أسعار الأسهم وعروض النقود في الاقتصاد السعودي

نتائج من تحليلات التكامل المشترك

د. سليمان محمد التركي *

المقدمة:

تشهد الدول النامية دورا متزايد الأهمية لأسواق الأوراق المالية. ويتمثل هذا الدور أساسا في استقطاب جزء مهم من المدخرات الوطنية، وبالذات الصغيرة والمتوسطة. ولا شك أن الدور الذي تلعبه تلك الأسواق في تعبئة المدخرات الوطنية للاستخدام في عملية التنمية الاقتصادية يتوقف إلى حد بعيد على كفاءة تلك الأسواق في استخدام المدخرات وتوظيفها في النشاطات المنتجة. لذا فمن الطبيعي أن تصبح معرفة الجوانب المختلفة لنشاط هذه الأسواق من حيث تنظيمها وأدائها وعلاقتها بالقطاعات الأخرى أمرا لا يقل أهمية عن الدور الذي تضطلع به تلك الأسواق. وعلاوة على ذلك، من المهم أيضا تحديد أثر السياسات الاقتصادية على تلك الأسواق. والنقطة الأساسية هنا تتمثل في أن أسواق الأوراق المالية في الدول النامية لاتزال في مراحلها الأولية عند المقارنة بالأسواق المقابلة لها في الدول المتقدمة وذلك من حيث حجم الصفقات وخبرة المتعاملين.. إلخ. مما يخلق آلية ضعيفة للسوق تتمثل في عدم قدرة تلك الأسواق على تصحيح مسارها ذاتيا دون الحاجة إلى تدخل السلطات الاقتصادية الرسمية. ولأن الغالبية العظمى من المدخرات المستثمرة في أسواق الأوراق المالية تمثل جزءا أساسيا من إجمالي المدخرات الوطنية في الدول النامية (سواء لحجم هذه المدخرات بالنسبة للاقتصاد القومي ككل أو للأفراد الذين هم بالعادة أصحاب دخول صغيرة أو متوسطة)، فمن المهم للسلطات الاقتصادية أن تعرف أثر السياسة التي تتخذها لتصحيح مسار السوق. من جهة أخرى قد تسعى السلطات الاقتصادية إلى تحقيق هدف غير مرتبط بسوق الأوراق المالية ـ كتحقيق الاستقرار في المستوى العام للأسعار ـ وذلك من خلال استخدام سياسة اقتصادية معينة ـ

* قسم الاقتصاد ـ جامعة الملك سعود

التحكم في عرض النقود مثلا ـ يكون لها تأثير مباشر على سوق الأوراق المالية. وهنا أيضا يصبح من المهم للسلطات الاقتصادية معرفة أثر السياسة الاقتصادية التي تتخذها على سوق الأوراق المالية.

إلى جانب ذلك، فإن وجود سوق للأوراق المالية قد يعني المزيد من الأدوات التي يمكن استخدامها من قبل السلطات الاقتصادية للتأثير على النشاط الاقتصادي بشكل عام. فإحدى المشكلات الأساسية في الدول النامية تكمن في ضعف أو عدم فعالية الأدوات المتاحة للسلطات الاقتصادية. ولا شك في أن وجود سوق للأوراق المالية ـ إن أمكن التأثير عليه ـ يعني وجود المزيد من القنوات التي يمكن للسياسة الاقتصادية أن تؤثر من خلالها على النشاط الاقتصادي. ولا يقل أهمية عن هذه النقطة التوجهات المعاصرة في العديد من الدول النامية نحو تحويل ملكية بعض المشروعات العامة إلى القطاع الخاص من خلال بيع الأسهم. ومن المؤكد أن نجاح عملية «التخصيص» هذه سيعتمد على قدرة الاقتصاد وبالتحديد سوق الأسهم ـ إذا كان التخصيص يتم من خلال بيع الأسهم ـ على استيعاب عملية التحويل للملكية والتعامل معها بكفاءة.

تهدف هذه ا لدراسة إلى تقديم صيغة نظرية للعلاقة بين أسعار الأسهم وعرض النقود وإلى تطبيق تلك الصيغة على تجربة سوق الأسهم السعودية. فعلى حين تتأثر أسعار الأسهم ـ شأنها شأن أي سعر آخر ـ بالتغيرات في عرض النقود، تركز دراسة العلاقة بين أسعار الأسهم وعرض النقود على سرعة المتغير الأول في الاستجابة للتغيرات في المتغير الثاني. وينطلق هذا التركيز من حقيقة أن تغيرات أسعار الأسهم ـ خلافا لتغيرات الأسعار الأخرى ـ تشكل جزءا من أرباح الاستثمار في الأسهم. وإذا كان سوق الأسهم لا يستوعب تغيرات عرض النقود في الفترة نفسها التي يحدث فيها التغير، أي أن أسعار الأسهم تتباطأ في الاستجابة للتغيرات في عرض النقود، فإن ذلك يتيح مجالا لتحقيق أرباح غير عادية من الاستثمار في الأسهم للمتعاملين الذين يستخدمون معلومات عرض النقود. ولا شك أن ذلك يعني نوعا من غياب الكفاءة في استخدام سوق الأسهم للمعلومات التي تؤثر على الأسعار فيه. من جهة ثانية، تطبق هذه الدراسة الصيغة المقترحة للعلاقة بين أسعار الأسهم وعرض النقود على تجربة سوق الأسهم السعودية. فسوق الأسهم السعودية ـ كسائر الأسواق المشابهة في الدول النامية ـ سوق حديث النشأة. ويتميز التعامل فيه بصغر حجم الصفقات وتباعدها. ومع ذلك فقد استطاع ذلك السوق استقطاب حجم لا يستهان به من المدخرات الوطنية. لذا يصبح من المهم معرفة آثار السياسة الاقتصادية ـ عرض النقود في هذه الدراسة ـ على ذلك السوق. كما أن سوق الأسهم

السعودية سيضطلع بدور أساسي في عملية تحويل ملكية بعض المشروعات العامة إلى القطاع الخاص من خلال بيع الأسهم. وهنا أيضا يصبح من المهم معرفة ظروف وأداء هذا السوق حتى يمكن تصحيح السوق ـ إذا لزم الأمر ـ وتهيئته لاستيعاب عملية التخصيص.

لتحقيق ذلك الهدف، تستخدم هذه الدراسة بعض الأساليب التي طورت أخيرا في الاقتصاد القياسي والتي تعرف بتحليلات التكامل المشترك Co-integration بين المتغيرات الاقتصادية [1]. حيث تقدم هذه الدراسة تطبيقا عمليا لتلك الأساليب وتناقش خصائص كل أسلوب.

تنقسم هذه الدراسة إلى عدة أجزاء: فبعد هذه المقدمة نعرض بشكل موجز لمحة عن سوق الأسهم السعودية. وفي المبحث الثالث، نناقش الأساس النظري للعلاقة بين أسعار الأسهم وعرض النقود ونصل إلى صيغة محددة لتلك العلاقة ملائمة للاختبار القياسي. وفي المبحث الرابع، نعرض نتائج تقديرات واختبارات هذه الدراسة عن العلاقة بين أسعار الأسهم وعرض النقود وكفاءة سوق الأسهم في استخدام معلومات عرض النقود. ونختم الدراسة بخلاصة تحتوي على النقاط الأساسية وإمكانات البحث المستقبلية.

المبحث الثاني
سوق الأسهم السعودي

يهدف هذا الجزء إلى إعطاء لمحة موجزة عن سوق الأسهم السعودية من حيث الشركات الداخلة في تكوينه وطبيعة نشاط السوق من حيث تطور عدد الصفقات وحجم كل صفقة [2].

وفقا لتقرير مجلس الغرف التجارية الصناعية السعودية (مجلس الغرف التجارية الصناعية السعودية، ١٩٩٣)، فقد بلغ عدد الشركات المساهمة السعودية في نهاية عام ١٩٩٢م خمسا وثمانين شركة برأسمال مدفوع قيمته ١ , ٦٢ مليار ريال سعودي (٥٥ , ١٦ بليون دولار أمريكي). ويحظى قطاع الصناعة ـ بما فيه شركات الأسمنت ومواد البناء ـ بأكبر عدد من الشركات (٣٢ شركة أو ٦ , ٣٧٪ من إجمالي عدد الشركات)، يليه قطاع الخدمات (٢٣ شركة أو ١ , ٢٧٪ من الإجمالي)، ثم

---

١ ـ يميل بعض الكتاب إلى تفضيل لفظ «التواكب» على تعبير «التكامل المشترك» كترجمة لكلمة co-integration. وعلى حين يتفق لفظ التواكب مع المدلول المراد، إلا أن تعبير التكامل المشترك يبدو أكثر دلالة بالذات عند النظر إلى الظاهرة على أنها تعميم لسلوك السلسلة الزمنية المفردة. يود الباحث أن يشكر أحد محكمي هذه الدراسة على اقتراح لفظ التواكب.

٢ ـ لمزيد من التفاصيل عن سوق الأسهم السعودية، يمكن الرجوع إلى Gefry and Soufi (1993), Bulter & Malaikah (1992) والتركي والبازعي (1993)، بين عدد من الدراسات.

قطاع البنوك (١١ شركة أو ٩,١٢٪ من الإجمالي)، ثم قطاع الكهرباء (١٠ شركات أو ٧,١١٪ من الإجمالي وأخيرا القطاع الزراعي (٩ شركات أو ٦,١٠٪ من الإجمالي).

وفيما يتعلق بحجم شركات كل قطاع، تأتي شركات قطاع الكهرباء في مقدمة الشركات من حيث حجم رأس المال (٢,٣٧٪ من إجمالي رأسمال الشركات المساهمة)، ثم شركات القطاع الصناعي (٣,٣٢٪ من الإجمالي)، ثم شركات قطاع البنوك (٥,١٤٪ من الإجمالي)، ثم شركات قطاع الخدمات (١,١٣٪ من الإجمالي)، وأخيرا شركات القطاع الزراعي (٩,٢٪ من الإجمالي).

ويتضح من هذه المقارنة أن شركات قطاع الكهرباء تمثل أكبر الشركات السعودية حجما ونظرا لأن الحكومة تمتلك ما لا يقل عن ٧٠٪ من رأسمال شركات الكهرباء، فإن تداول أسهم تلك الشركات وعدد حاملي أسهمها سيكون منخفضا عند المقارنة بشركات القطاعات الأخرى، ولعل ما يلفت النظر في تركيبة الشركات المساهمة السعودية هو قلة عدد الشركات الزراعية (مقارنة بالرقعة الجغرافية للمملكة والدعم الحكومي الموجه للقطاع الزراعي) والصغر الشديد لحجمها (مقارنة بشركات القطاعات الأخرى).

وبشكل عام فإنه يتم تداول أسهم ٥٦ شركة بشكل عملي في سوق الأسهم السعودية [٣]. وتتوزع هذه الشركات على قطاعات الصناعة (١٣ شركة صناعية و٧ شركات أسمنت أو ٧,٣٥٪ من الشركات التي يتم تداول أسهمها بشكل عملي) والخدمات (١٣ شركة أو ٢,٢٣٪) والبنوك (١١ شركة أو ٦,١٩٪) والزراعة (٨ شركات أو ٣,١٤٪) والكهرباء (٤شركات أو ١,٧٪).

ويوضح الجدول (١) متوسط معدلات النمو السنوية في نشاطات سوق الأسهم السعودية خلال الفترة من عام ١٩٨٥م إلى عام ١٩٩٣م. وبالتحديد يوضح الجدول متوسط معدلات النمو السنوية في قيمة الصفقات وفي عدد الأسهم المتداولة وفي عدد العمليات (الصفقات) المنفذة. ويمكن ملاحظة أن طرح معدل النمو في عدد الأسهم المتداولة من معدل النمو في قيمة الصفقات المنفذة يعطي مقياساً لمعدل النمو في متوسط سعر الأسهم المتداولة (عائد الاستثمار في الأسهم بالتقريب)، وهذا ما يوضحه العمود الأخير (من اليمين) في الجدول (١). كما أن مقارنة معدل النمو في عدد العمليات المنفذة بمعدل النمو في عدد الأسهم المتداولة يعطي انطباعا عن مدى تجزئة ملكية الأسهم وتوزيعها على عدد أكبر من العمليات (الصفقات).

---

٣ ـ لا توجد قيود على تداول أسهم ٦١ شركة مساهمة سعودية. والمقصود بالشركات التي يتم تداول أسهمها بشكل عملي هنا تلك التي تظهر بانتظام بقوائم التداول من مؤسسة النقد العربي السعودي. انظر مجلس الغرف التجارية الصناعية السعودية (١٩٩٣:٢٤٥).

جدول (١): متوسط معدلات النمو السنوية في نشاطات سوق الأسهم السعودية: ١٩٨٥ ـ ١٩٩٣

	قيمة الصفقات	عدد الأسهم	عدد العمليات	متوسط العمر
البنوك	0,47	0,41	0,54	0,06
الصناعة	0,37	0,31	0,51	0,06
الاسمنت	0,19	0,15	0,31	0,04
الخدمات	0,44	0,38	0,43	0,07
الكهرباء	0,03	0,07	0,18	0,04-
الزراعة	0,26	0,30	0,30	0,04-
السوق	0,36	0,03	0,45	0,06

المصدر: محسوبة من البيانات الواردة في:

Saudi Arabia Monetary Agency (SAMA), Money and Banking Statistics, Various Issues.

ويلاحظ من الجدول أن شركات قطاع البنوك شهدت أعلى معدلات نمو في كافة أوجه النشاط خلال الفترة. وقد شهد هذا القطاع ـ كما شهدت القطاعات الأخرى ـ نموا ضخما في عام ١٩٩٢م ـ التالي لأزمة الخليج ـ حيث بلغ معدل النمو في قيمة الصفقات ١٥١٪ ومعدل النمو في عدد الأسهم المتداولة ١٢٨٪ ومعدل النمو في عدد الصفقات المنفذة ١٤٣٪ في تلك السنة.

ويأتي قطاع الخدمات ثم الصناعة بعد قطاع البنوك من حيث تطور قيمة الصفقات. ويحتل قطاع الخدمات المرتبة الأولى من حيث معدل نمو الأسعار ـ في المتوسط ـ بين قطاعات السوق المختلفة مما يعني أن عائد الاستثمار في أسهم شركات قطاع الخدمات كان أعلى ـ في المتوسط ـ من عوائد الاستثمار في أسهم شركات القطاعات الأخرى.

وتأتي أسهم شركات الأسمنت في المرتبة الأخيرة ـ في المتوسط ـ بين الشركات التي حققت معدلات نمو موجبة في الأسعار (عوائد استثمار مربحة). ولعل الملفت للنظر هنا أيضا معدلات النمو السالبة ـ خسائر ـ في أسعار أسهم الشركات الزراعية كما في أسهم شركات الكهرباء. وبالنظر إلى معدلات النمو في عدد الصفقات وفي عدد الأسهم المتداولة يلاحظ أن الشركات

الزراعيـة هي الشركـات الوحيـدة التي لم تشهد أي تطـور نحو انخفـاض عدد الأسهـم في كل صفقة (تجزئة ملكية الأسهم أو زيادة المنافسة).

