سوق الأسهم السعودي والسياسة النقدية

حمد بن سليمان البازعي*

يسود الاعتقاد بين الاقتصاديين بأن أسعار الأصول المالية، ومنها الأسهم، تتحدد في أسواق تتسم بالكفاءة، ولذا فمن الطبيعي أن يتم فحص ما إذا كان سلوك سوق الأسهم يتسق مع فرضية الأسواق الكفء. ويقصد بكفاءة السوق أن الأسعار تعكس بشكل كامل المعلومات المتوفرة (Fama 1970). وللكفاءة ثلاثة مستويات: أ) الكفاءة الضعيفة وتعني أن أسعار الأسهم تعكس كامل المعلومات الماضية، ب) الكفاءة شبه القوية وتعني أن أسعار الأسهم تعكس كامل المعلومات المتاحة، ج) الكفاءة القوية وتعني أن أسعار الأسهم تعكس كامل المعلومات المتاحة فضلاً عن المعلومات غير المعلنة (الداخلية).

تعني كفاءة السوق عدم إمكانية تحقيق عوائد غير عادية، أما إذا كان بإمكان مجموعة من المتعاملين الحصول على عوائد أعلى من العوائد العادية، فان ذلك يلقي ظلاً من الشك على دور سوق الأسهم في تخصيص الموارد. ويرى (Samuels 1981) أن أسواق الأسهم في معظم الدول النامية تعاني من عوامل تعوق الوصول إلى الكفاءة، ومن هذه العوامل: (أ) ضيق هذه الأسواق وحداثتها ما يعني عدم كفاية المتعاملين لتحقيق المنافسة، كما تعني قلة أعداد الأسهم المتداولة والتي تعد شرطاً ضرورياً لضمان محافظ استثمارية منوعة، (ب) تتميز هذه الأسواق باختلاف تفضيلات وتقديرات المتعاملين فيها للمخاطرة نظراً لقلة الخبرة، (ج) عدم كفاية التنظيمات التي تعزز الكفاءة وتمنع الاحتكارات واستغلال النفوذ، (د) ضعف الاتصالات وانسياب المعلومات، الأمر الذي يعني استفادة مجموعة من المستثمرين على حساب البعض الآخر كما يعني ذلك ارتفاع تكاليف الحصول على المعلومات، (هـ) قد تسود عدم الكفاءة نظراً لندرة المحللين الأكفاء والمستشارين الماليين ذوي الخبرة.

نظراً لأهمية الكفاءة في التحليل الاقتصادي فقد قام عدد من الباحثين بدراسة مدى تحققها في ما يتعلق بأسواق الأسهم. وتزداد دراسة الكفاءة أهمية خصوصاً في أسواق الدول النامية التي تحاول جاهدة الوصول إلى مصاف الدول المتقدمة اقتصادياً، هذا التقدم لن يتحقق ما لم تكن الكفاءة الاقتصادية أساساً في تقرير السياسات المختلفة. إن الحكم

* أستاذ مشارك (Associate Profe.)، قسم الاقتصاد، كلية العلوم الادارية، جامعة الملك سعود، السعودية.

على مدى كفاءة سوق ما يتطلب القيام بدراسة تجريبية تنطلق من النظرية الاقتصادية وتستخدم الأساليب القياسية المناسبة.

يحاول هذا البحث دراسة كفاءة سوق الأسهم السعودي بالنسبة للسياسة الاقتصادية، وبخاصة السياسة النقدية ممثلة في عرض النقود. وتكتسب هذه الدراسة أهمية خاصة بفعل التأكيد المستمر على أهمية القطاع الخاص في تحقيق أهداف خطط التنمية في المملكة، ولا شك في أن مقدرة القطاع الخاص على القيام بهذا الدور الهام والحيوي يتطلب وجود سوق مالي متطور، ويشمل ذلك وجود سوق للأسهم تتحقق فيه الكفاءة الاقتصادية، إن وجود مثل هذا السوق الكفء يضمن تحويل الموارد المحدودة إلى مجالات الاستثمار الأكثر أهمية في خدمة أهداف الاقتصاد.

إن معرفة مدى تأثير السياسة النقدية على سوق الأسهم يمكِّن صانعي السياسة من تصميم السياسات المناسبة لتوجيه الاستثمارات إلى القطاعات المختارة. يضاف إلى ذلك أن هذه الدراسة تفيد في إلقاء الضوء على سوق ناشئ والتعرف على مدى كفاءته، ما يمثل إضافة إلى الأدبيات الاقتصادية في هذا المجال، وذلك بالتعرف على مدى انطباق فرضية كفاءة السوق في صيغتها القوية. وبشكل أكثر تحديداً، تحاول الدراسة الإجابة عن السؤال التالي: هل الاعتقاد السائد بأن أسواق الأسهم في الدول النامية لا تتصف بالكفاءة شامل لكل سوق في أي دولة نامية؟ أم أن لكل دولة نامية ظروفها التي تتحكم بمدى كفاءة أسواقها ومنها سوق الأسهم؟ ولا شك في أن الإجابة عن هذا التساؤل تعدَّ مسألة تجريبية، إذ يتطلب الأمر دراسة أسواق الأسهم في كل دولة نامية على حدة والتعرف على طبيعة السوق ومدى كفاءته في استخدام المعلومات المتاحة لعامة المتعاملين، وكذلك في إستخدام المعلومات غير المتاحة للعامة (الداخلية) والتي تتعلق بأسرار نشاط الشركات المساهمة وخططها المستقبلية.

فضلاً عن ذلك تحاول هذه الدراسة تطبيق نموذج متجه الانحدار الذاتي vector Auto Regressive (VAR) model للتعرف على طبيعة وإتجاه العلاقة بين أسعار الأسهم وعرض النقود في المملكة العربية السعودية. يفيد هذا النموذج في التعرف على العلاقة التفاعلية بين المتغيرات الداخلية في تصميم النموذج. كما تفحص الدراسة الخصائص الإحصائية للسلاسل الزمنية للمتغيرات لمعرفة مدى سكونها من عدمه وهو الأمر الهام في تصميم النماذج الاقتصادية لتلافي مشكلة الانحدار الزائف بين المتغيرات غير الساكنة، أي الانحدار الذي ينتج عن وجود اتجاه عام في السلاسل الزمنية للمتغيرات وليس دليلاً على علاقة اقتصادية بينها.

ينقسم هذا البحث إلى أربعة مباحث. يستعرض المبحث الثاني الجوانب النظرية والمنهجية للدراسة يعقب ذلك عرض للبيانات المستخدمة ونتائج التقدير في المبحث الثالث، أما المبحث الرابع فيختم الدراسة موجزاً أهم ما جاء فيها من نتائج مع الإشارة إلى إمكانات البحث المستقبلية.

