

## السياسة النقدية وكفاءة سوق الأسهم :

### دليل قياسي من سوق الأسهم السعودية

علي زاوي ديابي

أستاذ زائر

كلية العلوم الإدارية

جامعة الإمارات العربية المتحدة

الإمارات العربية المتحدة

حمد بن سليمان البازعي

أستاذ مشارك

قسم الاقتصاد-كلية العلوم الإدارية

جامعة الملك سعود - الرياض

المملكة العربية السعودية

( قدم للنشر في ١٤١٧/٦/٢ هـ وقبل للنشر في ١٤١٧/١٢/٢٨ هـ )

**المستخلص:** تهدف هذه الدراسة إلى اختبار مدى كفاءة سوق الأسهم السعودية بالنسبة للسياسة النقدية وذلك بتقسيم التوقعات حول هذه السياسة إلى جزء متوقع وآخر غير متوقع باستخدام طريقتي الإبطاء كثيرة الحدود الموزعة (الإبطاء) وبوكس-جينكينز (أريما). كما تم تحليل الخصائص الإحصائية للسلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة وتبين أنها ساكنة في الفروق. تبدو نتائج الدراسة حساسة نوعاً ما لكل من تعريف عرض النقود وأسلوب توليد التوقعات. فوفقاً لأسلوب الإبطاء وتعريفي M1, M2 وجد أن السياسة النقدية بشقيها المتوقع وغير المتوقع تؤثر على عائد السوق، في حين يؤثر الجزء غير المتوقع من السياسة النقدية فقط عند استخدام تعريف M3 وأسلوب الإبطاء أو تعريف M2 وأسلوب أريما. أما على المستوى القطاعي للسوق فقد تم التوصل إلى نتائج متباينة وتعتمد على التعريف المستخدم للنقود وطريقة توليد التوقعات. وبناء على هذه النتائج يتضح عدم إمكانية الجزم بالكفاءة المعلوماتية لسوق الأسهم السعودية في حين يبدو أن الكفاءة متحققة على مستوى بعض القطاعات وتحديداً قطاعي البنوك والصناعة. هذه النتائج تتطلب مزيداً من الدراسات للتعرف على طبيعة الفوارق بين قطاعات السوق وأسباب هذه الفوارق .

### مقدمة

تلعب أسواق الأسهم دورا مهما في التخصيص الأمثل للموارد المحدودة حيث تعمل على تجميع وتحويل الموارد المالية من الوحدات ذات الفائض إلى الوحدات ذات العجز الأكثر إنتاجية . ومن هذا المنطلق اهتمت دول العالم الثالث بإنشاء هذه الأسواق ووضع الأطر والضوابط التي تعمل على تفعيل هذا الدور الهام والحيوي لمسيرة التنمية الاقتصادية . ونظرا لأن كثيرا من أسواق المال في الدول النامية تعاني من ضعف في هيكلها التنظيمية وسيادة المنافسة الاحتكارية فإن سوق الأسهم الكفاء يعد في طليعة الشروط الواجب توفرها للوصول إلى أسواق مالية أكثر كفاءة .

من أهم عناصر الكفاءة في أسواق الأسهم الكفاءة المعلوماتية، وتعني قدرة سوق الأسهم على الاستخدام الكامل للمعلومات المتوافرة عند تقرير سعر سهم ما . وقد حدد فاما (Fama 1970) ثلاثة صيغ للكفاءة، فهناك الكفاءة الضعيفة وتعني أن أسعار الأسهم تعكس كامل المعلومات الماضية، والكفاءة القوية وتعني أن أسعار الأسهم تعكس كامل المعلومات المتاحة ماضية كانت أم حالية إضافة إلى المعلومات الداخلية . وبين هذين المستويين من الكفاءة تقع الكفاءة شبه القوية وتعني أن أسعار الأسهم تعكس كامل المعلومات المتاحة الماضية والحالية .

إن غياب الكفاءة يعني مقدرة بعض المتعاملين على الحصول على أرباح غير عادية من جراء إطلاعهم على معلومات خاصة غير متاحة لكافة المتعاملين (معلومات داخلية Inside Information). ومن هنا يتبين أن عدم إتاحة كافة المعلومات المتعلقة بسهم ما للمستثمرين يعني عدم قدرة هذه السوق على لعب دور المحول للأموال من وحدات الفائض إلى وحدات العجز الأكثر إنتاجية والأكثر فائدة للاقتصاد مما يعد هدرا للموارد النادرة وتعويقا للتنمية الاقتصادية .

وتشير بعض الدراسات التجريبية إلى أن أسواق الأسهم في الدول النامية لا تتصف بالكفاءة المطلوبة التي تمكنها من لعب الدور المناط بها في مسيرة التنمية الاقتصادية (Cornelius, 1993) و (Drake, 1977) . ويرى سامويلز (Samuels, 1981) أن أسواق الأسهم في الدول النامية تتصف بعوامل تعوق تحقيق الكفاءة، ومن هذه العوامل :

(أ) عدم توفر العدد الكافي من المتعاملين لضمان المنافسة، كما لا يتوفر العدد الكافي من المتعاملين لضمان محافظ استثمار متنوعة .

(ب) اختلاف تفضيلات المخاطرة والموقف منها، (ج) ضعف التنظيمات، (د) ضعف الاتصالات مما يجعل بعض المستثمرين يستفيدون على حساب الآخرين، وأخيراً (هـ) ندرة المحللين الماليين الأكفاء والمستشارين المهنيين .

إن معرفة مدى الكفاءة المعلوماتية لسوق ما يعد أمراً بالغ الأهمية بالنظر إلى أهمية دور هذه الأسواق في التنمية . ونظراً لحرص وتأكيد حكومة المملكة العربية السعودية على دور القطاع الخاص في تنفيذ وتحقيق أهداف خطط التنمية، فإن دراسة سوق الأسهم السعودية والتعرف على مدى كفاءته في استخدام المعلومات ذات أهمية قصوى . خاصة في ظل قلة الدراسات حول الكفاءة المعلوماتية لهذا السوق، ومن هذه الدراسات القليلة (AITurki and AlBazai, 1993) و (Butler and Malaikan, 1991)، إلا أن هاتين الدراستين اهتمتا باختبار الصيغة الضعيفة للكفاءة. ومن القضايا التي يدور حولها الجدل مدى كفاءة سوق الأسهم بالنسبة للسياسة النقدية، فتفترض نظرية محافظ الاستثمار النقدية Monetary Portfolio Theory أن السياسة النقدية، من خلال تغيرات عرض النقود، تؤثر على أسعار الأسهم إما مباشرة عن طريق التغيرات في المحافظ الاستثمارية، أو بطريق غير مباشر من خلال تأثير عرض النقود على المتغيرات الاقتصادية الكلية، مثلاً من خلال التأثير على الدخل . وفي المقابل تنص فرضية كفاءة السوق بصيغتها شبه القوية على أن أسعار الأسهم تعكس كامل المعلومات ومنها عرض النقود. ولاشك أن الجزم بصحة أي من هاتين الفرضيتين يعد مسألة تجريبية .

ويحاول هذا البحث إجراء دراسة تجريبية للتعرف على مدى كفاءة سوق الأسهم السعودية بالنسبة للسياسة النقدية بشقيها المتوقع وغير المتوقع، وذلك بالاستفادة من أدبيات فرضية التوقعات الرشيدة والتي تنص على أن مستوى أسعار الأسهم -شأنها في ذلك شأن أي متغير اقتصادي آخر- يعكس في جزء منه الأحوال الاقتصادية المستقبلية والتي قد تتضمن، ضمن أشياء أخرى، الصدمات النقدية . فإذا كانت الأسواق المالية -ومنها أسواق الأسهم- تنصف بالكفاءة فإن الجزء غير المتوقع من السياسة فقط (السياسة النقدية مثلاً) هو الذي سيؤثر على الأسعار. ويمثل السلوك غير المتوقع لسياسة ما معلومات جديدة للأسواق المالية ينبغي الاستفادة منها، كما تفيد دراسة هذا السلوك في توقع سلوك واضعي السياسة أو التنبؤ بالسلوك المستقبلي للمتغيرات الاسمية أو الحقيقية<sup>(١)</sup> .