وبشكل عام فقد شهـد السوق ككل معدل نمو متوسط في قيمـة الصفقات المنفذة بلغ ٣٦٪ ومعدل نمـو في عدد الأسهـم المتداولـة في كل صفقـة بلغ ٣٠٪ ممـا يعني أن عـائد الاستثمار في الأسهم كان في المتوسـط ٦٪. كما شهد السوق ميلا نحو تجزئة ملكية الأسهـم على عدد أكبر من الصفقات كما يعكس ذلك معـدل نمو عدد العمليات عند المقارنة بمعـدل نمو عدد الأسهم في كـل صفقة. ولقـد شهد عـام ١٩٩٢م بـدرجة أقـل عـام ١٩٨٩م تطورا في جميـع أوجه نشـاط السوق. ففـي عام ١٩٩٢م بلـغ معدل النمـو في قيمة الصفقـات ١١٦٪ ومعدل النمـو في عدد الأسهم المتـداولة ٥٨٪ ومعدل نمـو في عدد الصفقـات ١٣٥٪. غير أن السوق توجـه في السنة الأخيرة (١٩٩٣) نحو الانحسـار حيث بلغ معدل النمـو في قيمة الصفقات ٩٪ بالسـالب بينما بلغ معدل النمو في عـدد الأسهم المتداولة ١٣٪ بالموجب. أي أن متـوسط الخسائر من الاستثمار في الأسهم في ذلك العام بلغ ٢٢٪.

ويـوجد عـدد من الـدراسات التي قدمـت تحليـلا موجـزا جيدا لظـروف سوق الأسهـم السعودية. فعلى سبيل المثال، ناقش Bulter & Malaikah (1992) الظروف والقواعد التنظيمية للسوق بينما ناقش Jefry & Soufi (1993) ظروف وطرق التعامل بـالسوق. وبشكل عام، فإن أهم ما يميـز سوق الأسهم السعودية هو غيـاب موجدي السوق من الناحيـة الرسمية Official Market Makers فتداول الأسهـم السعوديـة ـ كما في سـوق الأسهم الألمانيـة ـ يجب أن يتـم في معظمه مـن خلال شركة تسجيـل الأسهم السعوديـة المكونـة من الاثني عشر بنكـا في المملكة. ولكن البنـوك السعودية لا يمكنهـا (من الناحيـة النظاميـة) بيع أو شراء الأسهم بشكـل مطلق لحسابها لتغطيـة أو اتخاذ أي موقف في السوق. وعلى الـرغم من وجـود وحدة مركزيـة في شركة تسجيل الأسهم لتنسيق أوامـر الصفقات الواردة من البنوك، إلا أن البنوك تلجـأ في الغالب إلى إيجاد المشتريـن أو البائعين لصفقـة ما عـن طـريقها. ولقـد أدى هـذا الوضـع إلى نشوء وتطـور موجدين غير رسميين للسوق Unofficial Market Makers متمثلين في مكاتب وسطاء لتداول الأسهم في أغلـب الأحيان وإلى تـأخر في تنفيـذ بعض الصفقـات في أحيان أخـرى. ولقد قـدر Jefry & Soufi (1993) أن هناك سبعة إلى واحد وعشرين يوما قبل إتمام أي صفقة بشكل نهائي.

وعلى الرغـم من التطور الـذي شهده سوق الأسهم السعـودية، فإن الـدور المتوقع لـذلك السوق سوف يتزايد في المرحلة المقبلة على ضوء التوجهـات الرسمية في الحكومة السعودية نحو

تحويل ملكية بعض مشروعات القطاع العام إلى القطاع الخاص من خلال بيع الأسهم. من هنا تأتي أهمية دراسة ظروف هذا السوق وقدرته على التعامل وعلى استيعاب عملية التحويل هذه. فإذا كانت عمليات التخصيص في بعض الاقتصادات الأخرى تتطلب القيام بإجراءات «إصلاحية» قبل البدء بعمليات التخصيص ــ مثل تحرير القيود على الصرف الأجنبي وتحركات رؤوس الأموال ـ فإن الإجراءات اللازمة لنجاح عملية التخصيص في اقتصاد مثل الاقتصاد العربي السعودي لا يعاني من مثل تلك القيود تتمثل في تهيئة الاقتصاد لتقبل وإنجاح عملية التخصيص دون الإضرار بالمستثمرين الموجودين أصلا في المشروعات المملوكة بشكل جزئي للحكومة (من خلال انخفاض أسعار أسهم تلك الشركات) أو إحداث هزات عنيفة لا يستطيع السوق تحملها (من خلال بيع كميات ضخمة من الأسهم الجديدة). وعلاوة على ذلك فإن التخصيص من خلال تحويل ملكية المشروعات العامة إلى القطاع الخاص هي عملية تطورية مستمرة Continuously Evolving Process وليست عملية مؤقتة. فمن المؤكد أنه سيكون هناك مشروعات مجدية اجتماعيا يحجم عنها القطاع الخاص في البداية نظرا لارتفاع تكلفتها الأولية ولكن بعد فترة زمنية محددة تبدأ تلك المشروعات بتغطية تكاليفها الأولية وتحقيق عوائد مجزية مما يغري مستثمري القطاع الخاص بالدخول في تلك المشروعات. ومن هنا أيضا يأتي دور الحكومة في انتقاء المشروعات المجدية اجتماعيا والضرورية لعملية التنمية الاقتصادية وتنويع مصادر الدخل وتعبئة المدخرات الوطنية لصالح تلك المشروعات وذلك من خلال التحويل المتواصل لملكية المشروعات العامة المنتجة إلى القطاع الخاص وذلك من خلال بيع الأسهم. ولا شك أن ذلك يعكس دورا حيويا ومهما لسوق الأسهم في عملية التنمية.

المبحث الثالث
أسعار الأسهم وعرض النقود: الأساس النظري والصيغة التطبيقية

تستند الدراسات التي تمت عن العلاقة بين أسعار الأسهم وعرض النقود على نظريتين أساسيتين [٤]. وترتكز النظرية الأولى على ما يعرف الآن بـ «فرضية المحفظة الاستثمارية النقدية: Hypothesis Monetary Portfolio . والفكرة الأساسية لهذه النظرية تتمثل في أن المستثمرين يسعون إلى تحقيق التوازن بين عوائد الاستثمار في الأصول المختلفة، سواء كانت تلك الأصول

٤ ـ انظر في هذا الموضوع Serletis (1993), Hashemzadeh & Taylor (1988) and Rozeff (1974).

عينية (سلع معمرة، رأسمال عيني،.. الخ) أو مالية (أسهم وسندات). كما أن تلك الأصول الاستثمارية ستحتوي على أصول سائلة (نقود) يتمثل عائدها في تكلفة تحويل الأصل غير السائل إلى نقود كلما أراد المستثمر تنفيذ عملية ما.

وفي أي لحظة زمنية معينة، فإن المستثمر يحقق التوازن بين عوائد تلك الأصول، وذلك لأنه سيسعى باستمرار إلى الوصول إلى أعلى عائد ممكن من توزيع استثماراته على الأصول المختلفة. وإذا حدث تغير في معدل نمو عرض النقود، فإن الكمية التي يحتفظ بها المستثمر من النقود فعلا تختلف عن الكمية التي يرغب بالاحتفاظ بها. ولذا فإن المستثمر سيحاول إعادة توزيع أصول المحفظة الاستثمارية بشكل يجعله في وضع توازني جديد. فزيادة كمية النقود المعروضة تعني أن العائد من الاحتفاظ بالنقود أقل مما كان عليه، وبالتالي فإن المستثمرين ــ كمجموعة ـ سيسعون إلى التخلص من تلك الزيادة بتوجيهها إلى الأصول الأخرى بما فيها الأسهم. وبذلك ترتفع أسعار الأصول الأخرى المكونة للمحفظة الاستثمارية. والعكس عند انخفاض كمية النقود المعروضة. ولقد أظهرت الاختبارات التطبيقة لهذه النظرية أن التغيرات في معدل نمو كمية عرض النقود تؤثر في معدل تغير أسعار الأسهم وأن التغير في كمية عرض النقود في المتوسط سوف يسبق التغير في أسعار الأسهم. بعبارة أخرى، أدت الاختبارات التطبيقية لهذه النظرية إلى الاستنتاج بأنه سيكون هناك آثار متباطئة Lagged Effects للسياسة النقدية على سوق الأسهم وأن تلك الآثار يمكن استخدامها كقاعدة للتداول في سوق الأسهم لتحقيق أرباح غير عادية (انظر Rozeff,1974).

ومن جهة أخرى، تستند النظرية الثانية عن العلاقة بين أسعار الأسهم وعرض النقود (أو المعلومات التي يمكن استخدامها في اتخاذ قرارات بيع وشراء الأسهم بشكل عام) على ما يعرف الآن بفرضية كفاءة السوق Market Efficiency . وفقا لهذه النظرية، فإن أسعار الأسهم لا يمكن أن تتباطأ في الاستجابة للتغير في معدل نمو عرض النقود وأن المتعاملين في السوق لن يمكنهم تطوير قاعدة للتعامل تمكنهم من تحقيق أرباح غير عادية بناء على معلومات عرض النقود. ويعود السبب في عدم القدرة على تطوير قاعدة تعامل إلى أن المستثمرين في سوق الأسهم سيتنافسون على تعظيم أرباحهم من الاستثمار في الأسهم وأن تلك المنافسة ستضمن أن جميع المعلومات الحالية والماضية (عن عرض النقود في هذه الحالة) قد انعكست بالكامل في أسعار الأسهم بشكل لا يجعل هناك مجالا لتطوير قاعدة تعامل باستخدام معلومات عرض النقود. وبشكل عام، يمكن القول إن الغالبية العظمى من الدراسات التي تمت عن أسواق

الأسهم ـ بالذات في الدول المتقدمة وبالتحديد في الولايات المتحدة الأمريكية ـ انتهت إلى دعم فرضية كفاءة السوق وإلى أن أسعار الأسهم لا يمكن في المتوسط أن تتباطأ في الاستجابة للتغيرات في معدل نمو عرض النقود (على سبيل المثال، Rozeff,1974; Kraft, 1977; and Rogalski & Vinso,1977). وإن كان هناك دراسات أخرى دعمت وجود علاقة قوية بين عرض النقود وأسعار الأسهم (Homa & Jaffe,1971).

ولقد حاولت بعض الدراسات تقديم شرح وتبرير للتعارض الظاهر بين النظرتين وبالذات فيما يتعلق بالاستنتاجات العملية لهما. ويمكن القول إن دراسة Rozeff (1974) لاتزال تشكل أكثر الدراسات عمقا في شرح وتبرير ذلك التعارض. فقد ميز Rozeff بين صيغتين من نماذج المحفظة الاستثمارية النقدية: الصيغة التنبؤية والصيغة غير التنبؤية. وتستند الصيغة التنبؤية لنموذج المحفظة الاستثمارية النقدي على الافتراض بأن تغيرات أسعار الأسهم (عوائد الاستثمار في الأسهم) [٥]. سوف تتأثر بالقيم السابقة والقيم السابقة فقط للمتغيرات النقدية. ولذا فإن الصيغة التنبؤية لنموذج المحفظة الاستثمارية النقدية تعني وجود قاعدة مربحة للتداول في سوق الأسهم تستند على البيانات السابقة للمتغيرات النقدية. ومن الواضح أن هذه الصيغة تتعارض مع كفاءة السوق في استخدام المعلومات حيث إنها تعني أن الأسعار الحالية لم تعكس كل المعلومات الماضية بشكل تام. من جهة أخرى، تستند الصيغة غير التنبؤية لنموذج المحفظة الاستثمارية النقدية على الفكرة المتمثلة في أن معلومات النقود في فترة ما لا يمكن استخدامها للتنبؤ في تغير أسعار الأسهم في نفس الفترة. وبالتالي فإن العلاقة الآنية بين معدلات نمو عرض النقود وعوائد الاستثمار في الأسهم لن تتعارض مع فرضية كفاءة السوق. علاوة على ذلك، فإن السوق الكفء الذي يستخدم المعلومات المتاحة سوف يستخدم المعلومات الحالية لتحديد اتجاه التغير في أسعار الأسهم في المستقبل وأن التغيرات الحالية في الأسعار سوف تعكس تلك العملية لاستخدام المعلومات الحالية. بعبارة أخرى، إذا كانت المعلومات الحالية توحي بمستقبل المعلومات النقدية وأثرها على الأسعار المستقبلية، فإن الأسعار الحالية ستحتوي (أو تخصم: Discount) تلك المعلومات في الفترة الحالية وإلا فإن المعلومات الحالية لن تكون مستخدمة بالكامل وسيكون هناك مجال لاستخدام تلك المعلومات كأساس لقاعدة تداول مربحة.

---

٥ ـ في الدراسة الحالية، نفترض أن عائد الاستثمار في الأسهم يقاس بالكسب الرأسمالي الناتج من تغير سعر السهم بين أي فترتين دون النظر إلى أرباح السهم. وتعد هذه الطريقة في حساب عائد الاستثمار في الأسهم ملائمة عند النظر إلى السوق ككل (باستخدام مؤشر السوق) واستخدام بيانات شهرية. وقد استخدمت هذه الطريقة في عدة دراسات منها على سبيل المثال Serletis (1993) عن الولايات المتحدة وDarrat عن كندا.

والافتراض بأن النقـود تؤثر على التغير في أسعار الأسهـم وأن سوق الأسهم كفـؤ في استخدام المعلومات يعني أن عوائد الاستثمار في الأسهم ستكون مرتبطة بمعلومات عرض النقود الحالية وربما المستقبلية. وهكـذا فإن الصيغـة غير التنبؤيـة لنموذج المحفظـة الاستثمارية النقـدية تقبـل بوجود عـلاقة آنية (متزامنة) بين معلـومات عرض النقود وعـوائد الاستثمار في الأسهم ولكنها ترفـض وجود علاقة بين العـوائد الحالية للاستثمار في الأسهم والمعلـومات السابقة عـن عرض النقود.

وعلى الرغـم من عمـق الأساس النظـري الذي قـدمه Rozeff للعلاقـة بين نماذج المحفظة الاستثمارية النقدية وفرضية كفاءة السـوق، إلا أن محاولته للقياس لم تخل من بعض العيوب التي انتقد بها المحـاولات السابقـة للوصول إلى صيغـة متوافقـة لنماذج المحفظة الاستثمارية وكفاءة السوق. وفي محاولة لتنسيق هذين النموذجين، دعنا نركز على الافتراضات التالية:

١ـ توجد علاقة بين معدل نمو عـرض النقود في فترة ما ومعدل تغير أسعار الأسهم في تلك الفترة.