الجوانب النظرية والمنهجية

من الناحية النظرية، يسوق الاقتصاديون فرضيتين لتبيان العلاقة بين أسعار الأسهم وعرض النقود، (الأولى) يطلق عليها «فرضية محافظ الاستثمار النقدية» Monetary Portfolio Hypothesis. وحسب هذه الفرضية فان أي تغير في عرض النقود يؤدي إلى تغير في الكمية التوازنية للنقود في المحفظة الاستثمارية، وهنا، وسعياً لتحقيق التوازن في محفظة الاستثمار، لا بد من تغيير كل أو بعض من مكونات المحفظة ما يؤدي إلى تغير في أسعار هذه المكونات ومنها الأسهم. من هنا يتبين أن هذه الفرضية تجادل في أن التغير في كمية النقود سيسبق التغير في أسعار الأسهم، أي ستكون هناك – في الواقع – علاقة سببية تتجه من عرض النقود إلى أسعار الأسهم. ومن الممكن، كما يرى (Rozeff 1974)، استخدام معلومات عرض النقود كقاعدة للتداول لتحقيق أرباح غير عادية[1]. (الثانية) فرضية كفاءة السوق المذكورة آنفاً، التي تنص على أن السوق يعد كفئاً، حسب الصيغة شبه القوية للكفاءة، إذا ما تم استخدام المعلومات كافة ومنها عرض النقود، في تقييم الأسهم. وتبعاً لهذه الفرضية فان أسعار الأسهم تستجيب ومن دون إبطاء للتغيرات في عرض النقود، وبهذا لن يتمكن المتعاملون في سوق الأسهم من تحقيق عوائد غير عادية باستخدام معلومات عرض النقود (Homa and Jaffee 1971) و (Rozeff 1974).

من الواضح أن هناك تعارضاً بين ما تقول به كل فرضية، كما أن الدليل التجريبي لا يدعم بقوة إحدى الفرضيتين على حساب الأخرى. لذا لا بد من اجراء دراسة تجريبية للحكم على مدى صحة أي من هاتين الفرضيتين لسوق معينة. وتعطي الدراسات السابقة دليلاً على عدم إمكانية الجزم بصحة إحدى الفرضيتين على حساب الأخري، بل يتنوع الدليل التجريبي حسب طبيعة السوق المدروس وطريقة الدراسة المتبعة. ففي حين تكاد تجمع الدراسات التي أجريت على أسواق الأسهم في الدول المتقدمة على قبول فرضية كفاءة السوق الضعيفة وشبه القوية، نجد أن الدراسات التي أجريت لاختبار الكفاءة شبه القوية في أسواق الدول النامية تكاد تجمع على رفض هذه الفرضية. ففي دراسة لـ (Ser-letis 1993) وجد أن النقود وأسعار الأسهم في الولايات المتحدة الأميركية غير متكاملة تكاملاً مشتركاً، ما يعني توافق هذه النتيجة مع فرضية كفاءة السوق. وتتفق هذه النتيجة مع ما توصل إليه كل من (Davidson and Froyen 1982) في دراستهما لسوق الأسهم الأميركية و(Mookerjee 1987) في دراسته للأسهم الأميركية والبريطانية (Ali and Hassan 1993) و(Darrat 1990) للأسهم الكندية. في المقابل وجد (Hashemzada and Taylor 1998) دليلاً يدعم عدم كفاءة سوق الأسهم الأميركي في استخدام المعلومات، حينما و جد أن هناك علاقة سببية متبادلة بين عرض النقود وأسعار الأسهم. أما الدراسات المتعلقة بأسواق الأسهم في الدول النامية فقد توصلت في معظمها إلى وجود نوع من عدم الكفاءة في استخدام المعلومات المتوافرة، ومن هذه الدراسات دراسة (Sharma 1983) لعدد من الدول النامية ودراسة (Nishat and Saghir 1992) للباكستان و(Kapur and Ravallion 1998) للهند و(Cornelius 1993) لست من دول شرق آسيا والمكسيك.

لغرض القيام بالدراسة التجريبية للعلاقة السببية بين أسعار الأسهم في السوق السعودي وعرض النقود نستخدم نموذج متجه الانحدار الذاتي Vector Auto Regres-sive model (VAR).

ويعود الفضل إلى (Sims 1980) في اقتراح استخدام هذا النموذج كبديل للنموذج متعدد المتغيرات وحيث لا تفيد النظرية الاقتصادية كثيراً في تحديد التصميم المناسب للنموذج القياسي.

ويتميز نموذج VAR عن دراسات العلاقة السببية في اطار منهج غرانجر Granger Causality بأنه يتيح المجال للتعرف على السلوك الديناميكي لكل متغير الناتج عن صدمة عشوائية بمقدار انحراف معياري واحد للمتغير الآخر (للمتغيرات الأخرى). يضاف إلى ذلك ان منهج العلاقة السببية يدل فقط على معنوية العلاقة الاحصائية بين المتغيرات في النظام، في حين يفيد منهج متجه الإنحدار الذاتي في التعرف على الأهمية الاقتصادية للمتغير وتأثيره على المتغيرات الأخرى في النظام من خلال تحليل التباين Variance Decompositions (VD) ودوال الاستجابة Impulse Response Functions (IEFs) للتعرف على كيفية إنتقال تأثير الصدمة التي يتعرض لها متغير ما داخل النظام إلى المتغيرات الأخرى. كما لا يتطلب هذا النموذج التمييز بين المتغيرات الداخلية endogenous والخارجية exogenous. لكن نموذج VAR لا يخلو من عيوب، فهناك اعتراضات على منهجية النموذج، إذ يرى كل من (Sargent 1984) و(Cooley and LeRoy 1985) ان من الصعوبة بمكان تحديد الظروف التي يمكن من خلالها تفسير نتائج النموذج على انها هيكلية[2].

يعد اختيار المتغيرات الداخلة في النموذج أولى الخطوات التي يتطلب القيام بها في نموذج متجه الانحدار الذاتي، وهذا الأمر يمكن الاحتكام فيه إلى النظرية الاقتصادية. فحسب نظرية محافظ الاستثمار النقدية يؤثر التغير في عرض النقود على أسعار الأسهم وذلك بسبب محاولة المستثمرين اعادة التوازن لمحافظهم الاستثمارية بعد اختلاله، إذ ان عرض النقود يؤدي إلى تغيير الأسعار النسبية لعوائد هذه المحافظ. كما يمكن الرجوع إلى فرضية كفاءة السوق في صيغتها شبه القوية والتي تنص على أن أسعار الأسهم تعكس كامل المعلومات المتاحة وذلك لافتراض عدم وجود علاقة بين أسعار الأسهم وعرض النقود. يضاف إلى ذلك ان النظرية الاقتصادية تفترض وجود علاقات تبادلية بين المتغيرات الكلية، ومن ذلك أن أسعار الأسهم تستجيب للتغير في المتغيرات الكلية الأخرى ومنها عرض النقود.

