مجلة جامعة الملك سعود، م١١، *العلوم الإدارية* (١)، ص ص ١-٢٨ (١٤١٩هـ/١٩٩٩م)

هل الأسهم ملاذ مناسب ضد التضخم: دراسة في العلاقة بين عوائد الأسهم والتضخم في المملكة العربية السعودية

حمد بن سليمان البازعي

كلية العلوم الإدارية، جامعة الملك سعود، الرياض، المملكة العربية السعودية

ملخص البحث. تدرس هذه الورقة من خلال بيانات شهرية من سوق الأسهم السعودي العلاقة بين معدل التضخم وعائد الأسهم (أثر فيشر) للسوق ككل وللثلاثة القطاعات الأكثر تداولاً (البنوك والصناعة والخدمات). ولهذا الغرض تستخدم الورقة أسلوب التكامل المشترك، ومنهج تصحيح الأخطاء للكشف عن العلاقة السببية، وللفصل بين هذه العلاقة في الأجل القصير، والأجل الطويل. وتشير نتائج الدراسة إلى أن جميع السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة ساكنة في الفروق (تحتوي على جذر الوحدة في المستويات). كما تدل النتائج على رفض وجود التكامل المشترك، وعلى عدم وجود علاقة سببية في أي اتجاه بين المتغيرات. كما حاولت الورقة التعرف على ما إذا كان هناك أي اختلافات في أثر التضخم اعتماداً على التوقعات. إلا أن النتائج تفيد أن التضخم بجزأيه المتوقع وغير المتوقع لا يؤثر في عائد الأسهم سواء كان ذلك على مستوى السوق ككل أو على مستوى القطاعات، بغض النظر عن الطريقة التي تم من خلالها توليد التوقعات. الاستثناء الوحيد هو وجود أثر معنوي سالب للتضخم غير المتوقع على عائد الخدمات. هذه النتائج، على وجه العموم، تدعم فرضية فيشر (ترفض فرضية فاما المقاربة)، الأمر الذي يمكن من القول بأن الأسهم تعد ملاذاً مناسباً ضد التضخم في السوق السعودي.

مقدمـــــة

يقبل كثير من المستثمرين على الأسهم لما تتيحه من فرص جيدة للحصول على عوائد مناسبة إضافة إلى قابليتها للتحويل السريع إلى سيولة دون تكاليف تذكر لعملية المبادلة، إلا أن الأسهم - مثلها في ذلك مثل كثير من مجالات الاستثمار - تنطوي على مخاطر كبيرة، تتمثل في انخفاض أسعارها مع صعوبة توقع اتجاهات الأسعار المستقبلية. وقد لاحظ عدد من الباحثين أن أسعار الأسهم تنخفض في أوقات التضخم بما يمكن التعبير عنه بأن أسواق الأسهم تتميز بضعف الأداء أثناء ارتفاع أسعار السلع، حيث يوضح الدليل التجريبي أن العوائد الحقيقية للأسهم ترتبط عكسيا بالتضخم المتوقع وغير المتوقع، وكذلك بالتغير في التضخم المتوقع. وتعد هذه النتيجة مخالفة للمنطق الاقتصادي. فالأسهم تُعد مطالبات مقابل أصول حقيقية؛ ولذا فلا بد من أن تعوض عن الخسائر الناجمة عن التضخم، وأيضاً، فهي تعد، نظريا، ملاذاً مناسباً ضد التضخم. يضاف إلى ذلك أن نموذج فيشر يفضي إلى أن المتغيرات الاسمية تتحرك بشكل مباشر، وفي علاقة واحد لواحد مع التضخم المتوقع، في حين أن العوائد الحقيقية المتوقعة والتضخم المتوقع يتغيران باستقلالية. وفي سوق مالي كفء تعتمد الأسعار الحالية للأسهم في جزء منها على ما ستكون عليه المتغيرات الاقتصادية مستقبلاً. ويعد سوق الأسهم كفأ - حسب الصيغة شبه القوية للكفاءة - إذا كانت أسعار الأسهم تعكس المعلومات المتاحة كافة[1]، ومن هذه المعلومات معدل التضخم في الاقتصاد.