٢ـ توجد علاقة بين التغير في معدل نمو عرض النقود والتغير في معدل تغير أسعار الأسهم (التغير في عوائد الاستثمار في الأسهم). وسيكون نموذج المحفظة الاستثمارية متوافقا أو منسجما مع فـرضية كفاءة السوق فقـط إذا كانت هناك عـلاقة بين التغير في معدل نمو عـرض النقود في فترة مـا والتغير في عوائد الاستثمار في الأسهـم في نفس الفترة (الصيغـة غير التنبـؤية للمحفظـة الاستثمارية). وإذا كانـت هناك علاقة بين التغير في عـوائد الاستثمار في الأسهم في الفترة الحالية والتغير في معدل نمـو عرض النقـود في فترات سابقة، فـإن السوق لـن يكون كفـأ في استخدام معلومـات عرض النقود وسيكون هنـاك مجال لتحقيق أرباح غير عـادية باستخدام معلـومات عرض النقود (الصيغة التنبؤية للمحفظة الاستثمارية).

ولقد ركز Rozeff اهتمامه القيـاسي على النقطة الثانية وذلـك بتقدير نموذج لانحـدار عائد الاستثمار في الأسهم (التغير في أسعار الأسهم بالتقريب) على التغير في معدل نمو عرض النقود ـ وليس معدل نمو عـرض النقود ذاته ـ في فترات سابقة. وباستخدام نفـس الرموز التي وردت في Rozeff ، فإن النموذج المقدر أخذ الصيغة:

$$R_t = c_0 + \sum_{i=1}^{k} b_i (P_{t-i} - P_{t-i-1}) + e_t$$

حيث R_t عائد الاستثمار في الأسهم في الفترة t، P_t معدل نمو النقود في الفترة t، و e_t حد الخطأ العشوائي الذي يحقق الافتراضات التقليدية لنموذج الانحدار. وقد تم تقدير النموذج باستخدام بيانات شهرية وأخذ K (فترات التباطؤ) إلى سبعة عشر شهرا. وباستخدام رموز متفقة مع ما سنستخدمه في الدراسة الحالية، دع MP_t ترمز للوغاريتم مؤشر أسعار السوق في الفترة t و M_t ترمز للوغاريتم عرض النقود في الفترة t. ويقاس معدل النمو في أسعار الأسهم هنا بالفرق الأول لـ MP أي أن: $R_t \equiv \Delta MP_t \equiv MP_t - MP_{t-1}$ كما ان $P_t \equiv \Delta M_t \equiv M_t - M_{t-1}$

وسوف نستمر باستخدام الرموز المحتوية على معامل الفرق الأول. الآن يمكن ملاحظة أن المتغيرات المستقلة في النموذج أعلاه هي الفرق الثاني في لوغاريتم كمية النقود:

$\Delta^2 M_t \equiv \Delta M_t - \Delta M_{t-1} = P_t - P_{t-1}$.

والمشكلة الأساسية الأولى في دراسة Rozeff هي في أخذ الفرق الثاني للوغاريتم كمية النقود والتصور بأن bj في النموذج أعلاه سوف تقيس التغير في عائد الاستثمار في الأسهم عند تغير معدل نمو النقود. والواقع أن هذه العلاقة تقاس (بالتعريف) بمعامل انحدار التغير في لوغاريتم مؤشر أسعار السوق (عائد الاستثمار في الأسهم) على الفرق الأول ـ وليس الثاني ـ في لوغاريتم كمية النقود. لإيضاح ذلك بشكل مبسط، دعنا نركز على ثلاثة النماذج التالية:

$$(1) \quad MP_t = a_1 + b_1 M_t + e_{1t}$$

$$(2) \quad \Delta MP_t = a_2 + b_2 \Delta M_t + e_{2t}$$

$$(3) \quad \Delta MP_t = a_3 + b_3 \Delta^2 M_t + e_{3t}$$

الآن، فإن الاختلاف يكمن في هل نستخدم النموذج (٢) أو (٣) لقياس العلاقة بين التغير في عائد الاستثمار في الأسهم والتغير في معدل نمو النقود. من تعريف معامل الميل في نموذج الانحدار يتضح أن تلك العلاقة سوف تقاس بالنموذج (٢) وليس (٣) وذلك لأن $b_2 = \frac{\partial \Delta MP_t}{\partial \Delta M_t}$ ويأخذ التقريب غير المتصل للتفاضل فإن $b_2 = \frac{\Delta \Delta MP_t}{\Delta \Delta M_t} = \frac{\Delta^2 MP_t}{\Delta^2 M_t}$. وبالمقابل فإن النموذج (٣) سوف يقيس العلاقة بين التغير في عائد الاستثمار في الأسهم والتغير في تغير معدل نمو النقود ـ وليس فقط التغير في معدل نمو النقود. وذلك لأن $b_3 = \frac{\Delta^2 MP_t}{\Delta^3 M_t}$. وهكذا فإن المتغير المستقل في نموذج الانحدار الذي يقيس العلاقة بين التغير في عائد الاستثمار في الأسهم والتغير في معدل نمو النقود يجب أن يكون الفرق الأول ـ وليس الثاني ـ للوغاريتم كمية النقود. وأخيرا، يمكن أيضا الملاحظة من النموذج (١) أن $b_1 = \frac{\Delta MP_t}{\Delta M_t}$ وبالتالي سوف تقيس التغير

في أسعار الأسهم (عائد الاستثمار في الأسهم) لكل وحدة تغير في كمية النقود (معدل نمو النقود) وليس كما يبدو لأول وهلة بأنها العلاقة بين كمية النقود ومؤشر السوق. وجميع هذه المفاهيم تعتمد على معنى معامل الميل في نموذج الانحدار.

والمشكلة الأساسية الثانية في دراسة Rozeff تتكون من جزئين: الجزء الأول يكمن في استبعاد العلاقة بين عائد الاستثمار في الأسهم والتغير في معدل نمو النقود في الفترة الحالية والنظر إلى تلك العلاقة خلال الفترات (الأشهر) السبعة عشر الماضية عند اختبار الصيغة التنبؤية لنموذج المحفظة الاستثمارية، وإن كانت الفترة الحالية قد أدخلت عند اختبار الصيغة غير التنبؤية. ويبدو أن تبرير ذلك الاستبعاد يعود إلى أن الصيغة غير التنبؤية تقر بوجود علاقة آنية بين المتغيرين ولكنها ترفض وجود علاقة متباطئة تسير من معدل نمو عرض النقود إلى معدل تغير أسعار الأسهم. وبالتالي فإن عملية القياس والاختبار يمكن أن تركز على الجانب الخلافي في العلاقة. والمشكلة هنا أن استبعاد العلاقة الآنية سوف يجعل جميع المعاملات المقدرة وانحرافاتها المعيارية متحيزة وغير منسجمة Biased and Inconsistent. لإيضاح ذلك، فإنه يمكن كتابة العلاقة بين التغير في أسعار الأسهم ومعدل نمو عرض النقود على النحو:

$$\Delta MP_t = a_0 + b_0\Delta M_t + \sum_{i=1}^{k} b_i\Delta M_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

وإذا كانت $b_0=0$ مقبولة على أساس نظري فإن ذلك لا يعني إمكانية استبعادها من نموذج الانحدار وذلك لأن b_i, سوف تكون متحيزة وغير منسجمة وبتحديد أكثر، فإن b_i سوف تعكس تجميعا خطيا Linear combination لـ b_0 مرجح أو موزون بالعلاقة بين والأهم من ذلك، أن تباين نموذج الانحدار سيكون متحيزا إلى أعلى إلا إذا كانت متعاقدة Orthogonal وهو أمر قد لا يمكن قبوله. انظر Greene (1993; pp.246) لإثبات هذه النتائج. وبالتالي فلن يمكن الثقة بالاختبارات المستندة على تقديرات متحيزة للتباين. لذا فإن النموذج يجب أن يحتوي على للحصول على تقديرات منسجمة وغير متحيزة يمكن إجراء الاختبارات الإحصائية عليها بصرف النظر عن هل الاختبار يركز على الصيغة التنبؤية أو غير التنبؤية. فالصيغة التنبؤية يمكن أن ينظر إليها على أنها حالة خاصة من الصيغة غير التنبؤية. وبذلك فإن النموذج القياسي الذي ينبغي تقديره لاختبار نموذج المحفظة الاستثمارية النقدية بشكل عام يأخذ الصيغة الواردة في (4) أعلاه والذي يمكن إعادة كتابته بشكل موجز على النحو:

$$(4) \quad \Delta MP_t = a_0 + \sum_{i=0}^{k} b_i \Delta M_{t-i} + \varepsilon_t$$

ويمكن اختبار bi=0, وقبول هـذه الفرضية يعنـي أن التغير في معدل نمو عـرض النقود سـوف يؤثـر على عائد الاستثمار في الفترة نفسهـا فقـط وسيتلاشـى أثر ذلـك التغير في الفترات السابقة جميعها. وتجدر الإشارة هنا إلى أن التغير في معدل نمو النقود يجب أن يأتي كمفاجأة (غير متوقعة) للسوق. وإذا أمكن التنبؤ بالتغير في معدل نمو عرض النقود من قبل المتعاملين بالسوق فإن bo ستكون هي الأخرى مساوية للصفـر. إلى جانب ذلك فإن bo قد تساوي الصفر إذا كان تغير أسعار الأسهم يسبق تغير معدل نمو النقود كما ستكـون الحالة لو كان سوق الأسهم يعطي مؤشرا رائدا Leading indicator عن الوضع الاقتصادي بشكـل أسرع من استجابة السلطات النقدية.

الجانب الثاني من المشكلة الثانية يكمن في العلاقة بين معدل تغير أسعار الأسهم ومعدل نمو عرض النقود من جهة والتغير في معدل تغير أسعار الأسهـم وتغير معدل نمو عرض النقود من جهة أخـرى. فصياغـة النموذج في (4) تركـز على علاقة التغير في معدلات النمـو بافتراض أن علاقة مستويات معدلات النمـو متحققة دائماً. بمعنى آخر فإن النموذج (4) يفترض أن العلاقة بين أسعار الأسهم وعرض النقود متحققة في كل فترة بشكل يجعـل المعلومات عن تلك العلاقة غير مفيدة (إحصائيا) لتحليل العلاقة بين التغير في معدلات النمو. غير أن هذه النقطة بالتحديد هي جزء من الافتراض الـذي نهدف إلى دراسته عند تحليل العلاقة بين أسعـار الأسهم وعرض النقود. وباستخدام المصطلحات الحديثة في الاقتصاد القياسي، فإن النموذج (4) يستبعد إمكانية وجود تكـامل مشترك Co-integration بين أسعار الأسهم وعـرض النقود ويركز على العـلاقة بين معدل نمو أسعار الأسهم ومعدل نمو عرض النقود. ولكن استبعاد علاقة التكامل المشترك ــ وهـي جزء مـن الافتراض الـذي نسعـى إلى اختبـاره ــ ستؤدي إلى عـدم استخـدام لبعـض المعلومات المتوافرة والمهمة مما قد يـؤدي إلى تحيز في التقديرات إذا كان التكامل المشترك قائما بين المتغيريـن. والأهم مـن ذلك، أن التكـامـل المشترك يعتبر أداة جيدة لاختبـار قدرة السـوق على استخدام المعلـومات المتاحـة بشكل أمثل. فـوجود التكـامل المشترك يعني أن هنـاك اختلالا في التوازن في الأجل القصير وأن ذلك الاختلال سوف يعطي معلومات عن اتجاه التغير (في المتغير التابـع) في الفترة المقبلة. فإذا كـان سوق الأسهم كفأ في استخـدام معلومات النقـود، بمعنى أن

أسعار الأسهم الحالية تعكس معلومات عرض النقود في الفترة ذاتها ولا يمتد أثر تلك المعلومات إلى الفترات المقبلة، فإن حد الخطأ العشوائي في نموذج انحدار أسعار الأسهم على عرض النقود ــ والذي يقيس التكامل المشترك كما سنرى ـ يجب ألا يحتوي على أي معلومات إضافية عن تغير أسعار الأسهم في الفترة المقبلة. من هنا يتضح أن التطور الهائل الذي لحق بالتحليلات الإحصائية للسلاسل الزمنية الاقتصادية و«اكتشاف» مفهوم التكامل المشترك منذ أوائل الثمانينيات حتى الآن قد أدى إلى تغير حاد في فهم طبيعة العلاقات الاقتصادية. وسنوضح ذلك بشيء من التفصيل فيما يلي:

بالتركيز أولا على العلاقة بين معدل تغير أسعار الأسهم عند تغير معدل نمو عرض النقود، نلاحظ أن هذه العلاقة تقاس من نموذج انحدار مؤشر أسعار الأسهم على كمية النقود. بشكل عام يجب أن تكون السلاسل الزمنية للمتغيرات الداخلة في نموذج الانحدار مستقرة إحصائيا بمعنى أن متوسط السلسلة وتباينها ثابتان ومحددان خلال الزمن. وإذا كانت السلاسل الزمنية غير مستقرة بمعنى أن متوسط السلسلة يختلف من فترة إلى أخرى وأن تباينها يصل إلى ما لانهاية، فإن السلسلة ببساطة لا يمكن استخدامها في نموذج انحدار يجري عليه عمليات استدلال إحصائي وذلك لأن تقدير تباين النموذج سيكون متحيزا وإن كانت تقديرات المعلمات غير متحيزة. ولقد أظهرت العديد من الدراسات أدلة تطبيقية على أن السلاسل الزمنية للمتغيرات الاقتصادية غير مستقرة ومن أشهر هذه الدراسات تلك التي قدمها Nelson & Plosser (1982) . وبشكل عام، فإن السلسلة غير المستقرة في مستواها ستكون مستقرة في فرقها الأول أو على الأكثر الفرق الثاني. ويقال عن السلسلة التي تستقر بعد أخذ الفرق الأول بأنها متكاملة من الدرجة الأولى ويرمز لها I(1). والتي تستقر بعد أخذ الفرق الثاني بأنها متكاملة من الدرجة الثانية ويرمز لها I(2) وهكذا. أما السلسلة المستقرة في مستواها فإنه يقال عنها إنها متكاملة من الدرجة صفر ويرمز لها I(0). وباستخدام هذه الرموز فإن المتغيرات الداخلة في نموذج الانحدار يجب أن تكون I(0) وإذا كانت متغيرات الانحدار I(1) فإن نتائج الاستدلال الإحصائي ستكون وهمية Spurious باستخدام تعبير Granger & Newbold (1974,1986) حيث تبدو اختبارات t و F ومعامل التحديد R^2 أعلى مما هي عليه فعلا. ولكن إذا كان من الممكن تحويل المتغيرات المتكاملة من الدرجة الأولى (غير المستقرة) إلى متغيرات متكاملة من الدرجة صفر (مستقرة) بأخذ الفرق فإن كل ما يحتاجه الباحث التحقق من متغيرات الانحدار I(1) ومن ثم أخذ الفرق وتقدير الانحدار بالفروق الأولى عوضا عن مستويات المتغيرات كما اقترح

Granger & Newbold (1974, 1986) . والمشكلة هنا أن عملية تقدير نموذج الانحدار بأخذ الفروق الأولى تلغي إمكانية الوصول إلى العلاقة بين المتغيرات في الأجل الطويل. وذلك لأن الفرق الأول لأي متغير اقتصادي (معدل نمو المتغير إذا كان مقاسا باللوغاريتم) سيساوي صفرا وفق التعريف الاقتصادي للأجل الطويل. وبالنسبة لدراستنا الحالية، فالمهم هو أن تقدير النموذج بالفروق الأولى للمتغيرات يفترض أن علاقة مستويات المتغيرات متحققة في كل فترة بشكل يجعل من غير المجدي استخدام أي معلومات عن حالة اختلال (عدم تحقق) تلك العلاقة.غير أن هذا الافتراض هو جزء من النظرية التي نسعى إلى دراستها عند تحليل العلاقة بين أسعار الأسهم وعرض النقود كما أوضحنا أعلاه.