(١) لمزيد من التفاصيل انظر Bailey [1990] .

وتستخدم هذه الدراسة - كما في الدراسات المماثلة - أسلوبا مبنيا على فرضية التوقعات الرشيدة (Rational Expectations Hypothesis (REH) التي تفترض أن وحدات اتخاذ القرار تستخدم كافة المعلومات المتاحة لتوقع حجم واتجاهات المتغيرات الاقتصادية مع تجنب عمل أخطاء متكررة في هذا الشأن . كما تفترض أيضا أن الأسعار - ومنها أسعار الأسهم - مرنة مما يجعل السوق يتسم بالتوازن حتى في الأجل القصير . ونظرا لان الدراسة تتضمن اختبار أثر التوقعات بشأن السياسة النقدية على أسعار الأسهم لذا تستخدم هذه الدراسة أسلوبا قياسيا لتوليد التوقعات مكونا من خطوتين يتم في الأولى تصميم معادلة للتنبؤ بمعدل نمو المعروض النقدي وتقسيم هذا المعدل إلى جزئين الأول متوقع والثاني غير متوقع . ويعود الفضل إلى (Barro 1977) في اقتراح وتطبيق هذا الأسلوب، كما طبق أيضا من قبل (Mishkin 1982) و (Abel and Mishkin 1983) و (Hoffman et. al., 1984) و (Huizinga and Leiderman 1987) لقياس أثر السياسة النقدية المتوقعة وغير المتوقعة على المتغيرات الاقتصادية الحقيقية . وتبع لهذا الأسلوب يقاس الجزء المتوقع بالقيم المقدرة (Fitted Values) لمعادلة التنبؤ، وتمثل البواقي (Residuals) الجزء غير المتوقع. وفي الخطوة الثانية تتم إضافة معدل نمو المعروض النقدي المتوقع وغير المتوقع كمتغيرين مستقلين في معادلة انحدار تتضمن عائد أسعار الأسهم كمتغير تابع للتعرف على استجابة هذه العوائد للمتغيرات في نمو المعروض النقدي .

تنقسم هذه الدراسة إلى أربعة مباحث رئيسة، فيلي هذه المقدمة المبحث الأول الذي يستعرض الجوانب النظرية . ويناقش المبحث الثاني النموذج المستخدم وأسلوب التقدير، كما يقدم المبحث الثالث عرضا للبيانات المستخدمة ومناقشة لنتائج الدراسة . وفي المبحث الرابع يتم تقديم ملخص لأهم نتائج الدراسة مع مناقشة ما تعنيه هذه النتائج للسياسة الاقتصادية مع عرض لإمكانات الدراسات المستقبلية .

### الجوانب النظرية

تستند دراسات العلاقة بين أسعار الأسهم وعرض النقود إلى فرضية المحفظة الاستثمارية النقدية التي ترى أن المستثمرين يسعون إلى تحقيق التوازن في عوائد الاستثمارات المختلفة للوصول إلى أقصى عائد ممكن، حيث يؤدي تغير عرض النقود إلى اختلال التوازن بين عرض وطلب النقود مما يدفع المستثمر إلى التخلص من كمية النقود غير المرغوبة بالشراء من الأصول الأخرى المكونة

للمحافظة الاستثمارية، والتي من ضمنها الأسهم مما يرفع أسعارها (Brunner, 1961)<sup>(٢)</sup>. ويشير فاما (Fama, 1970) إلى قناة أخرى للعلاقة بين أسعار الأسهم وعرض النقود فيما أصبح يعرف بفرضية كفاءة السوق التي تنص في صيغتها شبه القوية على أن المتعاملين في سوق الأسهم يستخدمون كافة المعلومات المتاحة الحالية والماضية، ومنها المعلومات المتعلقة بالمعروض النقدي، لذا من المتوقع تبعاً لهذه الفرضية أن لا تتباطأ استجابة أسعار الأسهم للتغير في عرض النقود، كما لا يمكن للمتعاملين في السوق تطوير قاعدة للتعامل في الأسهم لتحقيق أرباح غير عادية بناء على معلومات عرض النقود .

وتقدم فرضية التوقعات الرشيدة تبريراً آخر لافتراض عدم وجود علاقة بين أسعار الأسهم ومعلومات عرض النقود، حيث ترى هذه الفرضية أن لدى المتعاملين في الأسواق المالية المعلومات الكاملة حول المتغيرات الاقتصادية، كما تفترض أن هؤلاء المتعاملين يستخدمون هذه المعلومات بكفاءة لتوقع ما ستكون عليه هذه المتغيرات مستقبلاً، لذا تعتمد أسعار الأسهم على ما سيحدث للمتغيرات الاقتصادية في المستقبل، ومن هذه المتغيرات الصدمات النقدية. وفي هذا الإطار يمكن تعريف الصدمة النقدية بأنها الفرق بين السياسة المدركة Realized للسياسة النقدية والسياسة المتوقعة Predicted من قبل وحدات اتخاذ القرار. فإذا كان سوق الأسهم كفوئاً فسيكون الجزء غير المتوقع من السياسة النقدية فقط هو المؤثر على أسعار الأسهم .

ومن هنا تخلص نظرية التوقعات الرشيدة إلى عدم فعالية السياسات الاقتصادية ما لم تكن مفاجئة، ويطلق على هذه الفرضية عدم فعالية السياسة Policy ineffectiveness. وتستمد هذه الفرضية أصولها من العمل الشهير لـ (Lucas, 1976) وتطبيقاته من قبل كل من (Sargent, 1976) و (Sargent and Wallace, 1975). وتبعاً لهذه الفرضية يعتقد منظرو التوقعات الرشيدة أن تغيرات السياسة المتوقعة ستكون مأخوذة في الحسبان من قبل وحدات اتخاذ القرار الاقتصادي، ومن ثم فلن يكون لها أي أثر حقيقي على المتغيرات الاقتصادية الكلية. وسيكون التأثير فقط للتغيرات غير المتوقعة حيث إنها تحرف المتغير الاقتصادي عما كان متوقعاً. ويعزى تأثير الجزء غير المتوقع لنمو المعروض النقدي إلى أن متخذي القرار الاقتصادي قد يفسرون خطأً التغيرات المطلقة في الأسعار على أنها تغيرات في الأسعار النسبية، كما يمكن إرجاع هذا التأثير إلى تأثير الجزء غير المتوقع في

(٢) لمزيد من التفاصيل حول هذه الفرضية والدراسات التجريبية حولها يرجى الرجوع إلى :

Serletis [1993], Hashemzadeh and Taylor [1988], and Rozeff [1974].

معدل نمو المعروض النقدي على التوقعات بشأن التضخم ومن ثم على أسعار الأسهم والتي تعد، ضمن أنواع أخرى من الاستثمار، ملاذًا للمستثمرين للمحافظة على دخولهم الحقيقية.

ونظرا لأهمية هذه الفرضية بما تمثله من مضامين للسياسة الاقتصادية الكلية فقد تمت دراسة مدى انطباقها على الواقع الاقتصادي، كما تمت محاولات للاستفادة من هذه النظرية في تقرير مدى كفاءة أسواق الأسهم، حيث إن هذه الفرضية تفيده في إعطاء معنى تجريبي لاختبار الكفاءة شبه القوية في هذه الأسواق . و تكاد تجمع الدراسات على عدم فعالية السياسة النقدية في التأثير على أسعار الأسهم في الدول المتقدمة، في حين تفيده هذه الدراسات على أن الجزء غير المتوقع من السياسة النقدية هو الذي يؤثر على أسعار الأسهم والعوائد على هذه الأسهم<sup>(٣)</sup> .