وتعد أسواق الأسهم ذات أهمية قصوى في مسيرة التنمية والتطور الاقتصادي لاستقطاب المدخرات وتحويلها إلى المجالات ذات الإنتاجية الأعلى. لذا لا يستغرب أن

---

(١) إضافة إلى الصيغة شبه القوية هناك صيغتان أخريان للكفاءة المعلوماتية، إحداهما الصيغة الضعيفة وتعني أن أسعار الأسهم تعكس جميع المعلومات الماضية، والأخرى الصيغة القوية، وتعني أن الأسعار تعكس المعلومات العامة كافة (المعلومات الداخلية). تجدر الإشارة إلى أن كفاءة السوق تختلف في متطلباتها عن السوق الكاملة، حيث تعد الأولى أقل تقييدا، فالسوق الكاملة هي بالضرورة سوف كفء - في حين أن العكس غير صحيح - لمزيد من التفصيلات انظر (Minford [1])، ص ص ١٨٦-١٨٩).

تحظى مثل هذه الأسواق باهتمام صناع القرار في الدول النامية لآثارها الإيجابية في مسيرة التنمية. من الناحية النظرية تزداد الإنتاجية إذا كانت هناك آلية (آليات) تضمن انتقال الموارد من الاستخدامات الأقل إنتاجية إلى الاستخدامات الأمثل، وفي الاقتصاد التنافسي يعمل السوق على ضمان عمل هذه الآلية وكفاءتها، إلا أنه من الصعوبة بمكان أن يوجد على أرض الواقع وضع مماثل لما تصفه النظرية الاقتصادية التنافسية. فعالم الواقع يتصف بندرة المعلومات التي تعقد عملية اتخاذ القرار. من هنا تأتي أهمية تفعيل دور الأسواق المالية والعمل على تلافي العقبات التي تحول دون أداء دورها المنوط بها لخدمة أغراض التنمية الاقتصادية.

يهدف هذا البحث إلى دراسة ما إذا كان من الممكن اعتبار الأسهم ملاذاً مناسباً ضد التضخم، وذلك بالتعرف على العلاقة بين عوائد الأسهم في المملكة العربية السعودية، ومعدل التضخم. كما يمكن التعرف من خلال هذه العلاقة، أيضاً، على مدى كفاءة سوق الأسهم السعودي في استخدام المعلومات. ولهذه الدراسة ما يبررها نظراً لأهمية هذا السوق في الوقت الذي يتزايد فيه دور القطاع الخاص في التنمية. كما ينتظر أن يتنامى دور هذا السوق مع الاتجاه الحالي لتحويل ملكية عدد من المشروعات من القطاع العام إلى القطاع الخاص. لذا فإن وجود سوق أسهم متطور يساعد على التخصيص الأمثل للموارد مما ينعكس إيجاباً على مسيرة التنمية والتطور. حيث إن الخروج بنتيجة تفيد بأن الأسهم ملاذ جيد يقي من أخطار ارتفاعات أسعار السلع يشجع كثيرا من المدخرين على تشغيل أموالهم في سوق الأسهم مما يوفر الأموال اللازمة لتمويل المشروعات الإنتاجية. كما أن دراسة العلاقة بين عوائد الأسهم ومعدل التضخم تفيد في إلقاء الضوء على مسألة مدى كفاءة السوق في استخدام المعلومات المتوافرة. فإذا ما تم التحقق من هذه الكفاءة عند ذلك يمكن القول بأن هذا السوق يساهم بدور إيجابي عن طريق توجيه الاستثمارات بشكل يخدم أغراض التنمية الوطنية. يضاف إلى ذلك أن سوق الأسهم السعودي لم يحظ حتى الآن بدراسات متعمقة حول آثار المتغيرات المختلفة على أدائه. فالدراسات التي تمت اهتمت بمدى انطباق فرضية الكفاءة الضعيفة على السوق، ومن هذه الدراسات Butler and Malaikan [٢] و AlTurki and AlBazai [٣].