ولقد تمكن Engle & Granger (1987) من إثبات أن استخدام سلسلتين زمنيتين متكاملتين من الدرجة الأولى قد يكون ممكنا دون التضحية بعلاقة الأجل الطويل كما تصفها النظرية الاقتصادية (المحفظة الاستثمارية في هذه الدراسة) ودون تقييد علاقة الأجل الطويل بأنها متحققة دائما وذلك من خلال ما أصبح يعرف الآن بتحليلات التكامل المشترك[٦] Co-integration . وتستند فكرة تحليلات التكامل المشترك على المفهوم الاقتصادي للخصائص الإحصائية للسلاسل الزمنية. فبشكل عام، إذا كان هناك سلسلتان متكاملتان من الدرجة الأولى، فإن التجميع الخطي لهما سيكون في الغالب متكاملا من الدرجة الأولى أيضا. ولكن إذا حدث أن التجميع الخطي لهما متكامل من درجة أقل (الدرجة صفر هنا) فإنه يقال إن السلسلتين متكاملتان تكاملا مشتركا. ومن الناحية الاقتصادية فإن ذلك يعني أن علاقة الأجل الطويل بين المتغيرين (السلسلتين) ليست متحققة تماما في كل فترة (أي يوجد اختلال في التوازن في الأجل القصير) ولكن المتغيرين يسيران باتجاه التوازن في الأجل الطويل. بمعنى آخر فإن السلسلتين تميلان إلى التقارب Converge إلى الوضع التوازني الذي تحدده النظرية الاقتصادية وإن لم تكونا تماما في ذلك الوضع في الأجل القصير. وإذا لم يوجد تكامل مشترك بين السلسلتين (أي إذا كان التجميع الخطي لهما غير متكامل من درجة أقل من درجة تكامل السلاسل الداخلة في التجميع الخطي) فإن ذلك يعود إما إلى تباعد السلسلتين عن بعضهما في الأجل الطويل أو إلى تحقيق العلاقة آنيا بينهما بشكل لا يجعل هناك معلومات إضافية يوحي بها اختلال التوازن في الأجل القصير(٧).

---

٦ ـ لمزيد من التفاصيل حول هذا الاسلوب في التحليل يمكن الرجوع إلى Muscatelli A Hurn، Dolado et al (1990) (1992)، و Perman (1991). لمناقشة أكثر تقدما يمكن الرجوع إلى Bajerjee et al (1993) بين عدد من الدراسات.

٧ ـ تستند هذه الفكرة الأخيرة على أسلوب تصحيح الأخطاء Error Correction Mechnism حيث إن التكامل المشترك شرط كاف وضروري لأسلوب تصحيح الأخطاء انظر Granger (1991).

وبناء على هذه المناقشة يتضح أن اختبار التكامل المشترك بين أي سلسلتين يمكن أن يتم على خطوتين ـ كما اقترحها Engle & Granger (1987) والتي أصبحت تعرف الآن بطريقة Engle & Granger, EG الخطوتين. أولا، التحقق من درجة التكامل لكل سلسلة بواسطة أحد اختبارات جذر الوحدة مثل اختبار Dicky and Fuller (1979, 1981) أو اختبار Phillips & Perron (1988) وسنأتي على مناقشة هذه الاختبارات في الجزء الرابع من هذه الدراسة. ثانيا تقدير نموذج انحدار للسلسلتين على الصيغة:

$$(5) \qquad MP_t = a + b\,M_t + z_t$$

حيث MP_t و M_t كما عرفت سابقا و Z_t حد الخطأ العشوائي. والنقطة الأساسية هنا تتمثل في هل تتحقق هذه العلاقة في كل فترة بشكل يجعل حد الخطأ العشوائي z لا يحتوي على أي معلومات عن تغير MP في الفترة المقبلة. ويمكن ملاحظة أن $MP_t - a - bM_t$ ستساوي z. وإذا كانت العلاقة بين MP و M متحققة دائما، فإن Zستساوي الصفر. وبشكل أخف حدة، فإن Z ستختلف عن الصفر (نتيجة لأخطاء القياس والآثار العشوائية على MP...إلخ) والمهم هو أن Z لن تحتوي على معلومات «مهمة» عن تغير MP واذا احتوت Z على معلومات مهمة، فإن ذلك يعني أن MP لم تعكس ـ أو تستوعب ـ جميع المعلومات عن M في الفترة نفسها وأن هناك معلومات عن M يمكن استخدامها لتحديد اتجاه التغير في MP في الفترات المقبلة.واختبار هل Z تحتوي على معلومات مهمة عن MP يمكن أن يتم عن طريق اختبار هل Z متكاملة من درجة أقل من درجة تكامل MP و M. وتتطابق عملية اختبار z هذه مع التحقق من أن التجميع الخطي للسلسلتين كما هو محدد من بواقي الانحدار Zt متكامل من درجة أقل من درجة تكامل السلسلتين (من الدرجة صفر في الغالب). وتسمى عملية اختبار z هذه باختبار التكامل المشترك بين MPو M. كما يسمى نموذج الانحدار (5) بنموذج انحدار التكامل المشترك Co-integrating Regression وتقيس المعلمات المقدرة في هذا النموذج ــ والتي تسمى بمتجه التكامل المشترك Co-integratig Vector علاقة الأجل الطويل بين المتغيرين. وإذا كان هناك تكامل مشترك بين المتغيرين، فإنه يمكن إعادة صياغة النموذج وفقا لأسلوب تصحيح الأخطاء Correction Model Error على النحو:

$$(6) \qquad \Delta MP_t = \alpha + \sum_{i=1}^{p} \beta\, \Delta M_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \delta_i \Delta MP_{t-i} + \gamma z_{t-1} + \varepsilon_t$$

أما إذا لم يوجد تكامل مشترك فإن $\gamma=0$ وبالتالي فإنه يمكن حذف الحد Z_{t-1} من (6) وهنا فقط يمكن تقدير النموذج بالفروق الأولى للمتغيرات.

وتجدر الإشارة هنا إلى نقطتين مهمتين. الأولى تتعلق بطريقة اختبار وجود جذر الوحدة. وهذه يمكن أن تتم عن طريق تقدير نموذج انحدار ذاتي لكل سلسلة على حدة واختبار ما إذا كان معامل الارتباط الذاتي يختلف إحصائيا عن الواحد. فمثلا لسلسلة زمنية ما x ما يمكن تقدير النموذج $\Delta x_t = \delta x_{t-1} + \varepsilon_t$ أو بالتطابق بعد طرح x_{t-1} من الطرفين $x_t = \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$ حيث $\delta=\rho-1$ واختبار $\delta=\rho-1=0$ مقابل $\delta=\rho-1<0$ ومن المهم ملاحظة أن توزيع اختبار t تحت فرضية العدم لن يتبع توزيع t المألوف ولكن سيكون ملتويا Skewed إلى اليسار وكتلته its mass تحت الصفر. ولقد قدم Dicky القيم الحرجة للاختبار بواسطة التقدير (عوضا عن الاشتقاق) وتوجد جداول القيم الحرجة في Fuller (1976) بين عدد من المصادر. ويجب أن يكون حد الخطأ العشوائي في نموذج الانحدار الذاتي محققا للافتراضات التقليدية لنموذج الانحدار ومن الممكن إضافة قيما متباطئة للمتغير التابع إلى الطرف الأيمن من النموذج لتحقيق تلك الافتراضات إذا كانت غير متحققة. ولن يؤثر ذلك على توزيع الاختبار. ولكن إذا كان متوسط السلسلة يختلف عن الصفر (مما يوجب إضافة قاطع) أو كان هناك اتجاه زمني في السلسلة (مما يوجب إدخال متغير الزمن إلى الطرف الأيمن) فإن توزيع الاختبار سيختلف عن الحالة الأولى وسيكون هناك قيم حرجة مختلفة للاختبار توجد أيضا في Fuller (1976).

والخطوة الثانية في اختبار التكامل المشترك تتمثل في إخضاع بواقي نموذج الانحدار إلى اختبار جذر الوحدة. ويمكن تطبيق مفهوم اختبار Dicky and Fuller على البواقي غير أنه هنا أيضا ينبغي التنبيه إلى أن توزيع الاختبار لن يتطابق مع القيم الحرجة الواردة في Fuller وذلك لأن اختبار التكامل المشترك يعتمد على بواقي المربعات الصغرى العادية التي يقيد مجموعها بأن يساوي الصفر مما سيؤثر على تباين السلسلة بصرف النظر عن هل فرض العدم بوجود جذر وحدة في السلسلة متحقق أم لا؟ وإن كان ذلك التأثير سيعتمد على عدد المعاملات المقدرة في نموذج الانحدار العادي كما وضح ذلك Mackinnon (1991) & Engel and Yoo (1987), Engel and Granger (1987) وجميع هذه الدراسات تحتوي جداول للقيم الحرجة لاختبارات التكامل المشترك وإن كانت معظم الدراسات تميل إلى استخدام جداول Mackinnon (1991) للافتراض بأنها أكثر دقة من غيرها.

وبشكل عام فإنه لن يهم أي المتغيرات سيستخدم في الطرف الأيمن وأيهما يستخدم بالطرف الأيسر في نموذج انحدار التكامل المشترك وذلك لأن معامل التحديد في نماذج الانحدار المعتمد على متغيرات متكاملة من الدرجة الأولى سيقترب من الواحد في العينات الكبيرة غير أن Ba-nerjee et al (1986) أوضح أنه سيكون هناك تحيز في العينات الصغيرة ناشىء من اختيار المتغير التابع وأن ذلك التحيز سيعتمد (عكسيا) على مدى اقتراب معامل التحديد من الواحد الصحيح (٨). ومن الممكن التخلص من ذلك التحيز باستخدام طريقة تقدير دالة الإمكانية العظمى Maxi-mum Likelihood Function لنظام المعادلات المكون من المتغيرات جميعها كما اقترح Johansen and Johansen and Juselius (1990), J & J-J (1988). وفقا للأسلوب الأخير فإنه يتم تقدير نموذج نظام متجه الانحدار الذاتي Vector Autoregressive System Model. ولقد أثبتت الدراسة الحديثة التي قام بها Gonzalo (1994) أن الأسلوب الذي اقترحه J & J-J يعد من أفضل الأساليب لتقدير علاقة التكامل المشترك بين عدد من الأساليب الأخرى لتقدير نظام المعادلات حتى عند عدم تحقق بعض الافتراضات التقليدية للانحدار مثل عدم معرفة درجة العلاقة الديناميكية بالتحديد مما يجعل حدود الخطأ العشوائي لا تتبع خصائص جاوس Non Gaussian error terms.

وسنستخدم في هذه الدراسة طريقة EG وطريقة J & J-J لاختبار التكامل المشترك بين أسعار الأسهم وعرض النقود في الاقتصاد السعودي. وسنعود إلى تفصيل طريقة التقدير والاختبار عند مناقشة النتائج.

المبحث الرابع
نتائج تقديرات التكامل المشترك

يهدف هذا الجزء إلى تحليل نتائج تقديرات واختبارات نماذج التكامل المشترك بين أسعار الأسهم وعرض النقود في الاقتصاد العربي السعودي. وتتكون العينة المستخدمة في الدراسة من بيانات شهرية عن الفترة من شهر مارس ١٩٨٥م إلى شهر ديسمبر ١٩٩٣م (١٠٦ مشاهدة) عن المتغيرات التالية:

M1: التعريف الضيق للنقود (العملة المتداولة خارج البنوك والودائع تحت الطلب).

٨ - إلى جانب ذلك، عند وجود أكثر من متغيرين، فإن متجه التكامل المشترك لن يكون وحيدا Unique.

M2: التعريف الواسع (الأول) للنقود(M1 + الودائع لأجل والودائع الادخارية).
M3: التعريف الواسع (الثاني) للنقود (M2 + الودائع بالعملات الأجنبية والودائع شبه النقدية الأخرى).
MP: مؤشر المركز الوطني للمعلومات المالية والاقتصادية لأسعار الأسهم السعودية في السوق ككل.
BP: مؤشر المركز الوطني لأسعار أسهم قطاع البنوك.
IP: مؤشر المركز الوطني لأسعار أسهم قطاع الصناعة.
CP: مؤشر المركز الوطني لأسعار أسهم قطاع الأسمنت.
SP: مؤشر المركز الوطني لأسعار أسهم قطاع الخدمات.
EP: مؤشر المركز الوطني لأسعار أسهم قطاع الكهرباء.
AP: مؤشر المركز الوطني لأسعار أسهم قطاع الزراعة.

وجميع البيانات مأخوذة من Saudi Arabian Monetary Agency (SAMA), Money and Banking Statistics وتقاس المتغيرات النقدية الثلاثة الأولى (M1 و M2 و M3) بملايين الريالات السعودية بالأسعار الجارية. أما مؤشرات المركز الوطني فهي عبارة عن أرقام قياسية (آخر أسبوع من شهر فبراير ١٩٨٥م = ١٠٠). وتمثل هذه المؤشرات المؤشرات الرسمية الوحيدة عن سوق الأسهم السعودية. ولإيضاح ومناقشة طريقة المركز الوطني في بناء مؤشرات سوق الأسهم، يمكن الرجوع إلى الجفري وآخرين (١٩٩٠). وتجدر الإشارة هنا إلى أن جميع المتغيرات مقاسة بالأسعار الجارية دون استبعاد أثر التضخم (التغير في المستوى العام للأسعار). ويعود ذلك إلى أن فترة الدراسة لم تشهد أي تطور حاد في معدلات التضخم كما أن استبعاد أثر التضخم باستخدام نفس المكمش (المخفض: Deflator) لطرفي المعادلة سوف يؤدي إلى إزاحة موقع (قاطع) المعادلة دون أي تأثير على العلاقة (الميل) ذاتها. إلى جانب أن استخدام الأسعار الجارية أمر مألوف في هذا النوع من الدراسات. انظر Serletis (1993) على سبيل المثال.