أما بخصوص الدليل التجريبي لأثر السياسة غير المتوقعة على أسعار الأسهم في عدد من الدول النامية فقد تم التوصل إلى نتائج متعارضة . فعلى سبيل المثال يرى (Nishat and Saghir 1992)، أن لكل من السياسة النقدية المتوقعة وغير المتوقعة أثر على أسعار الأسهم في باكستان ويرى (Bailey, 1989) أن السياسة غير المتوقعة فقط هي المؤثرة على أسعار الأسهم في دول حوض المحيط الهادي) .

### النموذج وأسلوب التقدير

لقياس مدى كفاءة أسعار الأسهم بالنسبة لمعلومات عرض النقود، أو بمعنى آخر مدى استجابة (أو جمود) هذه الأسعار، نقوم بتقدير المعادلة الأساسية التالية :

$$RSP_{it} = C_i(L)RSP_{it-1} + a_{0i}DMA_t + a_{1i}DMR_t + b_iTrend + E_{it} \quad (1)$$

حيث  $RSP_{it}$  الفروق الأولى للوغاريتم سعر السهم (عائد السهم) لقطاع  $i$  في الشهر  $t$ <sup>(٤)</sup>،  $DMA_t$  السياسة النقدية المتوقعة،  $DMR_t$  السياسة النقدية غير المتوقعة،  $Trend$  اتجاه زمني، و  $E_{it}$  حد عشوائي. بمتوسط حسابي صفر وتباين ثابت . ويفيد تقدير المعادلة على هيئة فروق أولى إضافة إلى تضمين المعادلة متغير الاتجاه الزمني في تحاشي الحصول على علاقة زائفة spurious بين المتغير التابع

(٣) انظر على سبيل المثال (Pearce and Roley, 1985) و (Bailey, 1990) و (Hancock, 1989) للولايات المتحدة الأمريكية و (Deaves, 1991) لكندا و (Asperm, 1989) لعشر من الدول الأوروبية. لدليل معارض انظر (Mishkin, 1983) و (Glick and Hutchison, 1990).

(٤) يشير أخذ فرق اللوغاريتم الطبيعي لأي متغير إلى التغير النسبي للمتغير، كما تجدر الإشارة إلى أن عائد السهم يشمل الأرباح إضافة إلى الكسب الرأسمالي، إلا أن من الشائع عند دراسة سلوك الأسهم خلال فترات قصيرة (شهرية أو أسبوعية أو يومية) الاكتفاء باستخدام الكسب الرأسمالي كمؤشر لعائد الاستثمار، كما أثبتت الدراسات وجود ارتباط قوي بين الكسب الرأسمالي والأرباح الموزعة لذا فإن استخدام الكسب الرأسمالي فقط لحساب العائد على السهم يعتبر مؤشرا جيدا . لمزيد من التفاصيل انظر [Fama 1991] .

dependent variable والمتغيرات المفسرة explanatory variables خاصة في حالة عدم سكنون السلاسل الزمنية لهذه المتغيرات<sup>(٥)</sup>.

ويعبر مجموع معاملات الإبطاء  $C_i(L)$  عن مقياس التأثير الصافي لجمود الأسعار Price Inertia (Gordon 1982) و (Ahmed 1987). كما يمكن أيضاً اعتبار المقدار  $(L) 1-C_i$  معاملاً للتعديل adjustment coefficient، كلما اقترب  $C_i(L)$  من الواحد الصحيح كان تعديل الأسعار تدريجياً، وبالتالي يكون انحراف السعر عن التوازن الآني كبيراً.

وتنحصر الفرضيات محل الاختبار في فرضيتين أساسيتين، ترى الأولى وجود تعديل آني للأسعار، أي  $C_i(L)=0$ ، كما تفترض استجابة تامة للأسعار للجزء المتوقع من السياسة النقدية، (أي  $a_{i0}=1$ )، وتعرف هذه الفرضية بفرضية "لو كاس-سارجنت-ولاس (ل س و) Lucas-Sargent-Wallace (LWS). أما الفرضية الثانية فتعني وجود بعض الجمود في الأسعار (أي  $0 < C_i(L) < 1$ )، كما تفترض انعكاساً جزئياً للجزء المتوقع من السياسة النقدية (أي  $a_{i0} < 1$ )، وتعرف هذه الفرضية باسم الفجوة (GAP). علاوة على ذلك ترى فرضية الفجوة تأثير جزئي متمائل لكل من الجزء المتوقع والجزء غير المتوقع من السياسة النقدية على الأسعار (أي  $a_{i0}=a_{i1} < 1$ ). ويمكن تلخيص هاتين الفرضيتين في الجدول الآتي:

جدول رقم (١)  
ملخص لفرضيتي الدراسة

ل س و (LWS)	(الفجوة) GAP
$C_i(L)=0$	$0 < C_i(L) < 1$
$a_{i0} = 1, a_{i1} < 1$	$a_{i0} = a_{i1} < 1$

ومن المآخذ على بعض الدراسات عن الحياد النقدي Monetary Neutrality تركيز التحليل على مستوى السوق ككل (انظر على سبيل المثال دراسة (Landon 1995) و (Gauger and Enders 1989)، وهذا يعني الافتراض الضمني بتساوي المعلمات على مستوى القطاعات (أي تماثل استجابة أسعار كل قطاع)، أو وجود اختلاف بسيط بينها. لكن الواقع غير ذلك حيث إن أنشطة القطاعات متميزة عن بعضها البعض كما تتباين تكلفة المعلومات، لذا سيكون التحليل في هذه الدراسة على مستويين: مستوى السوق ككل، وعلى مستوى القطاعات الأكثر نشاطاً في التداول.

(٥) غالباً ما يتم الحصول على النتائج الزائفة من انحدار متغير غير ساكن على متغير (متغيرات) غير ساكن (غير ساكنة). ويتم التعرف على وجود النتائج الزائفة عندما تكون  $R^2$  أكبر من إحصائية دربن واتسون. لمزيد من التفاصيل حول هذه النقطة يرجى الرجوع إلى [Granger and Newbold 1974].

ولأن الدراسة تتعلق باختبار سلوك أسعار الأسهم بالنسبة للجزء المتوقع وغير المتوقع من السياسة النقدية، فلا بد من اعتماد طريقة (أو طرق) مناسبة لتوليد هذه التوقعات لعدم إمكانية الحصول عليها مباشرة. وفي هذه الدراسة نستخدم طريقتين، الأولى: طريقة الإبطاء كثيرة الحدود الموزعة (الإبطاء اختصاراً) Polynomial Distributed Lag (PDL) والثانية: طريقة بوكس-جنكينز Box-Jenkins. وتفترض الطريقة الأولى أن التوقعات تتم باستخدام جميع القيم الماضية للمتغير حيث يتم إعطاء القيم الأحدث وزناً أكبر يتناقص مع تقادم القيمة، وتسمى هذه الطريقة أيضاً أسلوب التوقعات المتكيفة Adaptive Expectations، بينما لا تفترض الطريقة الثانية أي سلوك اقتصادي ضمني<sup>(٦)</sup>. وتبعاً لهاتين الطريقتين يتم معاملة القيم المقدرة (Fitted values) على أنها الجزء المتوقع من السياسة النقدية ويرمز لها بـ  $DMA_t$ ، أما الجزء غير المتوقع والذي يرمز له بـ  $DMR_t$  فيقدر بقيم البواقي المحسوبة (Residuals).