لغرض التوضيح يمكن التعبير عن الشكل العام لنموذج متجه الانحدار الذاتي على هيئة نظام غير مقيد كالتالي:

$$X_t = B(L)\, X_t + a + e_t \qquad (1)$$

حيث X_t (في هذه الدراسة) 1×2 عمود متجه للمتغيرين الساكنين الداخلين، a تمثل 1×2 متجه من الثوابت و$B(L)$ تمثل مصفوفة 2×2 من المعلمات كثيرة الحدود وe_t تمثل 1×2 متجه الحدود العشوائية الموزعة توزيعاً معتدلاً ومتماثلاً.

لأهمية سكون المتغيرات محل الدراسة، لا بد من التحقق من درجة تكاملها ومن ثم اجراء الفروق اللازمة للوصول إلى السكون، إذا كانت غير ساكنة في الأصل. وهنا يتم اجراء بعض من الاختبارات الكيفية والكمية للتحقق من درجة التكامل، ومن الطرق الكيفية الرسم البياني ومن الطرق الكمية حساب دوال الارتباط الذاتي واختبارات جذر الوحدة. ويعد اختبار ديكي – فولر البسيط والمركب من أكثر اختبارات جذر الوحدة شيوعاً، وينطوي هذا الاختبار على اجراء الانحدار للمعادلة التالية:

$$\Delta X_t = a_o + a_1 X_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^{p} b_j \Delta Xt\text{-}i + e_t \qquad (2)$$

حيث e_t حد عشوائي بالصفات المعتادة من متوسط حسابي صفر وتباين ثابت، وتحتوي المعادلة (2) على حد ثابت واتجاه زمني t، ويعد اختبار ديكي– فولر المركب Aug-mented Dickey-Fuller (ADF) محاولة لتصحيح الارتباط الذاتي في البواقي عن طريق تضمين معادلة اختبار جذر الوحدة عدداً معيناً من فجوات المتغير التابع المتباطئ، وفي افتراض ان b=o يتحول الاختبار إلى اختبار ديكي– فولر البسيط (DF). كما قدم كل من فيليبس وبيرون (Phillips and Perron 1988) طريقة لا معلمية non-parametric لمعالجة الارتباط الذاتي في بواقي معادلة (2). ويعد اختبار فيليبس وبيرون (PP) غير حساس لعدم توافر شروط توزيع الحد العشوائي التقليدية robust، ولأنه يسمح لأخطاء عشوائية متنوعة ذات تباين متغير ومرتبطة ذاتياً. وفي حالة التحقق من وجود جذر الوحدة (عدم سكون السلاسل الزمنية للمتغيرات) يتم اجراء اختبار التكامل المشترك، حيث النظرية الاحصائية تفيد بأن المتغيرات ذات جذر الوحدة يمكن أن تتولد منها توليفة خطية ساكنة. ويمثل وجود التكامل المشترك بين متغيرين ارتباطهما، أي ان ذلك دليل على علاقة توازنية طويلة الأجل بينهما. وتستخدم هذه الدراسة اختبارات التكامل المشترك المقترحة من قبل (Sargan and Bhargava 1983) و(Engle and Granger 1987) و(Johansen 1988). ونظراً لشيوع هذه الاختبارات فلن نعرض لها هنا بالتفصيل[3].

البيانات ونتائج التقدير

تستخدم هذه الدراسة بيانات شهرية لكل من مؤشر أسعار الأسهم Stock Index (SI) وعرض النقود بتعريفاته الثلاثة (M1, M2, M3). تمتد فترة الدراسة من الشهر الثاني لعام 1985 إلى الشهر السادس من عام 1995 بما مجموعه 125 مشاهدة لكل متغير، وقد تم الحصول على البيانات من نشرة مؤسسة النقد العربي السعودي Saudi Arabian Monetary Agency (SAMA) الفصلية لإحصاءات النقود والبنوك Money and Banking Statistics. [4]مؤشر أسعار الأسهم المستخدم في هذه الدراسة هو مؤشر مركز المعلومات المالية والاقتصادية التابع لوزارة المالية والاقتصاد الوطني في المملكة. وقد تم تحويل جميع السلاسل الزمنية للمتغيرات بإستخدام اللوغاريتم الطبيعي.

يعد سوق الأسهم السعودي من الأسواق حديثة النشأة ويلحق بالأسواق الضعيفة من حيث التداول thin markets، فعدد الشركات التي يتم تداول أسهمها صغير ولا يوجد من يطلق عليهم «صانعو السوق» وتقوم بالتداول وحدات التداول في البنوك التجارية

المنتشرة في أنحاء المملكة[5]. وقد بلغ عدد الأسهم المتداولة في عام 1985، 3,9 ملايين سهم إرتفعت إلى 16,938 مليون سهم في عام 1990 ثم إلى 116,618 مليون سهم في عام 1995، في حين بلغت قيمة الأسهم المتداولة 760، 4403، 23227 مليون ريال للسنوات الثلاث على التوالي. وتستحوذ قطاعات البنوك والصناعة والخدمات على النصيب الأكبر من حيث عدد الأسهم المتداولة وقيمة التداول[6]، في حين بلغ عدد الشركات التي تم تداول أسهمها في السوق 62 شركة في عام 1995.

نظراً لأهمية سكون السلاسل الزمنية للمتغيرات الداخلية في نموذج VAR فقد تم اتباع ثلاث طرق للكشف عن الخصائص الاحصائية لهذه السلاسل، وهذه الطرق هي: دوال الارتباط الذاتي والرسم البياني واختبارات جذر الوحدة. ويتبين من جدول رقم (1) ان دوال الإرتباط الذاتي لكل متغير لا تتناقص بسرعة كما تقتضي ذلك خصائص السلاسل الساكنة، في حين تتناقص هذه الدوال للفروق الأولى للمتغيرات. ويعزز هذه النتيجة الأشكال البيانية للمتغيرات، حيث يتضح ان مستويات المتغيرات لا تتصف بالسكون، في حين تتقلب الفروق الأولى للمتغيرات حول متوسطها الحسابي وهي الخاصية التي ينبغي توافرها لكي توصف سلسلة ما بأنها ساكنة.