يستخدم هذا البحث الأسلوب القياسي الحديث لتحليل السلاسل الزمنية لفحص العلاقة بين عوائد الأسهم ومعدل التضخم. وبشكل خاص يطبق هذا البحث أسلوب التكامل المشترك، ومنهج تصحيح الأخطاء الذي يمكنه التعرف بشكل أفضل على العلاقة السببية بين المتغيرات محل الدراسة مقارنة بأسلوب جرانجر للسببية Granger Causality، حيث يتميز منهج تصحيح الأخطاء بإمكانية الفصل بين العلاقة السببية في الأجل القصير، والعلاقة السببية في الأجل الطويل، كما يُمكن أسلوب التكامل المشترك من التعرف على ما إذا كان هناك علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات. كما يساعد اختبار التكامل المشترك بين معدل التضخم وعائد الأسهم في الحكم على كفاءة السوق، حيث يشير Granger [٤] إلى أن المتغيرات في سوقين يتصفان بالكفاءة لا يمكن أن تكون متكاملة تكاملاً مشتركاً.

ولغرض جعل الدراسة أشمل فسيحاول هذا البحث، أيضاً، التفريق بين التضخم المتوقع وغير المتوقع ؛ للتعرف على ما إذا كان هناك اختلاف في الأثر على عوائد الأسهم ككل، وعلى عوائد القطاعات الأكثر تداولاً (البنوك والخدمات والصناعة). وبذلك تتحاشى الدراسة ما وقعت فيه كثير من الدراسات من تجاهل اختلاف آثار نوعي التضخم على القطاعات المختلفة. فأسهم كل قطاع له صفاته الخاصة، ومن ثم فإن العائد واتجاه التغير قد يختلفان من قطاع لآخر حتى لو كان السوق ككل عرضة للصدمات الكلية نفسها، يضاف إلى ذلك أن أثر إعادة توزيع الثروة الناجم عن التضخم غير المتوقع على التعاقدات الاسمية وإن كان محايداً على المستوى الكلي إلا أنه قد لا يكون كذلك على مستوى القطاعات. أخيراً فإن عملية الفصل بين نوعي التضخم ذات دلالة عملية مهمة حيث إن الخروج بنتيجة تفيد أهمية التضخم بنوعيه تعني عدم الكفاءة المعلوماتية لسوق الأسهم السعودي. في حين أن التوصل إلى أهمية التضخم غير المتوقع فقط يعني كفاءة السوق المعلوماتية مما يدعم النتيجة التي يتم التوصل إليها من خلال أسلوب التكامل المشترك.[٢]

---

(٢) ترجع الأصول النظرية للقول بأن الجزء غير المتوقع من متغير ما (مثلاً السياسة النقدية أو المالية أو التضخم) هو المؤثر إلى فرضية التوقعات العقلانية (الرشيدة) التي تعود في أساسها إلى Muth [٥] وتطبيقاتها في Lucas [٦] و Sargent and Wallace [٧].

ينقسم هذا البحث إلى أربعة مباحث، حيث يستعرض المبحث الثاني الجوانب النظرية للدراسة، ويناقش المبحث الثالث البيانات المستخدمة والنتائج، وأخيرا يختم المبحث الرابع بتلخيص أهم ما توصلت إليه الدراسة من نتائج مع مناقشة ما تعنيه هذه النتائج من مضامين عملية، كما تتم الإشارة إلى إمكانات البحث المستقبلية.

الجوانب النظرية والمنهجية

تقضي فرضية فيشر fisher hypothesis بأن القطاع الحقيقي للاقتصاد مستقل عن القطاع النقدي فيما اصطلح على تسميته بحيادية النقود money neutrality. وفي هذا الإطار فإن مستوى الأسعار لن يكون له أثر حقيقي، ومن ثم لن يرتبط سببيا بالمتغيرات الحقيقية إلا في حالة ارتفاع أسعار المجموعات السلعية بنسب أو بمعدلات متساوية. ولذا يرى الاقتصاديون الماليون أن الأسهم، وهي مطالبات claims مقابل أصول حقيقية، لابد أن تعوض المستثمر من جراء تغيرات التضخم، إلا أن الدليل التجريبي يشير إلى وجود علاقة عكسية بين عوائد الأسهم ومعدل التضخم في الاقتصاد. (انظر على سبيل المثال Bodie [٨] و Gultekin [٩] و Kaul [١٠]. ومن الناحية النظرية يصعب تبرير العلاقة السلبية بين معدل التضخم وعوائد الأسهم خاصة بالنظر للأسهم على أنها ديون على الدخول المولدة بوساطة الأصول الحقيقية. وقد يساعد على تفسير هذه العلاقة السلبية التفريق بين أثر التضخم بناء على مصدره. فالتضخم الناشئ عن ضغط الطلب (تضخم الطلب) قد يؤدي إلى ارتباط موجب بين التضخم وعوائد الأسهم، في حين قد يؤدي تضخم التكاليف إلى وجود علاقة سلبية بين هذين المتغيرين. ويعتقد Holland [١١] بأن التضخم المتوقع وغير المتوقع- بغض النظر عن مصدره- يزيد في التكلفة الاقتصادية لاتخاذ القرار نظرا لأنه يزيد في حالة عدم التأكد حول التضخم inflation uncertainty. ويرى Friedman [١٢] أن تغيرات التضخم inflation variability تؤثر سلبيا على النشاط الاقتصادي بسبب إعاقتها عمل نظام الأسعار في قيادة النشاط الاقتصادي، كما تزيد من تكاليف جمع المعلومات واستيعابها information assimilation. كما أن التضخم غير المتوقع يؤدي إلى زيادة غير متوقعة في