### البيانات ونتائج الدراسة

يعد سوق الأسهم السعودية من الأسواق الناشئة التي تتصف بضعف التداول Thin Market. وقد بلغ عدد الأسهم المصدرة حتى الربع الثالث من عام ١٩٩٥م، ٧٥٨ مليون سهم بقيمة تزيد قليلاً على ١٦١ مليار ريال، وعدد الشركات التي تم تداول أسهمها في عام ١٩٩٥م (٦٩) شركة. وقد بلغ عدد الأسهم المتداولة عام ١٩٩٤م ما يزيد قليلاً على ١٥٢ مليون سهم (٢٠٪ من عدد الأسهم المصدرة)، بقيمة تبلغ حوالي ٢٥ مليار ريال (ما يعادل ١٦٪ من قيمة الأسهم المصدرة) وعدد المبادلات ٣٥٧ ألف مبادلة (متوسط حجم كل مبادلة ٤٢٥ سهم)، إلا أن عدد الأسهم المتداولة انخفض في عام ١٩٩٥م ليصبح حوالي ١١٧ مليون سهم (١٥٪ من الإجمالي) بقيمة ٢٣ مليار ريال (١٤٪ من إجمالي القيمة) وبلغ عدد المبادلات ٢٩٢ ألف مبادلة (متوسط حجم المبادلة ٤٠١ سهم). وتستحوذ قطاعات الخدمات والصناعة والبنوك على نصيب الأسد من حجم وقيمة المبادلات في السوق، ففي عام ١٩٩٤م أتى قطاع الخدمات في المركز الأول من حيث عدد الأسهم المتداولة بنسبة ٤٨٪، والصناعة في المركز الثاني بـ ٣١٪، والبنوك في المركز الثالث بنسبة ١٠٪ (أي ٨٩٪ من الإجمالي). وفي عام ١٩٩٥م بلغ نصيب هذه القطاعات مجتمعة ٨٦٪ من إجمالي

(٦) نظراً لعدم وجود بيانات شهرية للناتج المحلي الإجمالي فلم تتمكن الدراسة من استخدام نموذج قياسي يأخذ في الحسبان سلوك المتغيرات الاقتصادية مثل النموذج الذي اقترحه [Kormendi and Meguire 1984] حيث يمكن أخذ العوامل الاقتصادية الحقيقية المؤثرة على عرض النقود بعين الاعتبار.



عدد الأسهم المتداولة<sup>(٧)</sup> .

تستخدم هذه الدراسة بيانات شهرية تمتد من ١٩٨٥:٠٢ إلى ١٩٩٥:٠٩ بعدد ١٢٨ مشاهدة لأسعار سوق الأسهم السعودية ككل، وللقطاعات الثلاثة الأكثر نشاطاً (البنوك والصناعة والخدمات)، ولعرض النقود بتعريفاته الثلاثة المعتمدة لدى مؤسسة النقد العربي السعودي وهي (M3, M2, M1). وجميع البيانات مأخوذة من النشرة الفصلية لإحصاءات النقود والبنوك الصادرة عن مؤسسة النقد العربي السعودي (SAMA). وقد تم تحويل السلاسل باستخدام اللوغاريتم الطبيعي. وللتأكد من سكون السلاسل للمتغيرات محل الدراسة تم إخضاعها لاختبارات جذر الوحدة المعروفة باسم اختبار ديكي-فوللر المركب (Augmented Dickey-Fuller (ADF)، Dickey (1979) and Fuller) واختبار فيليبس-بيرون (Phillips and Perron 1988)<sup>(٨)</sup>. وفي حالة قبول فرضية العدم القائلة باحتواء سلاسل المتغيرات على جذر الوحدة (غير ساكنة) يتطلب الأمر تسكين هذه السلاسل بتحويلها إلى فروقها الأولى على النحو التالي :

$$RSP_{it} = \ln SP_{it} - \ln SP_{it-1} \quad (I=1,2,3,4)$$

$$GM_{jt} = \ln M_{jt} - \ln M_{jt-1} \quad (j= 1,2,3)$$

حيث  $RSP_{1t}$ ،  $RSP_{2t}$ ،  $RSP_{3t}$  و  $RSP_{4t}$  تمثل عوائد السهم للسوق ككل ولقطاعات البنوك والصناعة والخدمات على التوالي، بينما  $GM_{1t}$ ،  $GM_{2t}$  و  $GM_{3t}$  ترمز إلى نمو عرض النقود بالتعريف الضيق (M1) والتعريف الواسع (M2) والتعريف الأوسع (M3) على التوالي .

ويبين من نتائج اختبار جذر الوحدة المدرجة في الجدول رقم (٢) رفض اختبار ديكي-فوللر المركب وفيليبس-بيرون لفرضية العدم القائلة بسكون السلاسل الزمنية للمتغيرات (أي  $(Ho: SP_{it}, M_{jt} \sim I(0))$ . إلا أن هذه المتغيرات تصبح ساكنة عند إجراء هذين الاختبارين على الفروق الأولى [ انظر الجدول رقم (٣) ]. وبمقارنة اختبار ديكي-فوللر المركب باختبار فيليبس-بيرون يعطي الأخير نتائج أفضل حيث يرفض الفرض القائل بوجود جذر الوحدة الثاني. بمستوى ثقة أعلى. واستناداً إلى هذه النتائج يمكن القول إن كل المتغيرات موضوع الدراسة ذات طبيعة غير ساكنة (أي أنها  $I(1)$ ). وحيث دلت الاختبارات على عدم سكون السلاسل الزمنية للمتغيرات فإن

(٧) بلغ عدد الأسهم المتداولة عام ١٩٨٥ م حوالي ٤ ملايين سهم بقيمة ٧٦٠ مليون ريال، وفي عام ١٩٩٠ تم تداول حوالي ١٧ مليون سهم بقيمة ٤.٤ مليار ريال.

(٨) للمقارنة بين أداء هذين الاختبارين يرجى الرجوع إلى [Schwert 1989].

هذه المتغيرات تدخل في نماذج التقدير على هيئة الفروق الأولى لتلافي الحصول على نتائج زائفة .spurious results

### جدول رقم (٢)

اختبارات جذر الوحدة (المستويات)

المتغير	دون اتجاه				مع اتجاه				
	ADF	$Z(\alpha^*)$	$Z(t^*\alpha)$	$Z(\phi_1)$	ADF	$Z(t\beta^*)$	$Z(t^*\alpha)$	$Z(\phi_2)$	$Z(\phi_3)$
LM1	-0.44	-0.85	-0.69	2.87	-1.83	-12.4	-2.51	3.49	3.16
LM2	-0.04	-0.47	-0.38	3.53	-2.18	-13.84	-2.69	4.32	3.65
LM3	-0.71	-0.66	-0.66	5.25	-2.25	-17.19	-2.96	5.61	4.40
SP <sub>1t</sub>	-1.02	-1.29	-0.79	0.38	-1.97	-4.06	-1.44	0.74	1.05
SP <sub>2t</sub>	-1.58	-1.41	-0.90	0.74	-1.81	-4.63	-1.33	0.85	0.95
SP <sub>3t</sub>	-0.82	-0.81	-0.61	0.99	-1.84	-3.60	-1.38	1.17	0.96
SP <sub>4t</sub>	-1.51	-2.97	1.25	0.88	-1.84	-5.03	-1.72	1.08	1.53
Critical Values (10%) القيم الحرجة (١٠٪)									
	-2.57	-11.2	-2.57	3.78	-3.13	-18.2	3.13	4.03	5.34

ملاحظة : القيم الحرجة مأخوذة من (Fuller, 1976, p. 373)

### جدول رقم (٣)

اختبارات جذر الوحدة (الفروق الأولى)