اختبارات جذر الوحدة Unit Root Tests

قبل الشروع في اختبار التكامل المشترك، يجب إخضاع المتغيرات محل الدراسة إلى اختبارات

جذر الوحدة للتحقق من درجة تكامل سلاسلها الزمنية. وقد تم إخضاع المتغيرات إلى طريقتين من طرق اختبار جـذر الوحدة. الطريقة الأولى هي التـي اقترحت من Dicky & Fuller (1979, 1981). ووفقا لهذه الطريقة، يتم تقدير نموذج انحدار ذاتي لكل سلسلة على حدة تتحدد صيغته حسب الافتراضات المسبقـة عن خصائص السلسلة. وقد تم اختبـار صيغتين لنموذج الانحدار الذاتي. تحتوي الصيغة الأولى على قاطع (يعكس أن متوسط السلسلة لا يساوي الصفر) وتحتوي الصيغة الثانية على قاطع ومتغير زمـن (يعكس الأخير وجود اتجاه زمني في السلسلة أي اتجاهها نحو الزيـادة خلال الزمن). كما تم إضافـة إحدى عشرة قيمة متباطئة للمتغير التـابع إلى الطرف الأيمن مـن النموذج. ويستنـد اختيار فترات التباطـؤ هذه إلى المحـاولة لاستبعـاد أثر التغيرات الموسمية على اختبار جذر الوحدة وذلك باستخدام صيغة معدلة (للبيانات الشهرية) من اقتراح Ghysels et al (1994).[٩] كما أن إضافـة هذه القيـم المتباطئـة يضمن أن حـد الخطأ سيكـون عشوائيا. وبهذه الإضافة، فـإن الاختبار يسمى باختبار Dicky & Fuller المركب: Augmented Dicky & Fuller, ADF. وبذلك تكون الصيغ المقدرة لاختبار جذر الوحدة وفقا لطريقة Dicky & Fuller على الشكل:

$$\Delta x_t = \alpha_0 + \gamma x_{t-1} + \sum_{i=1}^{11} \beta_i \Delta x_{t-i} + u_t$$

$$\Delta x_t = \alpha_0 + \beta t + \gamma x_{t-1} + \sum_{i=1}^{11} \beta_i \Delta x_{t-i} + u_t$$

وتحظى الصيغة الأخيرة بميـزة مهمة على الصيغة الأولى حتى عندمـا تكون وذلك لأن إضافة متغير الـزمن t إلى النموذج سيفك (يلغـي) اعتماد على كما وضح ذلك Schwert (1987). انظر Mills (1990), P.203. وفرضية العـدم في هذا الاختبار ـ كما وضحنـا في المبحث السابق ـ هي أن مقابل الفرضية البديلة أن

والطريقـة الأخرى لاختبار درجة تكـامل المتغيرات التي استخـدمت في هذه الدراسـة هي المقترحة من Phillips & Perron, PP(1988). وبشكل أساسي، فـإن طريقة PP تطابق طـريقة Dicky & Fuller مع تعديل معلمي Non-parametric adjustment لتباين النموذج حتى يأخذ في الاعتبار وجود الارتباط الـذاتي ويعكس الطبيعة الديناميكية في السلسلـة، وعند وجود اتجاه زمني، فإنه يتم تركيز (توسيط) متغير الـزمن. ولقد تم تقدير صيغتين أيضا لاختبار pp متوافقة مع اختبارات ADF على النحو:

---

٩ ـ إلى جانب ان استخدام فترات التبـاطؤ هذه يقترب من اقتراح Schwert (1987) باستخدام 12X(T/100)0.25. انظر Mills (1990).

$$\Delta x_t = \alpha + \delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{11} \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\Delta x_t = \alpha + \beta(t - \frac{T}{2}) + \delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{11} \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t$$

حيث T حجم العينة. ويكون تقدير التباين في كل صيغة على النحو:

$$S^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^{T} \hat{u}_t^2 + 2\, T^{-1} \sum_{j=1}^{\ell} \sum_{t=j+1}^{T} \hat{u}_t \hat{u}_{t-j}$$

حيث ℓ معامل انهاء التباطؤ Lag Truncation Parameter، عوضاً عن التقدير المالوف للتباين:

$$S_u^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^{T} \hat{u}_t^2$$

ويمكن الرجوع إلى Banerjee et al 1993, pp.108-113 لمناقشة مفصلة لطريقة التقدير والاختبار. وتتطابق فرضيات العدم والفرضيات البديلة لها مع تلك التي ذكرت لاختبار ADF أعلاه. وتجدر الإشارة هنا إلى أن اختبار PP له توزيع اختبار DF نفسه وبالتالي فإنه يمكن استخدام القيم الحرجة نفسها للاختبارين.

ويوضح الجدول (٢) نتائج اختبارات جذر الوحدة للعشر متغيرات المكونة للعينة الدراسية وفقا للأربع صيغ المناقشة أعلاه. وبالنسبة لمستويات المتغيرات، يظهر بوضوح عدم إمكانية رفض فرضية العدم بوجود جذر وحدة في جميع المتغيرات عند مستوى المعنوية ١٪، ٥٪، و ١٠٪ بافتراض عدم وجود اتجاه زمني (العمود الأول والثاني) أو بافتراض وجود اتجاه (العمود الثالث والرابع) باستثناء السلاسل الزمنية لمؤشرات أسعار أسهم قطاع الكهرباء (PP بدون اتجاه) والزراعة (ADF باتجاه)، وإلى حد ما، قطاع البنوك (ADF باتجاه). غير أنه يمكن الجزم هنا بأن الاختبارات المعنوية تعود إلى صيغة النموذج (افتراض وجود الاتجاه من عدمه ومشكلة العلاقة الديناميكية في السلسلة) وليس إلى عدم وجود جذر وحدة كما يتضح ذلك من مقارنة الصيغ المختلفة لنفس السلسلة. ولمزيد من التحقق من هذا الاستنتاج، فقد تم فحص دوال الارتباط الذاتي Autocorrelation Functions لكل من هذه

السلاسل الثلاث واتضح أن تلك الدالة تميل إلى التلاشي ببطء شديد مما يوحي بوجود حذر وحدة في السلسلة.

ويوضح العمود الخامس والسادس من الجدول (٢) اختبارات جذر الوحدة للفروق الأولى للمتغيرات على افتراض وجود قاطع ولكن باستبعاد الاتجاه الزمني والتباطؤ وذلك لأن أخذ فرق أي متغير يزيل الاتجاه والارتباط الذاتي إن وجدا. ويظهر الجدول بوضوح رفض فرضية العدم بوجود جذر وحدة بشكل حاسم لجميع المتغيرات. ومن هذه الاختبارات يمكن الاستنتاج بأن جميع المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى.

جدول (٢): اختبارات جذر الوحدة لبيانات الأسهم والنقود السعودية

	مستويات المتغيرات		الفروق الأولى	
	بدون اتجاه	باتجاه		
	PP ADF'	PP ADF'	PP DF'	
التعريف الضيق للنقود: M1	0,72- 0,63-	2,29- 1,83-	9,35- 9,29-	
التعريف الواسع للنقود: M2	0,69- 0,40-	2,32- 1,85-	9,02- 8,98-	
التعريف الواسع للنقود: M3	0,70- 0,54-	2,32- 1,85-	9,43- 9,38-	
مؤشر السوق: MP	0,45- 0,60-	2,70- 2,57-	6,34- 6,14-	
مؤشر قطاع البنوك: BP	0,20- 0,66-	2,99- 3,14-	7,31- 7,10-	
مؤشر قطاع الصناعة: IP	0,77- 1,14-	2,48- 2,60-	6,14- 6,11-	
مؤشر قطاع الاسمنت: CP	0,19- 1,16-	2,80- 0,85-	6,74- 6,74-	
مؤشر قطاع الخدمات: SP	1,18- 0,85-	2,50- 2,16-	7,86- 7,70-	
مؤشر قطاع الكهرباء: EP	2,70- 1,40-	2,19- 1,26-	7,21- 7,04-	
مؤشر قطاع الزراعة: AP	1,66- 2,86-	2,30- 3,26-	7,95- 7,50-	
القيم الحرجة:				
١٪	3,51- 3,51-	4,04- 4,04-	3,51- 3,51-	
٥٪	2,89- 2,89-	3,45- 3,45-	2,89- 2,89-	
١٠٪	2,58- 2,58-	3,15- 3,15-	2,58- 2,58-	

ملاحظات: الأربعة أعمدة الأولى تمثل اختبارات جذر الوحدة في لوغاريتم مستويات المتغيرات. العمود الأول ADF هو اختبار Dicky-Fuller المركب بقاطع. العمود الثاني PP اختبار Phillips-Perron بقاطع. العمودان الثالث والرابع مقابلان للعموديين الأول والثاني ولكن مع إضافة اتجاه زمني. جميع هذه الاختبارات تمت بأخذ ll قيمة متباطئة للمتغير التابع حتى يمكن إزالة الآثار الموسمية من الاختبار. العمودان الرابع والخامس هما اختبارات Dicky-Fuller وPhillips-Perron بقاطع للفروق الأولى في المتغيرات. جميع الاختبارات مقاسة بصيغة اختبار t. القيم الحرجة من Fuller (1976), Table. 8.5.2, pp.373.

تقديرات واختبارات التكامل المشترك Cointegration Estimates and Tests:

بعد التحقق من أن المتغيرات الداخلة في عينة الدراسة متكاملة من الدرجة الأولى، فإنه يمكن الانتقال إلى فحص علاقة التكامل المشترك بين متغيرات أسعار الأسهم كل على حدة ومتغيرات عرض النقود. ولقد تم تقدير نموذج انحدار خطي بسيط للتكامل المشترك لكل متغير من متغيرات أسعار الأسهم السبعة على كل متغير من متغيرات عرض النقود الثلاثة وذلك على الصيغة:

حيث Y هي EP,SP, CP, IP, BP, MP أو AP وX هي M2, M1 أو M3 وZ هي حد الخطأ العشوائي في نموذج الانحدار. وفي هذا النموذج، تمثل b (وa) متجه التكامل المشترك الذي يقيس علاقة الأجل الطويل بين Y&X. وعلى الرغم من أنه لا يمكن استخدام التباين المقدر من هذا النموذج لإجراء أي اختبار عن Y&X لأن المتغيرين متكاملان من الدرجة الأولى، إلا أن تقدير b سيكون منسجما وغير متحيز. وأكثر من هذا، فإن تقدير b سيكون منسجما بدرجة عالية (Super consistent) ويتوافق مع قيمة معامل الأجل الطويل للعلاقة بين Y&X كما أثبت ذلك Stock (1987). حيث وضح أن b المقدرة باستخدام متغيرات متكاملة من الدرجة الأولى ستؤول إلى القيمة الحقيقية للمعلمة بمعدل T-1 عوضا عن معدل التقارب العادي T-1/2 الذي تؤول فيه قيمة معلمة مقدرة من متغيرات متكاملة من الدرجة صفر (مستقرة).

وبعد تقدير النموذج، فإنه يمكن الحكم على وجود التكامل المشترك بإحدى طريقتين: الأولى، والتي اقترحت من Sargan & Bhargava (1983)، تستند على إحصائية Durbin-Watson من نموذج انحدار التكامل المشترك والتي يرمز لها بالعادة بـ CRDW. فإذا لم يكن هناك تكامل مشترك بين السلسلتين، فإن CRDW سيقترب من الصفر [١٠]. ولقد قدم Sargan & Bhargava (1983) و Engel & Yoo (1987) القيم الحرجة التي يمكن استخدامها للحكم على مدى اقتراب CRDW من الصفر إحصائيا. غير أن هذا الاختبار لا يمكن الاعتماد عليه لإعطاء أكثر من انطباع أولي عن العلاقة

---

١٠ ـ يمكن التذكير هنا بأنه يمكن تقريب CRDW بالصيغة ٢(1-p) حيث p معامل ارتباط zt و zt-1 وبالتالي كلما اقتربت CRDW من الصفر كلما دل ذلك على أن p قريبة من الواحد أي أن zt تحتوي على جذر وحدة وبالتالي تكون متكاملة من درجة تكامل السلسلتين ومن ثم لا يوجد تكامل مشترك.

بين المتغيرين. فإحصائية Durbin-Watson معروفة بحساسيتها الفائقة للنموذج المقدر (عدد المتغيرات، وجود قاطع.. إلخ) وتزيد حدة تلك الحساسية عند استخدام متغيرات متكاملة من الدرجة الأولى كما وضح ذلك Engel & Yoo (1987)، لذا ينبغي دعم إحصائية CRDW باختبار آخر. ويتمثل هذا الدعم بما اقترحه Engel & Granger (1987) من إخضاع بواقي نموذج الانحدار إلى اختبار كامل لجذر الوحدة. ويمكن هنا تطبيق مفهوم اختبارات جذر الوحدة التي نوقشت في الجزء السابق غير أن القيم الحرجة للاختبار ستكون مختلفة وذلك لبناء الاختبار على بواقي انحدار مقدر بطريقة المربعات الصغرى والتي تجعل مجموع مربعات البواقي مساويا للصفر (مما يؤدي إلى عدم رفض فرضية العدم بوجود جذر وحدة ـ أو بالتطابق عدم رفض فرضية العدم التي تحدد عدم وجود تكامل مشترك ـ أكثر من اللازم عند استخدام جداول اختبارات Dicky & Fuller).

ويعطي الجزء الأيمن من الجدول (٣) تقديرات واختبارات واحد وعشرين نموذج تكامل مشترك. حيث تم تقدير نموذج تكامل مشترك لكل مؤشر من المؤشرات السبعة عن أسعار الأسهم مع كل متغير من متغيرات عرض النقود الثلاثة. ويظهر من الجدول بوضوح أن اختبار CRDW يرفض بشكل قاطع وجود تكامل مشترك بين أي مؤشر من مؤشرات أسعار الأسهم وأي تعريف من تعريفات النقود وذلك عند أي مستوى من مستويات المعنوية. غير أن هذه النتيجة تخف حدتها عند فحص جذر الوحدة في البواقي بواسطة اختبار Dicky & Fuller. فعند استخدام اختبار Dicky & Fuller غير المركب (دون فترات تباطؤ) تبرز مشكلة عدم رفض فرضية غياب التكامل المشترك (قبول وجود التكامل المشترك) بين M1 وكل من مؤشر السوق ومؤشر قطاع الأسمنت. كما تستمر هذه المشكلة عند استخدام M2 مع مؤشر السوق ومؤشر قطاع الأسمنت وإلى حد ما مع مؤشر قطاع الخدمات. أما عند استخدام M3 فإنه يمكن رفض إمكان وجود التكامل المشترك بالنسبة لجميع المؤشرات.