تكاليف تعديل الأسعار price adjustment. لكن الدراسات التي فصلت بين نوعي التضخم قد توصلت إلى وجود علاقة سلبية بين التضخم المتوقع وعوائد الأسهم. (انظر على سبيل المثال Ely and Robinson [١٣] وCarmicheal [١٤]). أما الدراسات التي تمت حول أثر التضخم غير المتوقع على أسعار الأسهم فتشير إلى نتائج متعارضة. ففي حين تشير الدراسات الأولى إلى وجود علاقة سلبية. (انظر على سبيل المثال Schwert [١٥] وFama [١٦])، تدل الدراسات الحديثة على عدم وجود علاقة معنوية بين التضخم غير المتوقع وأسعار الأسهم. (أنظر على سبيل المثال Pearce and Roley [١٧] وMcQueen and Roley [١٨] وHardouvelis [١٩]).

وقد حاول الاقتصاديون تقديم عدة تفسيرات للعلاقة السلبية بين معدل التضخم وعوائد الأسهم. حيث يدلل Fama [١٦] على وجود علاقة سلبية معنوية بين التضخم المتوقع والقيم المتوقعة للمتغيرات الحقيقية فيما يسمى بالفرضية المقاربة لفاما Fama Proxy Hypothesis، انطلاقا من نظرية الطلب على النقود. حيث مزج بين نظرية كمية النقود وفرضية التوقعات العقلانية Rational Expectation (RE)، ووضح من خلال ذلك أن الانخفاض في النشاط الاقتصادي الحقيقي real activity سيؤدي إلى انخفاض الطلب على النقود، وفي حالة عدم تغير عرض النقود فإن الأسعار سترتفع (نشوء التضخم). ونتيجة لذلك فإن العلاقة بين النشاط الحقيقي والتضخم سلبية. ونظرا لأن العوائد المتوقعة للأسهم ترتبط إيجابيا بالنشاط الاقتصادي الحقيقي المتوقع، فإن العلاقة السلبية المشاهدة بين عوائد الأسهم والتضخم وهمية spurious، وتعبر عن العلاقة الموجبة بين هذه العوائد والحجم المستقبلي للمتغيرات الحقيقية.

في المقابل قدم Geske and Roll [٢٠] تفسيرا يعتمد على عرض النقود، حيث يعتقدان أنه مادامت السلطات تختار اتباع سياسة نقدية مضادة للدورة الاقتصادية countercyclical فإن انخفاض أسعار الأسهم، والذي يعد مؤشرا على انخفاض متوقع في النشاط الاقتصادي، سيؤدي إلى زيادة في عرض النقود، وإذا بقي الطلب على النقود ثابتا، فإن الأسعار لابد وأن ترتفع. وفي بيئة تتصف بالكفاءة المعلوماتية سيتوقع المستثمرون