جدول (1)

دوال الارتباط الذاتي للوغاريتم المتغيرات: مستويات وفروق أولى

المتغير	الفجوة الزمنية					
	1	4	8	12	16	20
LM1	.095(.02)	0,91(-.01)	0,84(.04)	0,77(.33)	0,66(-.14)	0.56(-.02)
LM2	0.53 (.03)	0,64(-.18)	0,75(.29)	0,81(.05)	.089(.02)	0.97(.00)
LM3	0.55(.07)	0,64(-.07)	0,73(.18)	0,82(.04)	0,91(.07)	0,97(.04)
LSI	0,51(-.05)	0,63(.05)	0,74(-.02)	0,86(.05)	0,95(.2)	0,99(.5)

* الأرقام بين الأقواس تشير إلى دوال الارتباط الذاتي للفروق الأولى للوغاريتم المتغيرات

على الرغم من ان هذه الطرق مفيدة في فحص سلوك السلاسل الزمنية للمتغيرات، الا أنه لا ينبغي الاعتماد عليها كلية، وبخاصة في ظل وجود اختبارات قياسية طورت لهذا الغرض. وتعد هذه الاختبارات أكثر دقة في تقرير مدى سكون سلسلة من عدمه، ولذا تم استخدام اختباري ديكي – فولر البسط والمركب DF وADF وكذا اختبار فيليبس وبيرون PP. ويعرض جدول رقم (2) نتائج هذه الاختبارات والتي تفيد باحتواء كل متغير على جذر الوحدة (غير ساكنة)، في حين تصبح هذه المتغيرات ساكنة عند اجراء الفروق الأولى لها (أي انها ساكنة في الفروق difference stationary)[7]. وحيث ان نتائج اختبارات السكون دلت على احتواء كل متغير على جذر الوحدة، فان الخطوة التالية تتضمن اختبار التكامل

المشترك بين مؤشر أسعار الأسهم والتعريفات المختلفة لعرض النقود. ويوضح جدول رقم (3) نتائج اختبار الامكانية العظمى للتكامل المشترك والاختبارات الأخرى التي تتم على بواقي معادلة التكامل المشترك[8]. ونظراً لأهمية تحديد الفجوة الملائمة فقد تم اجراء سلسلة من اختبارات نسبة الامكانية Likelihood ratio لتقرير الفجوة الملائمة، ولاختبار ديكي – فولر المركب تم استخدام معيار ايكيك Akiake Information Criterion (AIC)، ولاختبار فيليبس وبيرون تم استخدام أسلوب نيوي – وست للتصحيح في حالة التباين المتغير والارتباط الذاتي (Newey and West 1987)[9].

جدول (2)

نتائج اختبارات جذر الوحدة في المتغيرات

المتغير	ديكي–فوللر		ديكي–فوللر المركب		فيليب–بيرون	
	أ	ب	أ	ب	أ	ب
LSI	.42(−6.17)	−1.08(−6.2)	.58(−2.15)	−1.7(−2.42)	0.17(−6.2)	−1.91(−6.2)
LM1	1.9(−10.7)	−2.5(−10.8)	2.5(−2.8)	−1.7(−3.76)	2.5(−10.8)	−2.5(−11.2)
LM2	2.23(−9.9)	−2.6(−10.2)	2.2(−1.8)	−2.2(−2.7)	2.8(−9.8	−2.7(−10.3)
LM3	2.0(−10.1)	−2.8(−10.6)	3.8(−3.9)	−2.4(−5.0)	3.0(−10.3)	−3.2(−10.6)

ملاحظات:

* أ: تشير إلى أن الاختبار دون حد ثابت واتجاه زمني.
* ب: تشير إلى الاختبار بحد ثابت واتجاه زمني.
* الأرقام بين الأقواس تشير إلى اجراء الاختبار على الفروق الأولى.
* في اختبار ديكي–فوللر المركب تم اختيار فجوات المتغير التابع المتباطئي تبعاً لنسبة الامكانية. وفي اختبار فيليب–بيرون تبعاً لطريقة Newey-West correction.
* القيمة الحرجة عند مستوى ثقة 5٪–1,94– (دون حد ثابت واتجاه زمني)، 10٪–1.6–
* القيمة الحرجة عند مستوى ثقة 5٪=3.44– (بحد ثابت واتجاه زمني).

يتبين من الجدول رقم (3) ان اختباري الأثر والقيمة العظمى يدلان على وجود التكامل المشترك بين كل من مؤشر أسعار السوق ومتغيرات عرض النقود بتعريفاته المختلفة عند مستوى ثقة 5٪، كما يدل اختبار ADF وPP على وجود التكامل المشترك، في حين يشير اختبار DW إلى رفض فرضية وجود التكامل المشترك. ولوجود التكامل المشترك (أي ان هناك علاقة طويلة الأجل بين مؤشر أسعار السوق والتعريفات المختلفة لعرض النقود) فسيتم ادخال المتغيرات في نظام متجه الانحدار الذاتي من دون فروق، أي أن النموذج غير مقيد. ولحساسية مثل هذا الاختبار للفجوة المختارة ولعدم مناسبة اختيار فجوة عشوائية فقد تم اختيار الفجوة الملائمة حسب معيار ايكيك AIC، ويفيد هذا المعيار في ان الفجوة الملائمة لكل من نظام مؤشر السوق LSI وعرض النقود بتعريفيه LM1 وLM2 تبلغ 15، و8 فترات ابطاء لنظام LS1 وLM3[10].

جدول (3)
اختبارات التكامل المشترك

معادلة التكامل المشترك	ADF*** PP****	اختبار القيمة** العظمى	اختبار الأثر*	القيمة	الفرضية
LM1/LSI	-1.66a -2.42[a]	12,81	14,01	0,09	r≤0
	DW=0.11****	3,3	3,3	0,03	r≤1
LM2/LSI	-2.06b -1.97[b]	20,09	23,24	0,16	r≤1
	DW=0.08****	3,15	3,15	0,03	r≤0
LM3/LSI	-1.82c -2.07[c]	18,25	20,95	0,15	r≤0
	DW=0.06****	2,70	2,70	0,02	r≤1

* القيمة الحرجة عند مستوى ثقة 5% = 12,53، 3,84 للفرضية الأولى والثانية. ** القيمة الحرجة عند 5%=11,44، 3,84.