جدول (٣): تقديرات واختبارات التكامل المشترك لأسعار الأسهم وعرض النقو

Johansen						Engle-Granger						
λ_{Trace} r≤1	λ_{Trace} r=0	λ_{Max} r≤1	λ_{Max} r=0	λ_2	λ_1	ADF(6)	DF	CRDW	R^2	β		
											التعريف الضيق للنقود M1 مع:	
3.43	12.12	0.43	11.68	0.004	0.110	2.83-	3.12-	0.21	0.89	2.21	MP	مؤشر السوق:
2.54	7.08	0.54	6.54	0.005	0.063	2.13-	2.79-	0.21	0.90	4.52	BP	مؤشر قطاع البنوك:
1.96	6.11	0.96	5.15	0.009	0.050	1.89-	2.08-	0.14	0.84	2.68	IP	مؤشر قطاع الصناعه:
3.14	6.70	0.14	6.56	0.001	0.063	2.17-	3.21-	0.17	0.84	2.35	CP	مؤشر قطاع الاسمنت:
3.36	5.88	0.36	5.52	0.004	0.053	2.55-	2.85-	0.11	0.65	1.53	SP	مؤشر قطاع الخدمات:
3.86	7.25	0.86	6.39	0.009	0.061	2.05-	2.30-	0.05	0.35	0.54-	EP	مؤشر قطاع الكهرباء:
0.77	8.72	0.77	7.95	0.008	0.076	2.39-	1.26-	0.10	0.68	0.92	AP	مؤشر قطاع الزراعه:
											التعريف الواسع (الاول) للنقود M2 مع:	
0.41	13.16	0.41	12.75	0.004	0.119	2.62-	3.29-	0.20	0.89	2.76	MP	مؤشر السوق:
0.51	6.84	0.51	6.43	0.005	0.061	1.88-	2.85-	0.19	0.90	5.62	BP	مؤشر قطاع البنوك:
1.06	6.18	1.06	5.12	0.010	0.049	1.60-	1.99-	0.12	0.83	3.32	IP	مؤشر قطاع الصناعه:
0.11	7.69	0.11	7.59	0.001	0.072	2.27-	3.51-	0.18	0.84	2.93	CP	مؤشر قطاع الاسمنت:
0.26	6.63	0.26	6.36	0.003	0.061	2.49-	3.02-	0.11	0.65	1.91	SP	مؤشر قطاع الخدمات:
0.81	6.41	0.81	5.59	0.008	0.054	1.99-	2.20-	0.05	0.34	0.67-	EP	مؤشر قطاع الكهرباء:
0.68	8.29	0.69	7.60	0.073	0.007	2.29-	1.20-	0.11	0.69	1.15	AP	مؤشر قطاع الزراعه:
											التعريف الواسع (الثاني) للنقود M3 مع:	
0.39	9.27	0.39	8.85	0.004	0.084	2.63-	2.85-	0.11	0.86	2.44	MP	مؤشر السوق:
0.42	6.85	0.42	6.43	0.004	0.062	2.57-	2.96-	0.16	0.90	5.10	BP	مؤشر قطاع البنوك:
0.76	5.27	0.76	4.51	0.007	0.044	2.27-	2.16-	0.11	0.87	3.07	IP	مؤشر قطاع الصناعه:
0.27	7.00	0.27	6.74	0.003	0.060	2.09-	2.80-	0.09	0.77	2.53	CP	مؤشر قطاع الاسمنت:
0.36	5.27	0.36	4.91	0.004	0.047	2.35-	2.55-	0.07	0.55	1.58	SP	مؤشر قطاع الخدمات:
0.92	7.05	0.92	6.13	0.009	0.059	2.13-	2.11-	0.06	0.43	0.68-	EP	مؤشر قطاع الكهرباء:
0.51	6.76	0.51	6.25	0.005	0.060	2.97-	1.12-	0.09	0.68	1.04	AP	مؤشر قطاع الزراعه:
											القيم الحرجه:	
11.65	23.52	11.65	19.19			4.01-	4.00-	0.51			٪1	
8.18	17.95	8.18	14.90			3.40-	3.40-	0.38			٪5	
6.50	15.66	6.50	12.91			3.09-	3.09-	0.32			٪10	

ملاحظات:

(من يمين الجدول) β هي معامل الميل في انحدار المتغير التابع الموضح في العمود الأيمن على ا
المستقل لموضح في بداية كل جزء من الجدول (انحدار التكامل المشترك). R2 معامل التحديد. W
إحصائية Durbin-Watson لانحدار التكامل المشترك. DF و ADF(k) هي اختبارات جذر الوحدة للتك
المشترك. القيم الحرجة موضحة في نهاية كل عمود.

مصادر القيم الحرجة: CRDW من Engel and Yoo (1987). DF & ADF من MacKinnon (1991).
متن الدراسة لمناقشة λi, yMax & yTrace. β (أقصى اليسار) هي تقديرات عنصر التكامل المش
بطريقة J-J & J. القيم الحرجة لاختبار J-J & J من Osterwald-Lenum.

على أن هذه النتيجة بإمكانية وجود تكامل مشترك بين أسعار السوق M1 وM2 (وبالتالي فإن السوق لا يستخدم معلومات M1وM2 بشكل أمثل) قد لا يمكن قبولها. فجميع قطاعات السوق باستثناء قطاع الأسمنت تستخدم معلومات النقود بشكل أمثل وقطاع الأسمنت ـ كما هو يوضح ذلك جدول (١) في المبحث الثاني من هذه الدراسة ـ لا يمكن أن يكون رائدا للسوق ـ على الأقل خلال فترة الدراسة بحيث تنعكس معلومات مؤشر الأسمنت في مؤشر السوق. كما أن تبرير تكامل مؤشر السوق مع M1 وM2 بمشكلة التجميع (aggregation problem) ـ وإن كانت ممكنة ـ إلا أنها تبدو غير مقنعة. ونفضل في هذا المقام فحص طريقة الاختبار ذاتها عوضا عن قول أو تبرير النتيجة. ويدعم ذلك ملاحظة Kremers et al (1992) من أن اختبار Dicky & Fuller يفرض قيدا على العملية الإحصائية لتخلق السلسلة يسمى بقيد العمل المشترك Common Factor Restrictions. وإذا كان القيد غير صحيح فإن الاختبار يفقد قوته مقارنة بالأساليب الأخرى للاختبار. وإذا كان استنتاج الاختبار قويا بمعنى أنه يعكس جميع المعلومات المتاحة عن الظاهرة بشكل أمثل، فإن تلك النتيجة يجب ألا تكون حساسة لأي تعديل بسيط في الاختبار. وبحساب اختبار Dicky & Fuller المركب ADF لست فترات تباطؤ لم يمكن رفض فرضية العدم التي تحدد عدم وجود تكامل مشترك بين أي مؤشر لأسعار الأسهم وأي تعريف للنقود عند أي مستوى معنوي. وتوحي هذه النتيجة، إذا قبل الاختبار، بأن سوق الأسهم السعودية يتعامل بكفاءة مع معلومات النقود بشكل لا يجعل هناك مجالا لتطوير قاعدة لتداول الأسهم بناء على معلومات عرض النقود.

على أننا لا ننظر هنا إلى أن هذا الاستنتاج يستند على اختبار قوى Robust في مواجهة البدائل وهذا ما دفعنا في الواقع إلى النظر إلى أجزاء (قطاعات) السوق كل على حدة. ولتدقيق أكثر في النتائج، فإنه يمكن النظر إلى بعض المعلومات عن تقديرات نموذج انحدار التكامل المشترك. ويمكن التركيز هنا على معامل التحديد R_2 من ذلك النموذج . من حيث المبدأ فإن R_2 في نماذج الانحدار المعتمدة على متغيرات متكاملة من الدرجة الأولى ستكون قريبة من الواحد في العينات الكبيرة. ولكن كما أوضح Banerjee et al فإن R2 ستكون أقل من الواحد في العينات الصغيرة مما يخلق تحيزا ناشئا من اختيار المتغير التابع والمتغير المستقل. انظر Banerjee et al (1993) p.220 لمناقشة مفصلة لهذه النقطة. وللتعامل مع مشكلة التحيز هذه، فإننا نلجأ إلى تقدير نموذج متجه الانحدار الذاتي Vector Autoregressive (VAR) Model باستخدام دالة الإمكانية العظمى Maximum Likehlihood Function كما اقترحها J-J & J. في هذه الطريقة لا تقسم

المتغيرات إلى تابع ومستقل ولا تفرض قيودا تعريفية غير معقولة Incredible Indntification Restrictions ـ باستخدام تعبير Sims (1980) ـ على النموذج. وبشكل عام إذا كانت yt) = x't (xt حيث y و x كما عرفت أعلاه فإن متجه الانحدار الذاتي من الدرجة k يمكن كتابته على الصيغة:

$$x_t = \sum_{i=1}^{k} \Pi_i \, x_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (7)$$

حيث IIi,i=1,...,K مصفوفة مربعة من الدرجة 2 لمعلمات النموذج و متجه عمودي (من عنصرين) للأخطاء العشوائية. وحتى يمكن استخدام نظام المعادلات (٧) لإجراء اختبارات التكامل المشترك، اقترح J & J-J إعادة صياغة النظام وفقا لأسلوب تصحيح الأخطاء وذلك بطرح xt-1 من الطرفين وإضافة وطرح xt-i(II-1) من بقية حدود الطرف الأيمن وتجميع الحدود المتشابهة حتى نحصل على:

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \, \Delta x_{t-i} + \Pi \, x_{t-k} + \varepsilon_t \qquad (8)$$

حيث:

$$\Gamma_i = -(I - \Pi_1 - \cdots - \Pi_i) \qquad i = 1, \cdots, k-1$$
$$\Pi = -(I - \Pi_1 - \cdots - \Pi_k)$$

وكما هو الحال في اختبار Dicky & Fuller لتكامل سلسلة زمنية ما، اختبار التكامل المشترك هنا يركز على II ومدى ما تعطيه هذه المصفوفة من معلومات عن علاقة الأجل الطويل للمتغيرات المكونة لـ x. ولقد أوضح J-J & J لأن هذا الاختبار يمكن أن يستند على رتبة المصفوفة II. وبالتالي فإن هناك ثلاث نتائج محتملة:

١ ـ رتبة Rank(Π)=2=Π. هنا فإن المصفوفة IIاكاملة الرتبة وهذه الحالة تتحقق إذا كانت عناصر المتجه x مستقرة.

٢ ـ رتبة Rank(Π)=0=Π. هنا فإن المصفوفة IIمن الرتبة صفر. وفي هذه الحالة فإنه لا يوجد تكامل مشترك بين عناصر المتجه x ويجب تقدير نظام المعادلات (٧) بالفروق الأولى.

٣ ـ رتبة Rank(Π)=r≤ n-1 ≥r=Π. في دراستنا الحالية فإن r=1 وهنا فإنه سيوجد مصفوفتان a و B كل منهما ١×٢ (أو بشكل عام، nXr حيث n عدد متغيرات المتجه x) بحيث II=aB'

أي أنه يمكن تجزئة المصفوفة IIإلى متجهين (أو بشكل عام مصفوفتين) αو β. وفي هذه الحالة فإن β تقيس علاقة الأجل الطويل بين عناصر المتجه x (علاقة التكامل المشترك) بينما تقيس α علاقة التكيف من الأجل القصير إلى الأجل الطويل إذا وجدت. ولأن عناصر (معلمات النموذج) β أكثر من معرفة للنموذج (فوق تعريفية overparamterization) فإنه لا يمكن تقديرها ولكن من الممكن تقدير الفضاء المولدspanned لـB. وسيكون عدد المتجهات (العمودية) المعنوية إحصائيا متطابقا مع رتبة المصفوفة II. ولقد وضح J-J & J انه يمكن تقدير B بالخطوات التالية:

أولا: تقدير نماذج انحدار Δx_t و x_{t-k} على Δx_{t-1}، ...، Δx_{t-k+1} وحساب بواقي التقدير R_{0t} من النماذج الأولى و R_{kt} من النماذج الثانية. ثانيا: تكوين المصفوفات S_{00}، S_{0k}، S_{k0}، S_{kk} لعزوم الدرجة الثانية والعزوم التقاطعية لـR0t و Rkt على النحو التالي:

$$S_{ij} = T^{-1}\sum_{t=1}^{T} R_{it}\, R_{jt} \qquad i,j = o,k$$

أخيرا، يمكن حساب متجهات B على أنها المتجهات الذاتية Eigenvectors المصاحبة للقيم الذاتيةEigenvaluesy مع y2<y1 التي تحل المعادلة المميزة Characteristic Equation[11]:

$$\left|\lambda S_{kk} - S_{kk} S_{00}^{-1} S_{kk}\right| = 0$$

بعد ذلك يمكن حساب اختبارين على صيغة نسبة الإمكانية Likelihood Ratio لتحديد عدد متجهات التكامل المشترك المعنوية إحصائيا (تذكر أن هذا العدد معطى برتبة المصفوفة II أعلاه). الاختبار الأول يسمى باختبار أثر Trace (مجموع عناصر قطر) المصفوفة ويرمز له yTrace ويحسب من القيم الذاتية على النحو:

$$\lambda_{Trace} = -T\sum_{i=l+r}^{2} \ln\left(1-\lambda_i\right) \qquad i = C,1 \qquad (9)$$

وفرضية العدم في هذا الاختبار هي أن هناك r متجها للتكامل المشترك على الأكثر مقابل

---

١١ ــ بعد تقدير كل متجه في B من الممكن ترتيب المتجهات في المصفوفة B وتعيرها Normalize بحيث تكون BSkkB=I ومن ثم يمكن تقدير a على أنها أول r عمود من -S0kB. انظر Hall (1989)لمزيد من التفاصيل.

الفرضية البديلة بأن هناك r+1 متجها للتكامل المشترك على الأقل. والاختبار الثاني يسمى باختبار القيمة الذاتية العظمى Mazimal Eigenvalue Test ويرمز له yMax ويحسب على النحو:

$$\lambda_{Max} = -T \quad \ln(1-\lambda_{r+1}) \qquad r = 0,1 \qquad (10)$$

وفرضية العدم هنا هي ان هناك r متجه للتكامل المشترك على الأكثر مقابل الفرضية البديلة بأن هناك r+1 متجه للتكامل المشترك. ومن هذين الاختبارين يتضح أن هناك فرضيات للعدم وفرضيات بديلة مساوية لعدد المتغيرات المكونة لمتجه الانحدار الذاتي. وفي الدراسة الحالية، سيكون هناك فرضيتان للعدم وفرضيتان بديلتان لهما في كل اختبار. ولأي متجه انحدار ذاتي مكون من n متغير، فإن عدد متجهات التكامل المشترك لن يتجاوز r=n-1 كحد أقصى. وإذا كان هناك r متجه تكامل مشترك معنوي إحصائيا، فإن ذلك يعني أن هناك n-r جذر وحدة في نظام المعادلات. وسنعود لتفاصيل فرضية العدم والفرضية البديلة في هذين الاختبارين عند مناقشة نتائج التقدير. ومن المهم ملاحظة أن هذين الاختبارين ـ شأنهما في ذلك شأن اختبار Dicky & Fuller لا يتبعان نظرية العينات الكبيرة العادية وبالتالي فإنه لا يمكن استخدام جداول توزيع x2 العادية لمقارنة القيم الحرجة لهذه الاختبارات. وعوضا عن ذلك فقد تم تقدير القيم الحرجة لهذه الاختبارات في J & J-J و Osterwald-Lenum.