المتغير	دون اتجاه				مع اتجاه				
	ADF	$Z(\alpha^*)$	$Z(t^*\alpha)$	$Z(\phi_1)$	ADF	$Z(t\beta^*)$	$Z(t^*\alpha)$	$Z(\phi_2)$	$Z(\phi_3)$
LM1	-2.75	-89.6	-11.7	67.0	-2.73	-89.69	-11.59	44.33	66.45
LM2	-2.85	-79.3	-10.7	56.8	-2.81	-78.76	-10.72	37.79	56.63
LM3	-5.02	-106.4	-10.69	57.1	-4.99	-106.4	-10.64	37.67	56.49
SP <sub>1t</sub>	-3.79	-58.34	-6.09	18.6	-3.79	-58.35	-6.06	12.28	18.40
SP <sub>2t</sub>	-2.74	-71.37	-6.09	22.3	-2.87	-71.26	-6.64	14.73	22.09
SP <sub>3t</sub>	-2.83	-79.46	-7.02	24.7	-2.84	-79.70	-7.00	16.44	24.62
SP <sub>4t</sub>	-2.37	-86.49	-7.62	29.1	-2.35	-86.57	-7.59	19.2	28.92
Critical Values (10%) القيم الحرجة (١٠٪)									
	-2.57	-11.2	-2.57	3.78	-3.13	-18.2	3.13	4.03	5.34

ملاحظة : القيم الحرجة مأخوذة من (Fuller, 1976, p. 373)

بعد التعرف على الخصائص الإحصائية للسلاسل الزمنية محل الدراسة تأتي الخطوة الثانية في الاختبار وهي توليد التوقعات حول معدل نمو المعروض النقدي. ويوضح جدول رقم (٤) نتائج التقدير للجزء المتوقع وغير المتوقع وفقاً لطريقتي الإبطاء وBox-Jenkins. ولأهمية تحديد الفجوات الملائمة للنماذج المستخدمة، فقد تم استخدام طريقة زياو (Hsiao, 1981) التي تعتمد حساب خطأ التوقع النهائي Final Prediction Error (FPE) المقترح من قبل إيكياك (Akaike, 1979).

وتتكون طريقة زياو من خطوتين، الأولى: تحديد الفجوة الملائمة للمتغير التابع المتباطئ التي تقلل خطأ التوقع النهائي، والثانية: تحديد الفجوة الملائمة للمتغير (للمتغيرات) الأخرى التي بدورها تقلل خطأ التوقع النهائي. كما تم استخدام اختبار F-test للتحقق من مناسبة القيود المفروضة على معاملات بعض المتغيرات.

ويتبين من النتائج (الجدول رقم ٤) أن الفجوة المناسبة لنموذج الإبطاء تمتد إلى ٨ فترات. أما نموذج بوكس-جينكينز فهو عبارة عن توليفة من الخدار ذاتي autoregressive من الدرجة الأولى (AR(1))، ومتوسط متحرك moving average من الدرجة الأولى أيضا (MA(1)) أي ARIMA(1,0,1) (اربما اختصاراً).

#### جدول رقم (٤)

##### معادلات توليد التوقعات

المتغير	نموذج الإبطاء PDL (p,d,q)			نموذج أربما ARIMA (1,0,1)		
	GM1 (8,2,1)	GM2 (8,2,1)	GM3 (6,2,1)	GM1	GM2	GM3
Const.	0.006 (2.52)	0.006* (3.03)	0.005 (3.19)	0.006 (1.59)	0.006* (1.90)	0.006 (1.59)
Lag 1	-0.047* (-1.99)	-0.046* (-2.07)	0.02 (0.69)	AR(1): -0.73* (-4.65)	AR(1) - .59* (-1.99)	AR(1): -0.73* (-4.65)
Lag 2	-0.082* (-2.06)	-0.080* (-2.14)	0.02 (0.43)	MA(1): - .86* (-7.79)	MA(1): -0.72* (-2.89)	MA(1): -0.86* (-7.79)
Lag 3	-0.104* (-2.13)	-0.102* (-2.23)	-0.003 (-0.05)			
Lag 4	-0.115* (-2.20)	-0.114* (-2.33)	-0.05 (-1.02)			
Lag 5	-0.113* (-2.23)	-0.113* (-2.39)	-0.115 (-2.40)			
Lag 6	-0.098* (-2.04)	-0.10* (-2.23)	-0.204* (-2.71)			
Lag 7	-0.072* (-1.34)	-0.077* (-1.53)				
Lag 8	-0.033* (-0.45)	-0.042* (-0.61)				
Sum of Coeff.	-0.666 (-2.15)	-0.674* (-2.33)	-0.328 (-1.49)			
F(6,110)	1.73	1.29	1.31			
$\sigma^2$	0.0006	0.00033	0.00023	0.00057	0.00035	0.00057

ملاحظات :- القيم داخل الاقواس تمثل احصائية t-stat.

\*تعني أن القيمة معنوية عند مستوى ثقة ٥٪.

\*\*تعني أن القيمة معنوية عند مستوى ثقة ٥٪.

القيمة الحرجة ل F(6,110) = 2.18، و  $\sigma^2$  تشير إلى تباين الخطأ العشوائي.

ومن الجدول رقم (٥) للتعريف الضيق لعرض النقود M1 وأسلوب الإبطاء يمكن القول بوجود جمود نسبي لأسعار السوق ككل ولأسعار القطاعات الأخرى (عدم وجود استجابة آنية). وقد تراوحت قيمة R<sup>2</sup> - وهي مقياس المقدرة التفسيرية للنموذج Goodness of fit - بين ١٢٪.

و١٧٪ وتعد هذه القيم منخفضة إلا أنها مناسبة آخذاً بعين الاعتبار أن النموذج مصاغ على هيئة فروق أولى. أما سرعة التعديل فتقدر في كل الحالات بأكثر من 0.60 مما يوحي بعدم التعديل الآني لأسعار الأسهم في المملكة، علاوة على ذلك فإن كلا من الجزء المتوقع وغير المتوقع من السياسة النقدية يؤثر على أسعار السوق بحجم متباين، حيث يؤثر الجزء المتوقع سلباً وبأكبر من تأثير الجزء غير المتوقع. وتتشابه النتائج على مستوى القطاع المصرفي مع تلك التي على مستوى السوق. أما بالنسبة للقطاع الصناعي فإن الجزء غير المتوقع من السياسة النقدية هو الوحيد المؤثر على الأسعار على غرار الحال في قطاع الخدمات حيث يبدو تأثير الجزء المتوقع سالباً ومعنوياً.

#### جدول رقم (٥)

#### تأثير السياسة النقدية على أسعار الأسهم: M1

المعلمة	أسلوب الإبطاء PDL (8,2,1)			أسلوب أريما ARIMA (1,0,1)				
	RSP <sub>1t</sub>	RSP <sub>2t</sub>	RSP <sub>3t</sub>	RSP <sub>4t</sub>	RSP <sub>1t</sub>	RSP <sub>2t</sub>	RSP <sub>3t</sub>	RSP <sub>4t</sub>
const	0.009* (2.12)	0.106* (1.78)	.009** (1.76)	0.008 (1.46)	0.005 (1.05)	0.007 (1.05)	0.005 (1.0)	0.001 (0.22)
Sum of coeff	0.339* (2.52)	0.356* (2.61)	0.326* (2.53)	0.231* (2.05)	0.481 (3.91)	0.497 (4.12)	0.419 (3.1)	0.399 (2.99)
DMA	-1.62* (-2.06)	-2.05** (-1.69)	-1.07 (-1.21)	-2.27* (-2.41)	-0.429 (-0.56)	-0.07 (-0.06)	-0.003 (-0.003)	-0.33 (-0.3)
DMR	.255** (1.71)	0.52* (2.31)	0.358* (2.04)	.187 (1.03)	0.192 (1.28)	0.09 (2.01)	0.263 (1.46)	0.087 (0.46)
R <sup>2</sup>	0.15	0.17	0.12	0.13	0.12	0.15	0.08	0.05

ملاحظات : انظر أسفل الجدول رقم (٤).