*** القيمة الحرجة عند 10%=1,66-، عند 5%=1,94-، ××× القيمة الحرجة عند 5%=0,83

a : بلغت الفجوات للمتغير التابع المتباطئ لـ ADF 4,8 لـ PP

b : بلغت الفجوات للمتغيرات التابع المتباطئ لـ ADF 4,12 لـ PP

c : بلغت الفجوات للمتغير التابع المتباطئ لـ ADF 4,3 لـ PP

نظراً لأن معادلات نظام متجه الانحدار الذاتي تحتوي فقط على القيم المتباطئة للمتغيرات الداخلة في النظام، فان أي علاقة آنية بين المتغيرات ستنعكس في الارتباطات بين الحدود العشوائية للمعادلات[11]. وللتعرف على نمط العلاقة بين المتغيرات في النظام فقد تم تحويل الحدود العشوائية في النظام إلى متعامدة Orthogonalization باستخدام طريقة تشولسكي Cholesky decomposition. ولعمل هذا التعامد يجري تحويل مصفوفات النظام إلى مثلثية trinangulerization of the system بحيث يأتي عرض النقود بتعريفاته الثلاثة في الأول ومن ثم مؤشر أسعار الأسهم، وذلك تبعاً لما تفترضه نظرية محافظ الاستثمار النقدية من أن عرض النقود يؤثر على أسعار الأسهم، ومن ثم تحليل التباين var-iance decomposition (VD) وحساب دوال الاستجابة Impulse Response Func-tions (IRF).

تحتوي الجداول 4 أ – 4 ج على تحليل التباين في العلاقة بين عرض النقود ومؤشر أسعار الأسهم لفترة 20 شهراً. وفي هذا الاطار يتم تقسيم خطأ التنبؤ لكل متغير إلى أجزاء يمكن ارجاعها للصدمات التي تقع على كل متغير داخلي endogenous في النظام. وتوضح هذه الجداول عموماً ان كل متغير يشرح نسبة كبيرة من تباين المتغير نفسه مع زيادة ما يمكن ارجاعه إلى المتغير الآخر مع مرور الوقت. واستناداً إلى ما لاحظه (Runkle 1987) من أن تضمين النتائج قيم تحليل التباين من دون ايراد أخطائها المعيارية يماثل تماماً كتابة معلمات الانحدار المقدرة من دون احصائية t-statistic، فقد تم استخدام طريقة مونت

كارلو Monte Carlo لتوليد هذه الأخطاء المعيارية واعادة التجربة 500 مرة، وتعد القيمة المقدرة للنسبة التي يشرحها متغير ما معنوية اذا كانت هذه القيمة تبلغ ضعف الخطأ المعياري على الأقل.

جدول (4أ)
تحليل التباين للمتغيرين LM1 وLSI

الأثر على	مصدر الصدمات LSI					مصدر الصدمات LM2				
	1	4	8	16	20	1	4	8	16	20
LSI[a]	93	79	58	36	30	7*	21*	42*	64*	70*
	(100)	(95)	(80)	(60)	(52)	(0)	(5)	(20)	(40)	(48)
LM2[b]	0	1	3	3	4	100	99	97	97	96
	(7)*	(11)*	(16)*	(14)*	(17)*	(93)	(89)	(84)	(86)	(83)

– أرقام السطر الثاني تشير إلى نسبة التباين عندما تأتي LSI في الأول.
a : الأخطاء المعيارية للصدمات الواقعة على LSI هي: 3، 8، 14، 22، 24 للفترات الخمس على التوالي.
b : الأخطاء المعيارية للصدمات الواقعة على LM1 تبلغ: 2، 3، 4، 6، 7 للفترات الخمس على التوالي.
– أثر الصدمة الواقعة على المتغير نفسه جميعها معنوية.
* هذه القيم معنوية حيث تبلغ كل واحدة منها ضعف الخطأ المعياري standard error.

يتضح من الجدول (4أ) وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه من متغير عرض النقود بتعريفه الضيق LM1 إلى مؤشر أسعار السوق LSI، بحيث يشرح LM1 نسبة كبيرة من تباين LSI (50٪ بعد مرور 20 شهراً)، بينما مؤشر أسعار السوق لا يشرح سوى نسبة غير معنوية من تباين عرض النقود (4٪ فقط) بعد مرور 20 شهراً. وبتغيير ترتيب المتغيرات، بحيث يتقدم LSI على LM1، ثم الحصول على نتائج مختلفة، فأصبحت العلاقة السببية قصيرة الأجل وذات اتجاه واحد فقط من LSI إلى LM1، إلا ان نسبة ما يشرحه LSI من تباين LM1 قلت لكنها معنوية (أصبح LSI يشرح نسبة 17٪ فقط من تباين LM1) في حين أصبح LSI يشرح نسبة كبيرة الا انها غير معنوية من LM1، كما يلاحظ ان هذه النسبة تصبح معنوية مع مرور الوقت (تحديداً بعد مرور 20 شهراً)، ما يوحي بأن العلاقة المسببة المتجهة من LM1 إلى LSI هي علاقة طويلة الأجل.

من الجدول رقم (4 ب) يمكن إستنتاج أن التغير في عرض النقود LM2 لا يساهم في تفسير التغير في تباين LSI إلا في الفترة القصيرة وبالتحديد حتى الشهر الثامن، يصبح بعدها أثر LM2 على تباين LSI إلا في الفترة القصيرة وبالتحديد حتى الشهر الثامن، يصبح بعدها أثر LM2 على تباين LSI غير معنوي. بينما يساهم LSI، وبنسبة معنوية، في شرح التغير في تباين LM2 فقط في الشهر الثامن (يشرح LSI 12٪ من تباين LM2). ومن هنا يمكن القول بوجود علاقة سببية قصيرة الأجل تتجه من عرض النقود LM2 إلى مؤشر أسعار السوق LSI من دون أثر مرتجع feedback. وبتغيير ترتيب المتغيرات، بحيث يسبق LSI متغير عرض النقود LM2، تم الحصول على نتائج مغايرة تماماً. فبالنظر إلى الجدول (4ب) يتبين ان العلاقة السببية في اتجاه واحد فقط من LSI إلى LM2.

يوضح جدول رقم (4 ج) ان LM3 يشرح نسبة كبيرة ومعنوية من تباين LSI (58٪ بعد مرور 20 شهراً)، الا ان الأثر في الشهر الأول غير معنوي. في حين يشرح LSI نسبة ضئيلة وغير معنوية من التغير في تباين LM3 (6٪ فقط بعد مرور 20 شهراً)، وهذا يعني ان العلاقة السببية أحادية الاتجاه من LM3 إلى LSI من دون أثر في الاتجاه المعاكس. وبتغيير الترتيب بحيث يتقدم LSI على LM3 وجد ان العلاقة ذات اتجاه واحد فقط من LSI إلى Lm3، في حين أصبح اثر LM3 على LSI غير معنوي (أنظر جدول «4ج»).