العقلانيون rational هذه السلسلة من التغيرات. من هنا فإن العلاقة بين عوائد الأسهم وتغيرات التضخم المتوقع ستبدو عكسية. إلا أن دراسة Ely and Robinson [١٣] برهنت على أن السياسة النقدية المضادة للدورة الاقتصادية لا تساهم في إعطاء تفسير منطقي للعلاقة السلبية بين العائد الحقيقي للأسهم والتضخم غير المتوقع. وقد طور Kaul [١٠] فرضية جيسك ورول لتشمل حالة اتباع السلطات لسياسة نقدية متوافقة مع الدورة الاقتصادية procyclical. ويرى كول أنه ليس شرطا أن تكون العلاقة بين التضخم والنشاط الحقيقي عكسية، بل إن هذه العلاقة تعتمد على عملية التوازن النقدي monetary equilibrium process. حيث وجد كول أنه في الفترة التي اتبعت فيها السلطات الأمريكية سياسة مضادة للدورة (من الفترة ١٩٢٩ إلى ١٩٤٠م) علاقة إما موجبة أو غير معنوية بين النشاط الحقيقي المتوقع والتضخم.

ويقدم Ely and Robinson [١٢] تفسيرين للعلاقة السلبية بين عائد الأسهم، ومعدل التضخم. الأول: أن محاسبة التكاليف قد تبالغ في تقدير أرباح الشركات في أوقات التضخم، الأمر الذي يؤدي إلى زيادة العبء الحقيقي للضرائب ومن ثم تخفيض العوائد الصافية مما يدفع بأسعار الأسهم إلى أسفل، الآخر: مزيج من آثار الطلب على النقود وتمويل الديون debt monetization والسياسة النقدية المضادة للدورة الاقتصادية.

ويقدم كل من Carmicheal [١٤] و Svensson [٢٢] و Marshal [٢٣] تفسيرا للعلاقة السلبية بين التضخم وعوائد الأسهم في إطار نموذج قيود النقد المسبق (العربون) cash-in-advance constraints، حيث يشيرون إلى أن التضخم يعمل وكأنه ضريبة خاصة على الأرباح الموزعة dividends. ومن هنا فإن الأرباح تقل نظرا لأن معدل التضخم يعيق التوصل إلى قرار مناسب في عملية الخيار بين العمل والفراغ labor- leisure choice، كما يرجع كل من Feldstein [٢٤] و Gonedes [٢٥] هذه العلاقة إلى طبيعة النظام الضريبي الأمريكي من خلال معاملته لاستهلاك الأصول depreciation والتي تؤدي لأن يكون للتضخم المرتفع أثر سلبي في الأسهم. وبشكل خاص يرى فيلدستين أن استهلاك الأصول بناء على التكلفة التاريخية يؤدي إلى زيادة المعدل الفعلي للضريبة إضافة إلى الضرائب على

المكاسب الرأسمالية الصورية artificial الناشئة بسبب التضخم تؤدي إلى تخفيض العائد الصافي الحقيقي للمستثمرين. ويرى Modigliani and Cohn [٢٦] وSummers [٢٧] أن هذه العلاقة العكسية تعود إما لعدم توافر العقلانية rationality لدى وحدات اتخاذ القرار أو لعدم كفاءة السوق مما يؤدي إلى الخلط بين معدلات التغير الاسمية والحقيقية.

ويرى Eckstein and Leiderman [٢٨] - في إطار نموذج يدخل النقود في دالة منفعة المستهلك - أن التضخم يؤدي إلى فقد في الرفاه welfare loss، كما يرى Stulz [٢٩] أن المستثمر الذي تعرض لفقد غير متوقع في ثروته الحقيقية سيعمل على إعادة التوازن لمحفظته الاستثمارية بتخفيض القيمة الحقيقية للأصول المكونة لهذه المحفظة، ومنها الأسهم. ويرى Boudoukh and Richardson [٣٠] أن سبب رفض فرضية فيشر يعود إلى تركيز الدراسات على الأجل القصير. وقد توصلا حين استخدما بيانات لفترة طويلة (من ١٨٠٢ إلى ١٩٩٠م) إلى دليل يفيد بوجود علاقة موجبة بين العوائد الاسمية والتضخم بما يتفق وفرضية فيشر.