تختلف نتائج ARIMA حول تأثير السياسة النقدية على أسعار الأسهم اختلافاً كبيراً، فقد تراوحت قيمة R<sup>2</sup> بين ٥٪ و ١٥٪ وهي قيمة أقل حين يتم استخدام أسلوب الإبطاء لتوليد التوقعات. ويتبين من النتائج عدم تأثير أسعار السوق ككل وأسعار قطاعي الصناعة والخدمات بالسياسة النقدية، إلا أن قطاع البنوك يتأثر بالجزء غير المتوقع من السياسة النقدية، مما يعني فعالية السياسة النقدية غير المتوقعة بالنسبة لهذا القطاع. يضاف إلى ذلك أن حجم المعلمات (a<sub>1i</sub>, a<sub>0i</sub>) المقدره بهذا الأسلوب غير معنوية.

وللتأكد من عدم حساسية النتائج لتعريف عرض النقود، فقد تم استبدال التعريف الضيق للنقود M1 بالتعريف الأشمل M2، M3. وقد ميزت بعض الدراسات عن الأسهم بين النقود الداخلية (Inside Money) والنقود الخارجية (Outside Money). على سبيل المثال يرى Chan et al, (1996) أن التعريف الواسع لعرض النقود مناسب لكونه يعكس الظروف السائدة في القطاع

النقدي والقطاع الحقيقي. كما أن استخدام التعريف الواسع لعرض النقود تبرره الخصائص الإحصائية التي يتميز بها (انظر Hodrick et al, 1991).

ويتضح من نتائج التقدير المدرجة في الجدول رقم (٦) باستخدام M2 ونموذج الإبطاء أن النتائج مماثلة للنتائج السابقة بالنسبة للسوق ككل وكذلك بالنسبة للقطاعين المصرفي والصناعي. لكن هذه النتائج تشير إلى وجود تأثير للسياسة النقدية بشقيها المتوقع وغير المتوقع على أسعار قطاع الخدمات. أما النتائج المبنية على التوقعات المولدة باستخدام نموذج ARIMA فمغايرة تماما حيث تشير إلى أن السياسة النقدية غير المتوقعة هي الوحيدة المؤثرة على أسعار الأسهم في كل الحالات باستثناء قطاع الخدمات.

### جدول رقم (٦)

تأثير السياسة النقدية على أسعار الأسهم: M2

المعلمة	أسلوب الإبطاء PDL (5,2,1)				أسلوب أريما ARIMA (1,0,1)			
	RSP <sub>1t</sub>	RSP <sub>2t</sub>	RSP <sub>3t</sub>	RSP <sub>4t</sub>	RSP <sub>1t</sub>	RSP <sub>2t</sub>	RSP <sub>3t</sub>	RSP <sub>4t</sub>
const	0.009* (1.84)	0.014* (1.78)	.009** (1.60)	0.008 (1.37)	0.003 (0.65)	0.005 (0.64)	0.003 (0.4)	0.394 (-0.07)
Sum of coeff	0.33* (2.43)	0.39* (2.89)	0.32* (2.20)	0.288* (1.72)	0.476* (3.91)	0.491* (4.08)	0.41* (3.1)	0.39* (2.96)
DMA	-1.57** (-1.64)	-1.62 (-1.1)	-1.00 (-0.9)	-2.37* (-2.1)	0.-111 (-0.09)	0.477 (0.27)	0.76 (0.55)	0.14 (0.09)
DMR	0.45* (2.34)	0.79* (2.70)	0.58* (2.50)	.399** (1.69)	0.34** (1.78)	0.66* (2.29)	0.46* (2.00)	0.24 (1.01)
R <sup>2</sup>	0.16	0.18	0.11	0.13	0.13	0.16	0.09	0.13

ملاحظات: انظر اسفل الجدول رقم (٤).

وتجدر الإشارة إلى أنه عند استخدام التعريف الأوسع لعرض النقود ونموذج الإبطاء يصبح الجزء غير المتوقع من السياسة النقدية هو الوحيد المؤثر، مما يدعم بقوة فرضية الحياد النقدي Money Neutrality (انظر الجدول رقم ٧). وبالنظر إلى R<sup>2</sup> يتبين تحسن المقدرة التفسيرية للنموذج عند استخدام عرض النقود بتعريفه M2 وM3 مقارنة بقيمتها عند استخدام التعريف الضيق للنقود M1.

## جدول رقم (٧)

## تأثير السياسة النقدية على أسعار الأسهم : M3

المعلمة	أسلوب الإبطاء (8,2,1) PDL				أسلوب أربما (1,0,1) ARIMA			
	RSP <sub>1t</sub>	RSP <sub>2t</sub>	RSP <sub>3t</sub>	RSP <sub>4t</sub>	RSP <sub>1t</sub>	RSP <sub>2t</sub>	RSP <sub>3t</sub>	RSP <sub>4t</sub>
const	0.003 (0.54)	0.007 (0.89)	0.002 (0.33)	-0.001 (-0.19)	0.004 (1.01)	0.007 (1.00)	0.005 (1.0)	0.001 (0.18)
Sum of coeff	0.46* (3.89)	0.486* (4.14)	0.394* (3.19)	0.37* (2.89)	0.481* (4.24)	0.510 (4.52)	0.40* (3.3)	0.372* (3.06)
DMA	0.007 (.007)	-0.06 (-0.04)	0.878 (0.82)	0.27 (0.22)	-0.460 (-0.62)	-0.577 (-0.05)	0.044 (0.05)	-0.30 (-0.3)
DMR	0.574* (2.58)	0.98* (2.89)	0.58* (3.26)	0.46** (1.63)	0.201 (1.38)	0.487* (2.20)	0.30** (1.69)	0.90 (0.49)
R <sup>2</sup>	0.18	0.20	0.16	0.10	0.15	0.18	0.10	0.08
a <sub>0i</sub> =a <sub>1i</sub> <1 <sup>#</sup>	1.2	1.8 <sup>*</sup>	1.7 <sup>*</sup>	0.41				

ملاحظات: انظر أسفل الجدول رقم (٤). # تشير إلى اختبار مقيد للفجوة.

ولكي تكون الدراسة أشمل فقد تم اختبار علاقة أسعار الأسهم بالمعلومات النقدية على أساس قيام وحدات اتخاذ القرار بتكوين توقعاتها بطريقة عقلانية (رشيدة) بتقدير هذه التوقعات وفقا لنموذج المسار العشوائي (Random Walk Model)، لكن النتائج كانت غير مرضية إحصائياً<sup>(٩)</sup>. ولتسليط المزيد من الضوء على الفوارق بين القطاعات من حيث مدى صحة فرضية الفجوة حاولت الدراسة إجراء اختبار مقيد يقضي بأن يكون تأثير السياسة النقدية المتوقعة وتأثير السياسة النقدية غير المتوقعة متساويين وأقل من الواحد الصحيح (أي  $a_{0i} = a_{1i} < 1$ ). وتفيد النتائج المدرجة في الجدول رقم (٧) عدم قبول فرضية الفجوة في قطاعي البنوك والصناعة فقط .