جدول (4ب)
تحليل التباين للمتغيرين LM2 وLSI

الأثر على	مصدر الصدمات LSI					LM2				
	1	4	8	16	20	1	8	19	30	38
LSI[a]	92	81	70	65	62	8*	19*	30*	35	38
	(100)	(97)	(91)	(88)	(85)	(0)	(3)	(9)	(12)	(15)
LM2[b]	0	4	12	9	10	100	96	(88)	91	90
	(7)*	(20)*	(33)*	(28)*	(30)*	(93)	(80)	(67)	(72)	(70)

– أرقام السطر الثاني تشير إلى نسبة التباين عندما تأتي LMI في الأول.
a : الأخطاء المعيارية للصدمات الواقعة على LSI هي: 3، 9، 15، 24، 27 للفترات الخمس على التوالي.
b : الأخطاء المعيارية للصدمات الواقعة على LM2 تبلغ: 2، 3، 4، 6، 6 للفترات الخمس على التوالي.
– أثر الصدمة الواقعة على المتغير نفسه جميعها معنوية.
* هذه القيم معنوية حيث تبلغ كل واحدة منها ضعف الخطأ المعياري standard error.

جدول (4 ج)
تحليل التباين للمتغيرين LM3 وLSI

الأثر على	مصدر الصدمات LSI					LM2				
	1	4	8	16	20	1	8	21	41	54
LSI	95	79	59	46	42	5	21*	41*	54*	58*
	(100)	(93)	(79)	68)	(63)	(0)	(7)	(21)	(32)	(37)
LM3	0	3	7	6	6	100	97	93	94	94
	(5)*	(15)*	(21)*	(18)*	(18)*	(95)	(85)	(79)	(82)	(82)

– أرقام السطر الثاني تشير إلى نسبة التباين عندما تأتي LSI في الأول.
a : الأخطاء المعيارية للصدمات الواقعة على LSI هي: 3، 9، 15، 22، 24 للفترات الخمس على التوالي.
b : الأخطاء المعيارية للصدمات الواقعة على LM3 تبلغ: 1، 2، 4، 4، 5 للفترات الخمس على التوالي.
– أثر الصدمة الواقعة علي المتغير نفسه جميعها معنوية.
* هذه القيم معنوية حيث تبلغ كل واحدة منها ضعف الخطأ المعياري standard error.

لفحص كيف يستجيب المتغير التابع للتغير في الصدمات الواقعة على النظام، يتم حساب دوال الاستجابة وذلك عن طريق تقسيم محددات المتغيرات الداخلية إلى صدمات (تأثيرات) المتغيرات بما فيها المتغير، ومن ثم تتبع الأثر على قيم المتغيرات الداخلية الحالية والمستقبلية من جراء تغير قدرة انحراف معياري واحد في الصدمة التي يتعرض لها كل متغير. وتوضح الأشكال 9–14 استجابة متغير عرض النقود ومؤشر أسعار السوق، فقد تم اجراء محاكاة simulation للاستجابة على مدى 20 شهراً، كما تم الحصول على حدود الثقة لدوال الاستجابة من محاكاة عشوائية stochastic simulation وذلك باختيار الأخطاء العشوائية واضافتها إلى كل معلمة في النظام وتكرار هذه الطريقة 500 مرة.[12] يتضح من فحص دالة أستجابة LM1 وLSI عدم وجود تأثير معنوي لـ LSI على LM1، في حين يتسم تأثير LM1 على LSI بالمعنوية مع ميل موجب لـ LSI للزيادة عند تعرض LM1 لصدمة موجبة وتتفق هذه النتيجة مع ما تم التوصل اليه عند تحليل التباين في المتغيرين. ولا تختلف النتيجة باعادة الترتيب بحيث يسبق مؤشر أسعار السوق LSI عرض النقود LM1.

يتبين من دالة استجابة LM3 لـ LMI عدم وجود أي تأثير لـ LSI على Lm3، في حين يوجد تأثير في الاتجاه المعاكس، وهذه النتيجة تتفق مع نتائج تحليل التباين. كما يتبين وجود استجابة موجبة لـ LSI للصدمة الواقعة على LM3. وبتغيير الترتيب بحيث يسبق LSI متغير عرض النقود LM3 تم التوصل إلى نتائج مشابهة[13].

مما سبق يتبين ان عرض النقود بتعريفاته الثلاثة يمكن أن يساهم في توقع أسعار الأسهم الأمر الذي يعني ان سوق الأسهم السعودي لا يتسم بالكفاءة المعلوماتية في صيغتها شبه القوية، في حين تنطبق استنتاجات نظرية محافظ الاستثمار النقدية في صيغتها التنبؤية على هذا السوق. وتتفق هذه النتيجة مع ما تم التوصل اليه في دراسات مماثلة لعدد من أسواق الدول النامية (أنظر على سبيل المثال دراسة (Cornelius 1993) لأسواق الهند وكوريا وماليزيا والمكسيك). الا ان هذه النتيجة ليست على اطلاقها، فيشير (Fama 1990) في محاولة لتوضيح مفهوم الكفاءة المعلوماتية إلى أنه يمكن التنبؤ بالتغيرات في أسعار الأسهم حتى في سوق كفؤ، كما يوضح (Dwyer and Wallace 1992) ان كفاءة السوق لا تنفي التكامل المشترك[14].

يعد سوق الأسهم السعودي من الأسواق الناشئة والتي تتميز بضعف التداول. ونظراً لما توليه خطط التنمية في المملكة العربية السعودية من أهمية للقطاع الخاص في تحقيق أهداف هذه الخطط، فان دراسة سوق الأسهم لها ما يبررها للتعرف على مدى كفاءة هذا السوق ومن ثم الحكم على دوره في نقل الموارد المحدودة إلى القطاعات الأكثر إنتاجية. وقد كان هدف هذا البحث التعرف على كفاءة سوق الأسهم السعودي باستخدام منهج متجه الانحدار الذاتي VAR والذي يتميز بعدم فرض قيود على النظام القياسي، إذ تتم معاملة كل المتغيرات باعتبارها متغيرات داخلية الأمر الذي يتناسب والنظرية الاقتصادية. ولأهمية سكون السلاسل الزمنية للمتغيرات الداخلية في نظام VAR فقد اخضع كل متغير

لسلسلة من الإختبارات الإحصائية الخاصة بالتعرف على الخصائص الإحصائية للمتغيرات. وتفيد النتائج أن المتغيرات كافة (عرض النقود بتعريفاته الثلاثة ومؤشر أسعار الأسهم) تحتوي على جذر الوحدة (أي أنها غير ساكنة في المستوى)، كما تفيد النتائج بوجود التكامل المشترك بين عرض النقود، بتعريفاته الثلاثة كل على حدة، ومؤشر أسعار الأسهم. وحيث ان المتغيرات محل الدراسة متكاملة تكاملاً مشتركاً فهذا يعني أنها تدخل في نظام متجه الانحدار الذاتي بمستوياتها من دون فروق.