ويسوق بعض الاقتصاديين فرضية التعاقدات الاسمية nominal contracting hypothesis لتفسير العلاقة السلبية بين معدل التضخم وعوائد الأسهم، وذلك بالقول إن السبب في هذه العلاقة يرجع إلى الأثر الصافي لتحويلات الثروة بين الدائنين والمدينين الناتجة عن التضخم غير المتوقع. ويرى Kessel [٣١] أن التضخم يفيد المنشآت المدينة الصافية net debtor، بينما يؤثر سلبيا على المنشآت الدائنة بشكل صاف net creditor. لذا فان عوائد أسهم الشركات المدينة بشكل صاف سترتبط بشكل موجب بالتضخم غير المتوقع. ويرى كل من Evans and Wachtel [٣٢] و Huizinga [٣٣] أن التضخم غير المتوقع، بغض النظر عن مصدره، يمثل تكلفة اقتصادية، نظرا لأثره الموجب في حالة عدم التأكد حول التضخم، إلا أن الدليل حول فرضية التعاقدات الاسمية غير حاسم. فقد توصل French *et al.* [٣٤] إلى عدم وجود دليل يؤيد هذه الفرضية في حين توصل كل من Bernard and Roley [٣٥] وPearce [٣٦] لدليل مؤيد.

منهجية الدراسة

تتضمن دراسة علاقة التضخم بعوائد الأسهم ثلاث خطوات، الأولى: فحص درجة تكامل السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة. الثانية: اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات ذات درجة التكامل المتماثلة. الثالثة: تصميم نموذج تصحيح الأخطاء error correction model لاختبار العلاقة السببية بين المتغيرات المتكاملة تكاملا مشتركا. ولغرض دراسة أثر التضخم غير المتوقع على أسعار الأسهم يتم تصميم نموذج يمكن من فصل الجزء المتوقع لمعدل التضخم عن الجزء غير المتوقع، ومن ثم تصميم نموذج انحدار لعائد الأسهم على معدل التضخم بنوعيه.

لفحص درجة تكامل السلاسل الزمنية للمتغيرات طور الاقتصاديون عدة اختبارات، من أبرزها اختبار ديكي- فوللر Dickey and Fuller [٣٧ و٣٨] المسمى اختبار ديكي- فوللر المركب Augmented Dickey-Fuller واختبار فيليبس - بيرون Phillips [٣٩] Phillips and Perron [٤٠]. وينطوي اختبار ديكي-فوللر المركب على تقدير معادلة الانحدار التالية:

$$\Delta X_t = \mu + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \gamma_i \Delta X_{t-i} + u \qquad (1)$$

حيث Δ تشير إلى الفروق الأولى للمتغير، n إلى عدد الفجوات الزمنية للمتغير التابع المتباطئ، u حد عشوائي بالصفات المعتادة من وسط حسابي صفر وتباين ثابت، و t للزمن. وتنص فرضية العدم على أن $\delta = 0$ (الفرضية البديلة $\delta < 0$). ويتم التحقق من انطباق هذه الفرضية بفحص إحصائية t لمعلمة δ. تجدر الإشارة إلى أن القيم الحرجة لـ t ليست هي القيم الحرجة المعتادة نظرا لأن عدم سكون المتغير X_t يجعل من توزيع إحصائية t لا يتبع التوزيع المعتاد، بل سيكون هذا التوزيع ملتويا إلى اليسار وكتلته أقل من الصفر. وقد قدم Mackinnon [٤١] و Dickey and Fuller [٣٨] القيم الحرجة لهذا الاختبار(٣) ويتم اختيار n

---

(٣) قدم عدد من الباحثين قيما حرجة لإحصائية t، وتختلف هذه القيم فيما بينها اعتمادا على طريقة الاشتقاق، لمزيد من التفاصيل انظر Charemza and Deadman [٤٢].

بشكل يضمن التوزيع المعتدل للحد العشوائي. أما اختبار فيليبس وبيرون فينطوي على تصحيح للارتباط الذاتي في الحد العشوائي u_t باستخدام طريقة غير معلمية[٤].

بعد التعرف على درجة تكامل السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة تأتي الخطوة الثانية، وتتضمن اختبار وجود التكامل المشترك بين المتغيرات ذات درجة التكامل المتماثلة، فإذا كان هناك سلسلتان زمنيتان متكاملتان من الدرجة الأولى I(1) ووجدت منهما توليفة خطية linear combination متكاملة من الدرجة صفر I(0) (ساكنة)، عند ذلك يمكن القول بأن هاتين السلسلتين متكاملتان تكاملا مشتركا، كما أن وجود التكامل المشترك يعني إمكانية تصميم نموذج انحدار للسلسلتين على هيئة نموذج تصحيح الأخطاء. وهذا يمثل أساس تحليل العلاقة السببية بين المتغيرات المختلفة، وفصل العلاقة طويلة الأجل عن العلاقة قصيرة الأجل.