## الختامة

استهدفت هذه الدراسة اختبار مدى كفاءة سوق الأسهم السعودية بالنسبة للسياسة النقدية. ووصولاً إلى هذا الهدف تم تقسيم السياسة النقدية إلى جزئين جزء متوقع وآخر غير متوقع وذلك باستخدام طريقتي الإبطاء كثيرة الحدود الموزعة وطريقة بوكس-جينكينز لتوليد التوقعات، كما تم التعرف على الخصائص الإحصائية للسلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة بإجراء اختبار جذر الوحدة حيث تبين أن كلا من أسعار الأسهم للسوق ككل وللقطاعات الثلاث الأكثر تداولاً (الخدمات والصناعة والبنوك) ومتغير عرض النقود بتعريفاته الثلاثة ( $M_1, M_2, M_3$ ) تحتوي على جذر الوحدة إلا أنها تصبح ساكنة عند إجراء الفروق الأولى .

(٩) اختصاراً للعرض لم يتم إدراج هذه النتائج إلا أنها متاحة لمن يرغب من القراء .

وتبدو نتائج التقدير لأثر السياسة النقدية حساسة نوعاً ما لكل من تعريف عرض النقود وأسلوب توليد التوقعات، كما أنها تؤكد حالة الجمود النسبي لأسعار الأسهم في كل الحالات .

وعند استخدام التعريف الواسع والأوسع لعرض النقود وطريقتي توليد التوقعات (الإبطاء و ARIMA) تتأكد عدم فعالية السياسة النقدية قصيرة الأجل في كل من قطاعي البنوك والصناعة . أما بالنسبة للسوق ككل فالنتائج متضاربة . فوفقاً لأسلوب الإبطاء وتعريف  $M_1$  و  $M_2$  وجد أن السياسة النقدية بشقيها المتوقع وغير المتوقع تؤثر على عائد السوق. في حين يؤثر الجزء غير المتوقع من السياسة النقدية فقط عند استخدام تعريف  $M_3$  وأسلوب الإبطاء أو تعريف  $M_2$  وأسلوب أريما لتوليد التوقعات .

وجدير بالذكر أن التوقعات المبنية على تعريف  $M_3$  لعرض النقود وأسلوب الإبطاء تعطي نتائج مؤكدة لعدم فعالية السياسة النقدية في الأجل القصير في التأثير على السوق ككل وعلى القطاعات الثلاثة كلاً على حدة . أما عند استخدام تعريف  $M_2$  وأسلوب أريما لتوليد التوقعات فإن فرضية عدم فعالية السياسة النقدية في الأجل القصير تتأكد في كل الحالات باستثناء قطاع الخدمات، بينما يعطي استخدام التعريف الضيق لعرض النقود  $M_1$  نتائج غير مؤكدة .

وخلاصة القول أن عدم فعالية السياسة النقدية في الأجل القصير (الكفاءة المعلوماتية) صفة مؤكدة بالنسبة لقطاعي البنوك والصناعة. وتلخص انعكاسات نتائج الدراسة بالنسبة للسياسة الاقتصادية فيما يلي :

١ - من المعلوم أن أهم مقومات سوق الأسهم الكفاءته كفاءته المعلوماتية حيث تعكس أسعار الأسهم المتداولة فيه كل المعلومات المتاحة للمتعاملين، كما تستجيب هذه الأسعار بصفة آنية وغير متحيزة للمعلومات الجديدة (Fama 197)، فإذا حكمنا على ضوء نتائج هذه الدراسة بأن سوق الأسهم السعودية ليس تام الكفاءة بالنسبة للسياسة النقدية فهذا يعني قدرة المتعاملين فيه على تحقيق عوائد غير عادية مما يعني صعوبة قيام هذا السوق بوظيفة التخصيص الأمثل للموارد المتاحة، بل قد يجعل حل أهداف المتعاملين السعي للكسب السريع بشكل لا يخدم أهداف التنمية الوطنية .

٢ - نظراً لكون سوق الأسهم السعودية سوقاً نامية فقد يؤثر حجم التداول فيه ومستوى تطور الوسائل على مدى كفاءته المعلوماتية. وتجدر الإشارة إلى أن النتائج تؤكد كفاءة السوق الجزئية (البنوك والصناعة) حيث يبدو توزيع معلومات السياسة النقدية أفضل بالنسبة لهذين

القطاعين مما يدل على عدم إمكانية استغلال المعلومات في تحقيق عوائد غير عادية من تداول أسهمهما . أما على مستوى السوق ككل فإن النتائج توحي بإمكانية استغلال المعلومات في تحقيق عوائد غير عادية لأن توزيعها وانتشارها قد يكون متحيزاً، مما قد يوحي باختلاف نوعية المتعاملين في قطاعي البنوك والصناعة عن القطاعات الأخرى .

٣ - قد توجد معوقات على مستوى السوق تحول دون تدفق المعلومات بسرعة وانتشارها المتساوي بين المتعاملين، لذلك فإن العمل على إزالة هذه العوائق يصبح أمراً ضرورياً كي تؤدي السوق وظائفها على الوجه المنشود .

٤ - يجب الأخذ بالتعريف الواسع والأوسع لعرض النقود ( $M_2, M_3$ ) بدلا من التعريف الضيق ( $M_1$ ) لاحتوائهما على معلومات أكثر .

٥ - إن إغفال الفوارق بين القطاعات والنظر إلى أسعار السوق ككل قد يؤدي إلى رفض فرضية الحياد النقدي في حين أنها متحققة على مستوى بعض القطاعات (Aggregate Neutrality vs Sectoral Neutrality) .

وأخيراً لتطوير فهم أعمق لسلوك الأسعار في سوق الأسهم السعودية يمكن اختبار فرضية الكفاءة المعلوماتية للسوق بالنسبة للسياسة النقدية باستخدام أسلوب متجه الانحدار الذاتي (VAR) لتمييزه بإمكانية تحليل السلوك الدينامي لعوائد الأسهم الناتجة عن الصدمات النقدية مما يعطي بعداً أفضل للتعرف على التفاعل الحركي (الدينامي) بين عوائد السوق ومعلومات عرض النقود . كما يمثل سوق الأسهم السعودية مجالاً خصباً لدراسات متعددة منها أثر المعلومات المحاسبية وتوقيت الإعلان عنها على العوائد وذلك من أجل فهم أفضل لعمل هذا السوق واقتراح التوصيات المناسبة لتدعيم دوره في التنمية الاقتصادية في وقت تتزايد فيه أهمية الدور المعطى للقطاع الخاص في تنفيذ الخطط التنموية للاقتصاد . كما قد يكون من المفيد القيام بدراسات مسحية للتعرف على نوعية المتعاملين في الأسهم وفي كل قطاع، وهل هناك اختلافات جوهرية بين هؤلاء المتعاملين وما نوع هذه الاختلافات ؟