ولقد تم تقدير نماذج متجه الانحدار الذاتي لكل مؤشر من مؤشرات السوق السبعة مع كل تعريف من تعريفات النقود الثلاثة أي أن كل متجه مكون من عنصرين: الأول أحد مؤشرات السوق، والثاني أحد تعريفات النقود على افتراض أن النموذج يحتوي على قاطع ولكن دون اتجاه زمني[١٢]. والمشكلة الأساسية في تقدير هذا النوع من النماذج تتمثل في اختبار فترة التباطؤ k. وهناك العديد من الاقتراحات التي تشكل قواعد لاختيار فترة التباطؤ ولعل أكثرها عملية (لإجراء اختبارات التكامل المشترك) تلك التي تحدد بأن فترات التباطؤ يجب أن تضمن أن حدود الخطأ العشوائية في النظام ستكون خالية من الارتباط الذاتي وأن توزيع تلك الحدود سيكون طبيعيا (انظر Urbain,1993 على سبيل المثال). وإذا كان هناك فترتا تباطؤ k2>k1 تجعل حدود الخطأ موزعة طبيعيا وغير مرتبطة ذاتيا فإنه يمكن اختيار الفترة الأقصر k1. وعموما، كما

١٢ ـ هذا يعني ان السلسلة تحتوي على اتجاه محدد (غير عشوائي) Deterministic Trend ولكن عملية خلق السلسلة Data Generating Process (DGP) لا تحتوي على اتجاه. وعموما، فعند افتراض ان DGP تحتوي على اتجاه، فإن ذلك لن يؤثر على التقدير أو الاختبار ولكن سيؤثر فقط على القيم الحرجة للاختبار. انظر Osterwald-Lenum (1992).

أوضح Gonzalo (1994) فإن الاختبار سيظل أفضل الطرف حتى عندما لا تكون حدود الخطأ تتبع خصائص جاوس NonGaussian Errors[١٣]. وفي دراستنا الحالية، فقد تم فحص الارتباط الذاتي في حدود الخطأ بواسطة اختبار Box-Pierce (انظر Green,1993 لمناقشة هذا الاختبار) وتم فحص توزيع الخطأ بواسطة اختبار (Jarque & Bera (1980 لفترات تباطؤ من ٤ إلى ١١ شهرا. واتضح ان ٥ فترات تباطؤ تعطي أفضل النتائج وفقا لاختباري الارتباط الذاتي والتوزيع الموضحين أعلاه[١٤]، وبشكل محدد فإن نتائج الاختبارات التي سنناقشها بعد قليل لم تكن حساسه لتغيير فترات التباطؤ على الاطلاق .

ويوضح الجزء الأيسر من الجدول (٣) نتائج التقدير لخمس فترات تباطؤ. ولإيضاح كيف يمكن قراءة نتائج اختبارات التكامل المشترك باستخدام الإحصائيات المعطاة في (٩) و(١٠)، فإنه يمكن التركيز على العلاقة بين مؤشر السوق و M1 كمثال وإعادة كتابة الاختبارات بشكل ميسر للقراءة كما يلي:

λ_i	H_0	λ_{Max} : H_a	الاحصائيه	CV(95%)	λ_{Trace} : H_a	الاحصائيه	CV(95%)
0.110	n-2=r=0	r=1	11.68	14.90	r≥1	12.12	17.95
0.004	n-1=r≤1	r=2	0.43	8.18	r=2	0.43	8.18

في البداية، يمكن التركيز على اختبار وجود جذري وحدة في المتجه x وهو ما يطابق الاختبار بأن المصفوفة II من الرتبة صفر. من اختبار yMax نجد أن الإحصائية ٦٨ , ١١ بينما القيمة الحرجة عند مستوى الثقة ٩٥٪ هي ٩٠ , ١٤ وبالتالي نقبل فرضية العدم بأن r=0 ونرفض الفرضية البديلة بأن r=1. ويمكن الوصول إلى نفس الاستنتاج بأن r=O باستخدام اختبار الأثر yTrace حيث قيمة الإحصائية ١٢ , ١٢ والقيمة الحرجة عند مستوى الثقة ٩٥٪ هي ٩٥ , ١٧ ولكن في هذا الاختبار، فإن الفرضية البديلة التي رفضت هي أن r>1. وهنا يقف الاختبار ونستنتج أنه لا يوجد تكامل مشترك بين مؤشر السوق وعرض M1. ومن البديهي أننا لن نفرض فرضية العدم بوجود جذر وحدة واحد أو أقل في المصفوفة II (بالتحديد، فإننا لن نرفض أن r<1) وفي هذا الاختبار، تتطابق إحصائيات λMax وλTrace والقيم الحرجة لهما. كما يمكن ملاحظة أنه لو رفضنا r=0 فإننا نقبل الفرضية البديلة بأن r=1 فإننا ننتقل إلى اختبار فرضية عدم

١٣ ـ ومن القواعد الأخرى لاختبار فترات التباطؤ قاعدة Schwarz. غير أن المشكلة في هذه الطريقة هي أن إضافة فترات تباطؤ xt-i للنموذج تهدف إلى حل مشكلة الارتباط الذاتي ولكن قاعدة Schwarz حساسة لإضافة فترات تباطؤ غير معنوية وبالتالي فلن تفي بالغرض كما وضح ذلك Banerjee et al (1993), P.286.

١٤ ـ نتائج هذه الاختبارات غير مقدمة في هذه الدراسة ولكن يمكن الحصول عليها وعلى تقديرات النماذج وفقا لكل فترة تباطؤ من الباحث.

جديدة: r<1 مقابل r=2 (II كاملة الرتبة) وفي حالة رفض r<1 فإن ذلك يعني قبول r=2. إلى جانب ذلك أيضا، يمكن ملاحظة أن yiE(0,1) وبالتالي فإن اقتراب y من الصفر تعني أن الاختبارات (٩) و(١٠) لن ترفض فرضية العدم بوجود r متجه للتكامل المشترك (أو على الأكثر r متجه إذا كانت r>0). وبتعميم هذه القراءة على بقية نماذج متجه الانحدار الذاتي المقدرة، نجد أن جميع قيم y2 قريبة من الصفر في جميع النماذج، وهنا يسهل رفض الفرضية بأن II كاملة الرتبة (رفض أن x تحتوي على متغيرات مستقرة، أو بالتطابق، التحقق من صحة اختبارات جذر الوحدة لمتغيرات x). وعند جميع مستويات المعنوية ١٪، ٥٪، ١٠٪، يمكن رفض الفرضية بوجود متجه واحد للتكامل المشترك بالنسبة لجميع مؤشرات الأسعار مع أي تعريف للنقود، أي عدم رفض الفرضية بأن r=0 لأي نموذج. وتوحي هذه النتيجة بغياب التكامل المشترك بين أسعار الأسهم وعرض النقود، وبالتالي فإن سوق الأسهم يتعامل مع عرض النقود بشكل أمثل.

ولاشك أن الثقة بالنتائج المقدرة بطريقة J-J & J تفوق تلك التي حصلنا عليها من طريقة EG ذات الخطوتين. فالمشكلة في الطريقة الأخيرة لا تقتصر فقط على وحدانية Uniqueness متجه التكامل المشترك، بل تتعداها إلى طريقة الاختبار ذاته والقيود (غير المختبرة إحصائيا) التي يفرضها تعيير Nor-malization النموذج والاختبار [١٥]. ومع ذلك، فإن نتائج تقدير نماذج VAR تعكس إلى حد بعيد تلك التي حصلنا عليها بطريقة Engle & Granger. فبشكل عام ـ كما هو متوقع نظريا ـ تتأثر أسعار أسهم جميع قطاعات السوق بشكل موجب للتغير في كمية النقود باستثناء أسعار أسهم شركات قطاع الكهرباء. ومن المسلم به أن شركات قطاع الكهرباء تمثل حالة شاذة في سوق الأسهم السعودية. فمن جهة تمتلك الحكومة ما لا يقل عن ٧٠٪ من رؤوس أموال شركات الكهرباء وبالتالي فإن حملة الأسهم وتداول تلك الأسهم بناء على تغيرات ظروف السوق منخفض. والأهم من ذلك، هو أن دعم الحكومة لأسعار التيار الكهربائي يُصحَبُ أيضا بضمان حد أدنى لربح السهم (٧ ريالات للسهم في الوقت الحاضر) وبالتالي فإن العائد على الاستثمار في هذه الأسهم ـ باستبعاد الكسب الرأسمالي المحدود ـ يبقى ثابتا لفترات طويلة. ومن هنا فإن هذه الأسهم لا تستجيب لما يحدث في السوق بشكل مماثل لما يحدث في القطاعات الأخرى. ولكن ذلك لا يعني إمكانية تطوير قاعدة لتداول أسعار أسهم شركات

---

١٥ ـ اختار Serletis (1993) عرض النقود كمتغير تابع ومؤشر سوق الأسهم كمتغير مستقل في دراسة مماثلة عن الولايات المتحدة الأمريكية. غير أن الأساس النظري ـ كما نوقش في الجزء الثالث من هذه الدراسة ـ يوحي بأن المتغير يجب أن يكون مؤشر أسعار الأسهم.

الكهرباء باستخدام معلومات النقود. فمؤشر أسعار هذه الشركات غير متكامل مع بيانات النقود ـ شأنه في ذلك شأن أي قطاع آخر. من جهة ثانية، توضح التقديرات أن M2 تؤثر على أسعار الأسهم بشكل أكبر من تأثير M1أو M3 وأن M3 تؤثر على أسعار لأسهم بشكل أكبر من تأثير M1 . ويعكس ذلك أن زيادة كمية العملة المتداولة أو الودائع تحت الطلب. كما أن تحويل جزء من المدخرات إلى ودائع بالعملات الأجنبية (الفارق الأساسي بين M2 وM3) يضعف من أثر تلك المدخرات على أسعار الأسهم. وفيما بين قطاعات الوق، تظهر أسعار أسهم قطاع البنوك كأكثر الأسعار حساسية للتغير في عرض النقود كما هو متوقع بينما تظهر أسعار أسهم قطاع الزراعة كأقل الأسعار حساسية للتغير في عرض النقود. والملفت للنظر هنا هو التشابه الكبير بين استجابة أسعار أسهم قطاع الصناعة وأسعار أسهم قطاع الأسمنت للتغيرات في عرض النقود.

وإذا كانت المنافشة السابقة قد بينت غياب التكامل المشترك بين أسعار الأسهم وعرض النقود، فإن ذلك ليس كافيا ــ وإن كان ضروريا ـ لإثبات كفاءة السوق في استخدام معلومات عرض النقود. وبصيغة أخرى، فإن هذه النتيجة متوافقة مع فرضية كفاءة السوق ولكنها غير كافية لإثبات الكفاءة. وحتى نصل إلى إثبات أن السوق كفؤ في استخدام معلومات النقود، فمن الضروري فحص العلاقة بين القيم المتباطئة (من الفترة صفر إلى الفترة k) لمعدل نمو عرض النقود وأثرها على معدل التغير في أسعار الأسهم. فإذا كان سوق الأسهم كفؤ في استخدام معلومات عرض النقود فإن المعدلات السابقة ــ والسابقة فقط ـ لا يمكن ان تؤثر على المعدل الحالي لتغير أسعار لأسهم (الصيغة غير التنبؤية للمحفظة الاستثمارية النقدية). ومن المفيد هنا الإشارة إلى أن غياب التكامل المشترك يعني أنه يمكن تقدير نموذج متجه الانحدار الذاتي بالفروق الأولى للمتغيرات دون حد تصحيح الأخطاء ــ كما وضحنا أعلاه. وتعطي تقديرات متجه الانحدار الذاتي طريقة واضحة وقوية (من الناحية الإحصائية) لاختبار معنوية فترات التباطؤ بواسطة اختبارات F المألوفة. كما أن رفض التكامل المشترك يعني أنه يمكن معاملة متغير النقود على أنه محدد خارج النموذج Exogenous انظر Hendry (1993) & Engle and Yoo (1991) لإثبات هذه النتائج.

ولإتمام عملية اختبار العلاقة بين أسعار الأسهم وعرض النقود فقد تم تقدير نموذج انحدار ذاتي لمؤشر السوق والتعريف الضيق للنقود M1 وذلك للاختصار ولأن الجزء السابق وضح أن مؤشر السوق أكثر حساسية من مؤشرات القطاعات لعرض النقود[١٦]. كما تم تقدير نموذج انحدار مستقل (وليس نظام معادلات) للتغير في مؤشر السوق على التغير في كمية النقود (باستخدام النموذج المعرف

١٦ ـ جميع النتائج المناقشة أدناه تنطبق على التعريفات الأخرى للنقود والقطاعات المختلفة للسوق.

في المعادلة (٦) من المبحث الثالث من هذه الدراسة مع استبعاد zt-1) وذلك لفترات تباطؤ متطابقة مع الفترات المستخدمة لتقدير نموذج الانحدار الذاتي المستخدم لاختبار التكامل المشترك. ولأغراض المقارنة، فقد تم أيضا تقدير مجموعتين من النماذج المستقلة ونماذج متجه الانحدار الذاتي، وتحتوي المجموعة الأولى على نفس المتغيرات (التغير في أسعار الأسهم والتغير في كمية النقود) ولكن باستخدام ١٧ فترة تباطؤ كما حددتها دراسة Rozeff بينما تتطابق المجموعة الثانية مع مفهوم Rozeff للتباطؤ وتعريف المتغير المستقل (التغير في معدل نمو النقود، انظر الجزء الثالث من هذه الدراسة لمناقشة هذه النماذج). وخلافا لدراسة Rozeff، تحتوي جميع النماذج المقدرة على قيم متباطئة للمتغير التابع. ويوضح الجدول (٤) نتائج تقدير هذه المجموعات الثلاث من النماذج للتعريف الضيق للنقود ومؤشر أسعار السوق ككل.