وقد طور الاقتصاديون اختبارات متعددة لفحص التكامل المشترك بين المتغيرات، ومن هذه الاختبارات اختبار Sargent and Bhagharva [٤٣]، واختبار إنجل وجرانجر ذي الخطوتين Engle and Granger [٤٤]، ولغرض توضيح مبسط لهذه الاختبارات، نفترض أن لدينا متغيرين X_t, Y_t متكاملين من الدرجة الأولى، وبفرض معادلة التكامل المشترك على النحو التالي:

$$X_t = \alpha_0 + \beta Y_t + e_t \qquad (2)$$

ويتم اختبار إنجل وجرانجر بفحص درجة تكامل البواقي المحسوبة calculated لهذه المعادلة ($\hat{e}_t$)، وذلك بإجراء اختبارات جذر الوحدة المذكورة آنفا. فإذا دلت هذه الاختبارات على سكون $\hat{e}_t$ فهذا يعني أن المتغيرين X_t, Y_t متكاملان تكاملا مشتركا (أي وجود علاقة طويلة الأجل بينهما). أما اختبار Sargent and Bhagharva [٤٣] فيعتمد احصائية دربن واتسون ومقارنتها بالقيم الحرجة المجدولة.

---

(٤) نظرا لشيوع هذه الاختبارات فلن نعرض لها بالتفصيل هنا، لعرض موسع لهذه الاختبارات ولاختبارات التكامل المشترك يرجى الرجوع إلى Dickey et al. [٤٥] و Banerjee et al. [٤٦].

إلا أن هذه الاختبارات تعاني من مشكلات، أهمها؛ أن توزيع الإحصائيات المستخدمة في اختبار الفرضيات يختلف تبعا لنوعية التطبيق، أي أنها غير مستقلة عن المعلمات المزعجة nuisance parameters التي تميز تصميم ما. يضاف إلى ذلك أن أسلوب إنجل وجرانجر بشكل خاص يفترض وجود متجه وحيد للتكامل المشترك (والذي بدوره يختلف حسب طريقة التعيير normalization المختارة). ويشير Banerjee *et al.* [٤٧] إلى وجود تحيز في العينات الصغيرة ناشئ من اختيار المتغير التابع، وهذا التحيز يعتمد عكسيا على مدى اقتراب معامل التحديد R^2 من الواحد الصحيح. وتلافيا لهذه الاعتراضات تستخدم الدراسة، أيضا، أسلوب التكامل المشترك المطور من قبل كل من جوهانسن Johansen [٤٨] وجوهانسن وجيسليس Johansen and Juselius [٤٩ و٥٠]. وقد أثبت Gonzalo [٥١] من خلال دراسة مقارنة لاختبارات التكامل المشترك أن أسلوب جوهانسن يعد الأفضل حتى في حالة عدم تحقق بعض الافتراضات التقليدية للانحدار. وفي مقارنة بين أداء أسلوبي جوهانسن و إنجل وجرانجر ذي الخطوتين أوضح Gonzalo [٥١] أن النتائج تدعم أفضلية أسلوب جوهانسن حتى في حالة المتغيرين bivariate. ولشرح مبسط لمنهج جوهانسن افترض متغير X_t ذو جذر وحدوي، لنأخذ التمثيل التالي لمتجه الانحدار الذاتي vector autoregressive representation ذي الأخطاء الجاوسية Gaussian errors, e_t :

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \cdots + \Pi_k X_{t-k} + e_t \qquad (3)$$

$$t = 1,2,\ldots\ldots, T$$

حيث Π_i (2x2) معلمات للمصفوفة.