نظراً لأن نتائج متجه الانحدار الذاتي غير مفيدة في ذاتها، فقد تم تحليل التباين وحساب دوال الاستجابة، فبينت النتائج أن هناك علاقة سببية تتجه من عرض النقود بتعريفاته الثلاثة إلى مؤشر أسعار الأسهم. وتشير النتائج إلى أن استجابة المتغير للصدمات الخاصة به قوية في الأجل القصير، في حين يزداد تأثير الصدمات التي مصدرها المتغيرات الأخرى مع مرور الزمن. وتأسيساً على هذه النتائج يمكن القول بأن سوق الأسهم السعودي غير كفء حسب الكفاءة شبه القوية لعدم توفر شروط هذه الكفاءة في السوق والتي تتطلب استخدام المعلومات العامة المتاحة في توقع أسعار الأسهم. كما أن وجود التكامل المشترك، وبالتالي وجود علاقة سببية تتجه من عرض النقود إلى أسعار الأسهم، يعني غياب الكفاءة المعلوماتية بحيث يمكن استخدام معلومات عرض النقود لتطوير قاعدة للتداول تمكن من تحقيق أرباح غير عادية. وهنا يبرز تساؤل هام ألا وهو: ما هي علاقة الكفاءة المعلوماتية في قدرة سوق الأسهم على الاستخدام الأمثل للموارد المتاحة بشكل يخدم أغراض التنمية؟ ولأهمية الاجابة عن هذا التساؤل ينبغي على الباحثين القيام بدراسات متعمقة لهذا السوق للتعرف على مدى كفاءته في استخدام الموارد المتاحة بشكل يخدم أهداف عملية التنمية الاقتصادية، كذلك معرفة ما اذا كان عدم الكفاءة المعلوماتية يحد من كفاءة استخدام الموارد أم لا؟، كما يتطلب الأمر أن تجرى دراسات أخرى للتعرف على دور سوق الأسهم السعودي في تخصيص الموارد resource allocation. ومن المجالات التي ينبغي أن تدرس بشكل مفصل أيضاً مدى كفاءة السوق في استخدام المعلومات الخاصة بميزانيات الشركات والعلاقة بين كميات وأسعار الأسهم المتداولة.

هوامش

(1) ميز (Rozeff 1974) بين صيغتين لفرضية محافظ الاستثمار النقدية، الأولى أطلق عليها الصيغة التنبؤية وتفترض أن تغيرات أسعار الأسهم تستجيب فقط للقيم السابقة من معلومات عرض النقود. الثانية أطلق عليها الصيغة غير التنبؤية وتفترض أن عدم إمكانية استخدام معلومات عرض النقود في فترة ما للتنبؤ بالتغيرات في أسعار الأسهم في نفس الفترة وهذه الصيغة تنسجم مع فرضية كفاءة السوق.

(2) يضاف إلى ذلك أنه تم التوصل إلى نتائج مخالفة لما يعتقد ان الأمر استقر فيها كعلاقة الدخل بالمعروض النقدي، لمزيد من التفاصيل حول مزايا وعيوب منهج VAR يرجى الرجوع إلى (Pindyck and Rubinfeld 1991, 353-354).

(3) لمناقشة تفصيلية لهذه الاختبارات يمكن الرجوع إلى (Engle and Granger 1991).

(4) البيانات مستقاه من Saudi Arabian Monetary Agency 1994, 1995 Quarterly Bulletin, Dep. of Research & Statistics, Saudia Arabia: Riyadh.

(5) غير مسموح للأجانب بالتعامل في سوق الأسهم السعودي، إلاّ أن النظام يسمح لمواطني دول مجلس التعاون الخليجي العربية بتملك أسهم عدد محدود من الشركات السعودية مثل شركة الصناعات الأساسية (سابك) وبنسبة محدودة من رأس المال.

(6) بلغت نسبة الأسهم المتداولة في هذه القطاعات إلى المجموع العام 53٪، 81٪، 92٪ للأعوام 1985، 1990، 1995م. في حين بلغ نصيب هذه القطاعات الثلاثة من إجمالي قيمة الأسهم المتداولة 51٪، 62٪، 87٪ للأعوام الثلاثة على التوالي.

(7) الاستثناء الوحيد هو في نتيجة اختبار ديكي- فولر المركب لمتغير عرض النقود ولمؤشر أسعار الأسهم في فروقهما الأولى عند تضمين الاختبار حد ثابت واتجاه زمني، في حين تدل الاختبارات جميعها على سكون هذين المتغيرين فيما عدا ذلك.

(8) تنطوي معادلة التكامل المشترك على انحدار مؤشر أسعار الأسهم على عرض النقود بتعريفاته المختلفة كل على حدة ومن ثم اجراء اختبارات جذر الوحدة على بواقي هذه المعادلة للتعرف على ما اذا كانت هذه البواقي ساكنة أم لا، ففي حالة كون هذه البواقي ساكنة عند ذلك يستنتج بأن المتغيرين متكاملين تكاملاً مشتركاً.

(9) في حالة نسبة الامكانية يتم حساب 2 x2 (m) ~ L (B) - L (Bur) - L(.Br) حيث L(.Br). تمثل قيمة دالة الامكانية في ظل القيود و(L(Bur في ظل عدم وجود هذه القيود و m عدد القيود. ويتم مقارنة القيمة المحسوبة لـ x2(m) بالقيمة الحرجة، فإذا كانت القيمة المحسوبة أكبر من القيمة الحرجة ترفض فرضية العدم القائلة بعدم معنوية المتغيرات في النموذج المقيد. أما معيار ايكيك فيتم اختيار الفجوة التي تعطي أقل قيمة لهذا المعيار، وأخيراً في حالة أسلوب نيوي - وست فيتم اختيار الفجوة التي تعطي تقديرات غير متحيزة لمصفوفة التباين المشترك في حالة وجود التباين المتغير heteroskedasticity والارتباط الذاتي autocorrelation.

