.844	0.000
		8	0.108	0.124	43.358	0.000
		9	0.110	0.048	45.985	0.000
		10	-0.012	-0.079	46.018	0.000
		11	0.075	0.101	47.276	0.000
		12	-0.066	-0.169	48.241	0.000
		13	-0.145	-0.132	52.913	0.000
		14	-0.121	-0.020	56.196	0.000
		15	-0.148	-0.082	61.124	0.000
		16	-0.018	0.107	61.197	0.000
		17	-0.008	0.021	61.212	0.000
		18	-0.044	-0.016	61.650	0.000
		19	0.003	0.016	61.653	0.000
		20	-0.013	-0.058	61.692	0.000
		21	-0.064	-0.018	62.648	0.000
		22	-0.127	-0.108	66.414	0.000
		23	-0.043	0.099	66.845	0.000
		24	0.007	0.065	66.855	0.000
		25	0.066	0.040	67.889	0.000
		26	0.032	0.033	68.129	0.000
		27	0.005	-0.100	68.134	0.000
		28	0.066	0.021	69.200	0.000
		29	0.007	-0.041	69.211	0.000
		30	-0.020	-0.008	69.314	0.000
		31	-0.069	-0.007	70.484	0.000
		32	-0.093	-0.089	72.611	0.000
		33	-0.023	0.058	72.742	0.000
		34	0.001	-0.040	72.742	0.000
		35	-0.043	-0.071	73.211	0.000
		36	-0.071	-0.052	74.476	0.000

حدود فترة الثقة عند مستوى معنوية (5%) $(\pm 1.96\sqrt{1/n}) \approx \pm 0.14$

شكل (م-1): لوغاريتم السلسلة الأصلية (Lindex) وقيمها المتوقعة (lindexf)



Time Series Analysis of Saudi Arabian Stock Market Index: (Box–Jenkins Method)

HAMAD A. AL-GHANNAM

Assistant Profesor
Department of Economics
College of Administrative Sciences
King Saud University, Riyadh, Saudi Arabia

ABSTRACT. This paper investigates the time series of the Saudi Arabian stock market index, in order to build a model for forecasting in short run. It uses monthely data covering the period from March 1985 to June 2002. The Box – Jenkins methodology or what it is somes times called autoregressive moving average model.

According to different methodes and tests, the autoregressive model of degree one is the best model fitting the data. The seasonal pattern of the series has little effects on the model.