## المراجع

- Abel, A.**, and **F. Mishkin**, (1983) An Integrated View of Tests of Rationality, Market Efficiency and the Short Run Neutrality of Monetary Policy, *Journal of Monetary Economics*, Vol. **11**, 3-24
- Ahmed, S.**, (1987) Wage Stickiness and the Non-Neutrality of Money: A Cross-Industry Analysis, *Journal of Monetary Economics*, Vol. **20**, 25-50.
- Akaike, H.**, (1979) Fitting Autoregressive Models for Prediction, *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, Vol. **2**, 243-47.
- Al-Turki, S. M.**, and **H. Al Bazai**, (1993) *Rational Expectations and Market Efficiency: A Study of the Saudi Stock Market*, Center for Research and Human Resources Development, College of Business & Economics, King Saud University,
- Aspern, M.**, (1989) Stock Prices, Asset Portfolios and Macroeconomic Variables in Ten European Countries, *Journal of Banking and Finance*, Vol. **13**, 589-612.
- Bailey, W.**, (1990) U.S. Money Supply Announcements and Pacific Rim Stock Markets: Evidence and Implications, *Journal of International Money and Finance*, Vol. **9**, 344-356.
- \_\_\_\_\_, (1989) The Effect of U.S. Money Supply Announcements on Canadian Stock, Bond, and Currency Prices, *Canadian Journal of Economics*, Vol. **22**, 607-619.
- Barro, R. J.**, (1977) Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States, *American Economic Review*, Vol. **67**, 101-105.
- \_\_\_\_\_, (1978) Unanticipated Money, Output and the Price Level in the United States, *Journal of Political Economy*, Vol. **86**, 549-580.
- Brunner, Karl**, (1961) A Schema for the Supply Theory of Money, *International Economic Review*, Vol. **2**, 79-109.
- Butler, K.** and **S. Malaikan**, (1991) Efficiency and Inefficiency in Thinly Traded Markets: Kuwait and Saudi Arabia, *Journal of Banking and Finance*, Vol. **16**, pp. 197-210.
- Chan, K. C.**, **S. Foreresi**, and **L. H. P. Lang**, (1996) Does Money Explain Asset Return?: Theory and Empirical Analysis, *Journal of Finance*, Vol. **15**, 345-361.
- Cornelius, Peter K.**, (1993) A Note on the Informational Efficiency of Emerging Markets, *Welt wirtschaftliches Archiv*, Vol. **193**, 820-828.
- Deaves, R.**, (1991) Canadian Weekly Money Supply Announcements and Financial Market Reactions of Bank of Canada Policy, *Canadian Journal of Economics*, Vol. **24**, 282-297.
- Dickey, D** and **Fuller, W.**, (1979) Distribution of the Estimators for Auto regressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. **74**, 427-431.
- Drake, P. J.**, (1977) Securities Markets in Less Developed Countries, *The Journal of Development Studies*, Vol. **22**, 73-91.
- Fama, Eugene F.**, (1970) Efficient Capital Markets: A Review of Theoretical and Empirical Work, *The Journal of Finance*, Vol. **25**, 393-417.
- \_\_\_\_\_, (1991) "Efficient Capital Markets II", *Journal of Finance*, Vol. **46**, 1575-1617.
- Fuller, Wayne A.**, (1976) *Introduction to Statistical Time Series*, New York: John Wiley,
- Gauger, J. A.**, and **W. Enders** (1989) Money Neutrality at Aggregate and Sectoral Levels, *Southern Economic Journal*, Vol. **55**, 771-778.
- Glick, R.** and **M. Hutchison**, (1990) New Results in Support of the Fiscal Policy Ineffectiveness Proposition, *Journal of Money Credit and Banking*, Vol. **22**, 288-304.
- Gordon, R. J.**, (1982) Price Inertia and Policy Effectiveness in the United States, 1890-1980, *Journal of Political Economy*, Vol. **90**, 1087-1117.
- Granger, C. W.**, and **P. Newbold**, (1974) Spurious Regressions in Econometrics, *Journal of Econometrics*, Vol. **2**, 111-120.

- Hancock, D. G.**, (1989) Fiscal Policy, Monetary Policy and the Efficiency of the Stock Market, *Economics Letters*, Vol. **31**, 65-69.
- Hashemzadeh**, and **M. Taylor**, (1988) Stock Prices, Money Supply and Interest Rate: the Question of Causality, *Applied Economics*, Vol. **20**, 1603-1611.
- Hodrick, R. J.**, **N. Kocherlakota**, and **D. Lucas**, (1991) The Variability of Velocity in Cash Advance Models, *Journal of Political Economy*, Vol. **99**, 358-384.
- Hoffman, D I.**, **S. A. Low**, and **D. E. Schlagenhauf**, (1984) Tests of Rationality, Neutrality and Market Efficiency, *Journal of Monetary Economics*, Vol. **14**, 339-363.
- Hsiao, Cheng**, (1981) Autoregressive Modeling and Money-Income Causality Detection, *Journal of Monetary Economics*, Vol. **7**, 85-106.
- Huizinga, J.**, and **L.Leiderman**, (1987) The Signaling role of Base and Money Announcements and their Effects on Interest Rates, *Journal of Monetary Economics*, Vol. **20**, 439-462.
- Kormendi, R.** and **Meguire, P.**, (1984) Cross Regime Evidence of macroeconomic Rationality, *Journal of Political economy*, Vol. **92**, 875-908.
- Landon, S.**, (1995) Testing Aggregate Neutrality with Heterogeneous Sectors, *Journal of Macroeconomics*, Vol. **17**, 131-148.
- Lucas, R. E.**, (1976) "Econometric Policy Evaluation: A Critique", in **K. Brunner** and **A.H. Meltzer**, eds., *The Phillips Curve and Labor Markets*, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 19-46.
- Mishkin, F.**, (1982) Does Anticipated Monetary Policy Matter In Economic Investigation, *Journal of Political Economy*, Vol. **90**, 22-51.
- \_\_\_\_\_, (1983) *Rational Expectations Approach to Macroeconomics*, University of Chicago Press, Chicago, Il.
- Nishat, M.**, and **Saghir, A.**, (1992) The Impact of Monetary and Fiscal Policy Actions on the Stock Market in Pakistan, *International Journal of Development Banking*, Vol. **10**, 23-27.
- Pearce, D. K.**, and **V. V. Roley**, (1985) Stock Prices and Economic News, *Journal of Economic Studies*, Vol. **18**, 3-30.
- Phillips, Peter C.B.**, and **P. Perron** (1988) Testing for Unit Root in Time Series Regression, *Boimetrika*, Vol. **75**, 335-46.
- Rozeff, M.**, (1974) Money and Stock Prices: Market Efficiency and the Lag in the Effect of Monetary Policy, *Journal of Financial Economics*, Vol. **1**, 245-302.
- Samuels, J. M.**, (1981) "Inefficient Capital Markets and their Implications", in Derkinderen, F.G.J. and Crum, R.L. (eds.) *Risk, Capital Cost and Project Financing Decisions*. The Hague: Martinus Nijhoff, 129-148.
- Sargent, T J.**, (1976) A Classical Macroeconometric Model for the United States, *Journal of Political Economy*, Vol. **84**, 207-237.
- \_\_\_\_\_, and **N. Wallace**, (1975) Rational Expectations, The Optimal Monetary Instrument, and The Optimal Money Supply Rule, *Journal of Political Economy*, Vol. **83**, 241-254.
- Saudi Arabian Monetary Agency**, *Money and Banking Statistics*, Various issues, Riyadh, Saudi Arabia.
- Schwert, G.W.**, (1989) Test for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. **7**, 147-59.
- Serlitis, A.**, (1993) Money and Stock Prices in the United States, *Applied Financial Economics*, Vol. **3**, 51-5.

## Monetary Policy and Stock Market Efficiency: Empirical Evidence from the Saudi Stock Market

HAMAD S. ALBAZAI

*Associate Professor*

*Economics Department*

*College of Administrative Sciences United Arab Emirates University*

*King Saud University,*

*Riyadh, Saudi Arabia*

ALI Z. DIABI

*Visiting Professor*

*College of Administrative Sciences*

*United Arab Emirates*

ABSTRACT. The objective of this study is to examine the efficiency of Saudi stock market with respect to monetary policy. The study uses polynomial distributed lags (PDL) and Box-Jenkins (ARIMA) models to determine the components for anticipated and unanticipated monetary policy. The study, also, examines the statistical properties of the time series of the variables. It was found that all variables are difference stationary. Study results are sensitive to the definition of money and to the expectation generating process. Using M1 and M2 and PDL, it was found that both anticipated and unanticipated monetary policy affect market return. Using M3 and PDL or M2 and ARIMA shows that only unanticipated monetary policy has an effect on market return. Results using sectoral returns show mixed results. Based on these results, it can be said that the Saudi stock market is inefficient with respect to monetary policy except for the banking and the industrial sectors. This warrants further investigation into the nature and causes of these differences.