جدول (٤): اختبارات كفاءة أسعار الأسهم بالنسبة لعرض النقود M1

	R2	O	DW	Q*	AR(1)	AR(1-6)	AR(1-12)	ARCH(1)	ARCH(1-6)	ARCH(1-12)	NORM	FO
نموذج مستقل	0,33	0,03	1,97	24,07	1,80	0,74	0,82	2,03	1,24	1,81	0,12	1,29
متجه الانحدار الذاتي	0,30	0,03	1,97	25,03	1,57	0,80	0,90	1,92	1,03	1,70	0,13	–
صيغة Rozeff للتباطؤ:												
نموذج مستقل	0,49	0,04	2,00	10,58	0,04	0,57	0,97	0,03	0,55	0,64	0,38	0,75
متجه الانحدار الذاتي	0,46	0,04	2,00	9,18	0,05	0,48	0,94	0,03	0,77	1,11	0,03	–
صيغة Rozeff للتباطؤ والمتغير المستقل:												
نموذ مستقل	0,48	0,04	1,98	8,57	0,58	0,44	0,91	0,25	0,36	0,53	0,11	0,67
متجه الانحدار الذاتي	0,45	0,04	1,99	7,80	0,00	0,44	0,83	0,02	0,62	0,95	0,03	–

ملاحظات: النموذج المستقل مقدر بافتراض ان DM1 متغير خارجي وبالتالي فالنموذج يحتوي على DM1t-i حيث i تمتد من 0 إلى 5 في المجموعة الأولى من 0 إلى 17 في المجموعتين الثانية والثالثة (صيغة Rozeff للتباطؤ). نماذج متجهات الانحدار الذاتي مقدرة من نظام معادلات يحتوي على DMP و DM1 مع فترات تباطؤ مماثلة للنماذج المستقلة.
تعاريف الاحصائيات: R2 معامل التحديد، o الانحراف المعياري للتقدير، DW احصائية Durbin-Watson، Q اختبار Ljung-Box للارتباط الذاتي بـ25 درجة حرية وفقا لتوزيع y2.
AR(I-k) اختبار الارتباط الذاتي في البواقي مع k=0,6,12 بصيغة F، ARCH(I-k) اختبار عدم ثبات التباين المشروط بالارتباط الذاتي في البواقي مع k=0,6,12 بصيغة F.درجات الحرية في البسط هي 1 ,6 ,12 على التوالي وفي المقام أنظر اختبار Norm اختبار Jarque and Bera للتوزيع الطبيعي بدرجتين حرية وفقا لتوزيع x2. الاختبارات: F0 اختبار F لاستبعاد DM1t-i مع i من 0 إلى 5 في المجموعة الأولى ومن 0 إلى 17 في المجموعتين الثانية والثالثة. F1 اختبار F لاستبعاد DM1t-i مع i من 1 إلى المدى المحدد لـF0. درجات الحرية للاختبارات: F0[6,88] ، F0[18,52]، F0[18,51] على التوالي للنماذج المستقلة و–1 من درجات حرية البسط مع نفس درجات حرية المقام لاختبار F1. الاختبارات المقابلة لنماذج متجه الانحدار الذاتي لها نفس درجات حرية البسط كما في F1 للنماذج المستقلة و+1 لدرجات حرية المقام.

بالنظر في البداية إلى الخصائص الإحصائية للنموذج المقدر، يتضح أن جميع النماذج المقدرة وفقا لجميع الصيغ تخلو من الارتباط الذاتي (كما يوضح ذلك اختبار Ljung-Box Q) وصيغة مضروب لاجرانج Lagrange Multiplier لاختبار الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى AR(1) والدرجة الأولى إلى السادسة AR(1-6) والدرجة الأولى إلى الثانية عشرة AR (1-12). انظر Kmenta, 1986: 332-333; Godfrey, 1988: 119-133 لمناقشة هذه الاختبارات. كما تخلو النماذج المقدرة من مشكلة عدم ثبات التباين المشروط بالارتباط الذاتي Autoregressive-conditioanl Heteroscedasticity من نفس الدرجات باستثناء ARCH (1-12) في النموذج المستقل في المجموعة الأولى التي لا تبدو مهمة لأغراض الاختبار، انظر Godfrey,1988:133 وبشكل عام، فإنه يمكن الجزم بأن توزيع حد الخطأ العشوائي طبيعي كما يوضح ذلك اختبار Jarque & Bera (1980)؛ وبالاستناد على هذه الخصائص الاحصائية للنماذج المقدرة، يمكن النظر إلى اختبارات F لنماذج المحفظة الاستثمارية النقدية. بالنظر أولا إلى النماذج المستقلة، يتضح عدم إمكانية رفض فرضية العدم بأن DMt-i سواء كانت i=5 أو i=17 وذلك للصيغة غير التنبؤية (كما يوضحها F0 في الجدول ٤) أو الصيغة التنبؤية (F1 في الجدول ٤). كما أن اختبار الصيغة التنبؤية في نموذج متجه الانحدار الذاتي لا يرفض فرضية العدم التي تحدد أن التغير في عرض النقود لا يؤثر على التغير في أسعار الأسهم. وحتى عند استخدام التعريف غير الصحيح للمتغير المستقل على أنه التغير في معدل نمو النقود (وليس التغير في لوغاريتم كمية النقود) فإن الاستنتاج بعدم تأثير التغير في معدل النمو ــ وفقا لدراسة Rozeff أو التغير في تغير معدل نمو النقود يبقى دون تغير. وينبغي ملاحظة أن النماذج المقدرة في هذه الدراسة تحتوي على قيم متباطئة للمتغيرات التابعة والمستقلة وبالتالي لا يمكن مقارنتها مباشرة بتقديرات Rozeff الذي استخدم قيما متباطئة للمتغير المستقل فقط.

وأخيرا يمكن ملاحظة التغير الذي لحق بـR2 عند مد التباطؤ إلى فترات أطول. فعلى حين لم تتأثر اختبارات F بالقيم المتباطئة، ارتفعت قيمة R2 مما يوحي بأن القيم المتباطئة للمتغير التابع تساهم في شرح جزء من التغير في القيمة الحالية للمتغير التابع. على أن الدخول في تفاصيل هذه النقطة واختبارها قد يحتاج إلى دراسة مستقلة.

خاتمة وخلاصة

قدمت هذه الدراسة لمحة موجزة عن سوق الأسهم السعودية وحاولت التوفيق بين الصيغ التنبؤية وغير التنبؤية لنموذج المحفظة الاستثمارية النقدية بشكل ملائم لأدوات الاختبار الحديثة في الاقتصاد القياسي والمعروفة باختبارات التكامل المشترك. كما قدمت الدراسة الاختبارات الضرورية (التكامل المشترك) والكافية (اختبارات F) لقياس مدى تأثر سوق الأسهم بمعلومات عرض النقود في الاقتصاد العربي السعودي. وأظهرت الدراسة أن سوق الأسهم السعودية يتعامل بشكل أمثل مع معلومات عرض النقود بصرف النظر عن تعريف النقود.

ولاشك أن هناك العديد من المجالات التي يمكن دراستها عن سوق الأسهم السعودية. فمن جهة، تم اختبار مدى تكيف السوق مع مجموعة محددة من المعلومات ـ عرض النقود، وهناك مجموعة أخرى للمعلومات ـ مثل إعلانات ميزانيات الشركات وغيرها من الأحداث والمفاجآت في السوق ـ التي ينبغي اختبار سرعة السوق على التكيف معها واستيعابها. ومن جهة ثانية، فهناك مشكلة النظر إلى مجموعة المعلومات الداخلية في السوق والممثلة في أسعار السوق ذاته والسرعة في التكيف مع هذه المعلومات الداخلية. إلى جانب أهمية دراسة ما يسمى بالفقاقيع Bubbles ـ سواء الفقاقيع الكفؤة Efficient Bubbles أو المزعجة Noise Bubbles وأثر الكمية المتداولة على تقلبات الأسعار.

المراجع:

المراجع العربية:

ـ التركي، سليمان والبازعي، حمد (١٩٩٣) «التوقعات الرشيدة وفرضية كفاءة السوق مع التطبيق على سوق الأسهم السعودية» مركز البحوث وتنمية الموارد البشرية، كلية الاقتصاد والإدارة، جامعة الملك سعود، القصيم، نشرة بحثية ١٦.

ـ الجفري، ياسين، مدني، غازي، وصوفي، عدنان (١٩٩٠) «تكوين مؤشرات لقياس الأداء في سوق الأسهم السعودي والتبوء بالوضع الاقتصادي: دراسة تحليلية» مجلة جامعة الملك سعود (العلوم الإدارية)٢، ٢٤٩ـ٢٨٤.

ـ مجلس الغرف التجارية الصناعية السعودية (١٩٩٣) الشركات المساهمة السعودية: البيانات المالية والمؤشرات التحليلية، الرياض: مجلس الغرف التجارية الصناعية السعودية.

المراجع الأجنبية:

- Banerjee, A.; Dolado, J.; Hendry, D, and Smith, G. (1986) "Exploring - Equilibrium Relationships in Econometrics through Static Models: Some Monte Carlo Evidence" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 48, 253-277.
- Banerjee, A.; Dolado, J.; Galbraith, J.; and Hendry, D. (1993) Co-integration, *Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary* Data. Oxford: Oxford University Press.
- Bulter, 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.
- Darrat, A. (1988) "On Fiscal Policy and the Stock Market" *Journal of Money*, Credit, and Banking 20, 353-363.
- Dicky, D. and Fuller, W. (1979) "Distribution of the Estimators for Auto-regressive Time Series with a Unit Root" *Journal of the American Statistical Association* 74, 427-431.
- Dicky, D. and Fuller, W. (1981) "Likelihood Ratio Statistics for Auto-regressive Time Series with a Unit Root" Econometrica 49: 1057-1072.
- Dolado, J.; Jenkinson, T.; and Sosvilla-Rivero, S. (1990) "Cointegration and Unit Roots: A Survey" *Journal of Economic Surveys* 4, 249-273.
- Engle, R. and Granger, C. (1987) "Co-integration and Error Correction:

Representation, Estimation, and Testing" *Econometrica* 55, 251-267.
- Engle, R. and Yoo, B. (1987) "Forecasting and Testing in Coinegrated Systems", *Journal of Econometrics* 35, 143-159.
- Engle, R. & Yoo, B. (1991) "Cointegrated Economic Time Series: An Overview with New Results" pp. 237-266 in Engle, R. & Granger, C. (Eds), *Long-Run Economic Relationships: Readings in Co-integration*. Oxford: Oxford University Press.
- Fuller, W. (1976) *Introduction to Statistical Time Series*. New York: John Wiley.
- Ghysels, E.; Lee, H.; and Noh, J. (1994) "Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series" *Journal of Econometrics* 62, 415-442.
- Godfrey, L. (1988) *Misspecification Tests in Econometrics: Lagrange Multiplier Principle and other Approaches*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Gonzalo, J. (1994) "Five Alternative Methods of Estimating Long-Run Equilibrium Relationship" *Journal of Econometrics* 60, 203-233.
- Granger, C. (1991) "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables" pp. 65-80 in Engle, R. and Granger, C. (Eds), *Long-Run Economic Relationships: Reading in Co-intergration*. Oxford: Oxford University Press.
- Granger, C. and Newbold, P. (1974) "spurious Regressions in Econometrics" *Journal of Econometrics* 2, 111-120.
- Granger, C. and Newbold, P. (1986) *Forecasting Economic Time Series*. New York: Academic Press.
- Greene, W. (1993) *Econometric Analysis* New York: Macmillan.
Hall, S. (1989) "Maximum Likelihood Estimation of Cointegration Vectors: An Examply of the Johansen Procedure "*Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 51, 213-219.
Hashemzadeh, N. and Taylor, P. (1988) "Stock Prices, Money Supply, and Interest Rates: The Question of Causality" *Applied Economics* 20, 1603-1611.
- Hendry, D. (1993) *On the Interactions of Unit Roots and Exogeneity*. European University Institute Working Paper No.94/4.
- Homa, K. and Jaffee, D. (1971) "The Supply of Money and Common Stock Prices" *Journal of Finance* 26, 231-249.
- Jarque, C. and Bera, A. (1980) "Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals" *Economic Letters* 6, 255-259.

- Jefry, Y. and Soufi, A. (1993) "The Impact of the Announcements of the Saudi Government Budget on the Yeild Performance of Saudi Public Company Shares" *King Saud University Journal (Administrative Sciences) s*, 3-28.
- Johansen, S. (1988) "Statistical Analysis of Co-integration Vectors" *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231-254.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1990) "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Co-integration-with Application to the Demand for Money" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, 169-210.
- Kmenta, J. (1986) *Elements of Econometrics*. New York: Macmillan.
- Kraft, J. and Kraft, A. (1977) "Determinants of Common Stock Prices: A Time Series Analysis" *Journal of Finance* 32, 417-425.
- Kremers, J.; Ericsson, N., and Dolado, J. (1992) "The Power of Co-integration Tests" *Oxford Bulletin of Economic and Statistics* 54, 325-348.
Mackinnon, J. (1991) "Critical Values for Co-integration Tests" pp. 267-276 in Engle, R. and C. Granger (Eds.), *Long-Run Economic Relationships: Reading in Co-integration*. Oxford: Oxford University Press.
- Mills, T. (1990) *Time Series Techniques for Economists*. Cambridge: Cambridge University Press.
Muscatelli, V. and Hurn, S. (1992) "Cointegration and Dynamic Time Series Models" *Journal of Economic Surveys* 6, 1-41.
- Nelson, C. and Plosser, C. (1982) "Trends and Random Walks in Macroeconomics Time Series: some Evidence and Implications" *Journal of Monetary Economics* 10, 139-162.
- Osterwald-Lenum, M. (1992) "A Note with Quintiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rand Test Statistics: Four Cases" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, 461-472.
Perman, R. (1991) "Cointegration: An Introduction to the Literature" Journal of Economic Studies 18, 3-30.
- Phillips, P. and Perron, P. (1988) "Testing for a Unit Root in Time Series Regression" *Biometrica* 75, 335-346.
- Rogalski R. And Vinso, J. (1911) "Stock Returns, Money supply, and the Direction of Causality" *Journal of Finance* 32, 1017-1030.
- Rozeff, M. (1974) "Money and Stock Prices: Market Efficiency and the Lag in the Effect of Monetary Policy" *Journal of Financial Economics* 1, 245-302.
- Sargan, J. and Bhargava, A. (1983) "Testing Residuals from Least Squares Regressions for being Generated by A Gaussian Random Walk" *Econometrica* 51, 153-174.

- Saudi Arabia Monetary Agency (SAMA) *Money and Banking Statistics*. Riyadh: SAMA, Various Issues.
- Schwert, G. (1987) "Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data" *Journal of Monetary Economics* 20, 73-103.
- Serletis, A. (1993) "Money and Stock Prices in the United States" *Applied Financial Economics* 3, 51-54.
- Sims, C. (1980) "Macroeconomics and Reality" Econometrica 48, 1-48.
- Stock, J. (1987) "Asymptotic Property of Least-Squares Estimators of Co-integrating Vectors" *Econometrica* 55, 1035-1056.
- Urbain, J. - P. (1993) *Exogeneity in Error Correction Models*. New York: Springer-Verlag.