(10) يتطلب الأمر الموازنة بين الفجوات الطويلة، الضرورية لدقة التقدير، ودرجات الحرية. وهنا نستخدم للحكم على ملائمة الفجوة معيار AIC حيث وجد كل من (Messe and Geweke 1984) في مقارنة لأداء عدة طرق لاختيار الفجوة الملائمة في نظام VAR ان AIC يعطي نتائج أفضل.

(11) نظراً لأن معلمات نموذج VAR المقدرة غير مفيدة في حد ذاتها فقد درجت العادة في الدراسات التي تستخدم هذا المنهج على عدم ايرادها والاكتفاء بالتحليل الديناميكي للنتائج.

(12) لم نورد الأشكال البيانية لدوال الاستجابة وهي متاحة مباشرة من الباحث لمن يرغب من القراء.

(13) جميع نتائج الترتيب بحيث يأتي LSI في الأول ومتغير عرض النقود ثانياً تتشابه مع النتائج بالترتيب المعاكس وهي متاحة لمن يرغب من القراء.

(14) تتفق نتائج هذه الدراسة مع ما أشار اليه (Granger 1986) من ان وجود التكامل المشترك بين متغيرين يعني أن هناك علاقة سببية ذات اتجاه واحد على الأقل.

المصادر

Ali, S. and Hassan, A.

1993 "Is the Canadian Stock Market Efficient with Respect to Fiscal Policy? Some Vector Autoregressive Results". Journal of Economics and Business 45 (1): 49-59.

Cooley, T. and LeRoy, S.

1985 "Atheoretical Macroeconomics: A Critique". Journal of Monetary Economics 16 (2): 283-308.

Cornelius, P.

1993 "A Note on the Informational Efficiency of Emerging Markets". Weltwirtschaltliches Archive 129 (4): 820-828.

Darrat, A.

1990 "Stock Returns, Money and Fiscal Deficits". Journal of Financial and Quantitative Analysis 25 (4): 387-398.

Davidson, L. and Froyen, R.

1982 "Monetary Policy and Stock Returns: Are Stock Markets Efficient?" Federal Reserve Bank of St. Louis Economic Review 64 (1): 3-11.

Dwyer, G. and Wallace, M.

1992 "Cointegration and Market Efficiency". Journal of International Money and Finance 11 (2): 318-327.

Engle, R. and Granger, C.

1987 "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing". Econometrica 55 (1): 251-276.

Engle, R. and Granger, C.

1991 Long-Run Economic Relationships: Reading in Cointegration. Oxford: Oxford University Press.

Fama, E.

1970 "Efficient Capital Markets: A Review of Theoretical and Empirical Work". The Journal of Finance 25 (2): 393-417.

1990 "Efficient Capital Markets II". Unpublished Paper, University of Chicago.

Granger, C.

1986 "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables". Oxford Bulletin of Economics and Statistics 48 (1): 213-228.

Hashemzadeh, N. and Taylor, P.

1998 "Stock Prices, Money Supply and Interest Rates: The Question of Causality". Applied Economics 20 December: 1603-1611.

Homa, K., and Jaffee, D.

1971 "The Supply of Money and Common Stock Prices". Journal of Finance 26 (1): 231-249

Johansen, S.

1988 "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors". Journal of Economic Dynamic and Control 12 (1): 231-235.

Kapur, D., and Ravallion, M.

1988 "Rational Expectations and Long-Run Equilibria: Tests for Indian Securities". Economics Letters 32 March: 363-367.

Meese, R., and Geweke, J.

1984 "A Comparison of Autoregressive Univariate Forecasting Procedures for Macroeconomic Time Series". Journal of Business and Economic Statistics 2 (1): 191-200.

Mookerjee, R.

1987 "Monetary Policy and the Informational Efficiency of the Stock Market: The Evidence from Many Countries". Applied Economics 19 November: 1521-1532.

Newey, W., West, K.

1987 "A Simple Postive Semi-Definite Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix". Econometrica 55 (3): 703-708.

Nishat, M., Saghir, A.

1992 "The Impact of Monetary and Fiscal Policy Actions on the Stock Market in Pakistan". International Journal of Development Banking 10 (1): 23-27.

Phillips, P., Perron, P.

1988 "Testing for a Unit Root in Time Series Regression". Biometrika 75 (2): 335-346.

Pindyck. R., and Rubinfeld, D.

1991 Econometric Models and Economic Forecasts. McGraw-Hill: New York, 3rd ed.

Rozeff, M.

1974 "Money and Stock Prices: Market Efficiency and the Lag in the Effect of the Monetary Policy". Journal of Financial Economics 1 (1): 245-302.

Runkle, D.

1987 "Vector Autoregressions and Reality". Journal of Business and Economic Statistics 5 (3): 437-442.

Samuels, J.

1981 "Inefficient Capital Markets and their Implications". pp 129-148 in F. Derkindren and R. Crum eds. Risk, Capital Cost and Project Financing Decisions. The Hague: Martinus Nijhoff.

Sargan, J. and Bhargava, A.

1983 "Testing Residuals from Least Squares Regressions for Being Generated by the Gaussian Random Walk". Econometrica 51 (1): 153-174.

Sargent, T.

1984 "Autoregression, Expectations, and Advice". American Economic Review 74 (3): 408-415.

Serletis, A.

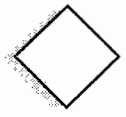
1993 "Money and Stock Prices in the United States". Applied Financial Economics 3 January: 51-54.

Sharma, J.

1983 "Efficient Capital Markets and Random Character of stock price Behavior in Developing Countries. "Indian Economic Journal 31 (1): 53-70.

Sims, C.

1980 "Macroeconomics and Reality". Econometrica 48 (1): 1-48.



Economics

The Saudi Stock Market and the Monetary Policy

*Hamad S. al-Bazai**

The efficiency of the Saudi Arabian stock market is investigated with respect to monetary policy. A vector auto-regressive model is used to study the sources of money and stock price fluctuations. Unit root tests indicate that all variables (LM1, LM2, LM3, AND LMI) are difference stationary and cointegrated. VAR results show unidirectional causality between LM1 and LMI, LM2, and LMI, AND BETWEEN LM3 AND LMI. In light of these findings, it can be concluded that the Saudi stock market is inefficient with respect to monetary policy, which casts some doubt on its present role in mobilizing resources to promote economic development.

* Associate professor, Dept. of Economics, college of Administrative Sciences, King Soud university, Saudi Arabia.

Journal of the Social Sciences.
Vol. 26 - No. 2 - Summer 1998 - P.P. 91 - 106.