في حين أن العلاقة التوازنية الساكنة طويلة الأجل تبعا لمعادلة (٢) هي:

$$\Pi_i X = 0 \qquad (4)$$

حيث يمكن تعريف معلمة التوازن - معلمة التكامل المشترك- على النحو التالي:

$$I - \Pi_1 - \Pi_2 - \ldots\ldots\ldots - \Pi_k = \Pi^* \qquad (5)$$

حيث Π^* تمثل مصفوفة (2x2) والتي تحدد رتبتها rank عدد متجهات التكامل المشترك الموجودة بين المتغيرات في X، لنعرف مصفوفتين γ وα على أنهما (2x1) بحيث:

$$\Pi = \gamma \alpha' \qquad (6)$$

فإذا كان X و Y متكاملين تكاملا مشتركا فإن α' هي متجه التكامل المشترك الوحيد، ويمكن تعييره normalized إما على X أو على Y ليصبح :

$$\alpha' Xt \sim I(0) \qquad (7)$$

في حين تحتوي γ على معلمات تصحيح الأخطاء. وقد برهن جوهانسن Johansen [٤٨] على أن إحصائية اختبار الإمكانية العظمى likelihood ratio test statistic لفرضية وجود متجه واحد على الأكثر للتكامل المشترك كالتالي :

$$L \quad R = T \ln (1-\lambda_2) \qquad (8)$$

في حين أن إحصائية اختبار فرضية العدم بأن المتغيرات غير متكاملة تكاملا مشتركا (لا يوجد متجهات للتكامل المشترك) كالتالي :

$$LR=T [\ln (1- \lambda_1) + \ln (1- \lambda_2)] \qquad (9)$$

حيث إن $\lambda_1 > \lambda_2$ هي مربعات الارتباطات الممكنة canonical بين X_{t-1} و ΔX_{t-k} مصححة من آثار الفروق المتباطئة لـ X. فإذا كانت معادلة (8) غير معنوية، بينما معادلة (9) معنوية، فهذا دليل على التكامل المشترك. وقد وضح Johansen [٤٨] أن نسبة الإمكانية LR في معادلة (8) و(9) لا تتبع توزيعا معياريا. وقد قدم عدد من الباحثين القيم الحرجة لمثل هذا الاختبار (على سبيل المثال Johansen Osterwald-Lenum [٤٨] [٥٢]).

وفي حالة ما إذا دلت هذه الاختبارات على وجود التكامل المشترك، تأتي الخطوة الثالثة والأخيرة في الاختبار، وتتضمن تصميم نموذج تصحيح الأخطاء، حيث تقضي نظرية جرانجر للتمثيل representation theorem بأن وجود التكامل المشترك يعني إمكانية تصميم نموذج متجه انحدار ذاتي (VAR) vector autoregressive model على هيئة فروق أولى للمتغيرات مع إضافة فجوة زمنية متباطئة لحد تصحيح الأخطاء. فعلى سبيل المثال لحالة متغيرين يمكن التعبير عن ذلك بالمعادلتين التاليتين :

$$\Delta X_t = a_1 + \beta_1 (X_{t-1} - \alpha Y_{t-1}) + \sum_{i=1}^{n} \lambda_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \gamma_i \Delta Y_{t-i} + u_t$$

$$\Delta Y_t = a_2 + \beta_2 (X_{t-1} - \alpha Y_{t-1}) + \sum_{i=1}^{n} \varphi_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \phi_i \ \Delta Y_{t-i} + v_t \qquad (10a,b)$$

تفحص المعادلة (10a) العلاقة السببية من Y_t إلى X_t، في حين تفحص المعادلة (10b) العلاقة السببية في الاتجاه المعاكس. وفي حالة عدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرين فإن β_i (i=1,2) تساوى بالصفر (أي عدم وجود علاقة سببية طويلة الأجل بين المتغيرين). أما إذا دل الاختبار على معنوية φ وγ أو إحداها فهذا يعني وجود علاقة سببية في الأجل القصير فقط بين المتغيرين.

ولفحص علاقة عائد الأسهم بالتضخم بجزأيته المتوقع وغير المتوقع فلابد من توليد التوقعات بشأن التضخم، حيث إنها غير مشاهدة. وتستخدم الدراسة عدة أساليب لتوليد التوقعات لتلافي حساسية النتائج لطريقة توليد التوقعات. وبشكل محدد تستخدم الدراسة النماذج التالية: (ا) نموذج هيكلي structural يتم فيه إدخال المتغيرات التي يعتقد نظريا أنها تؤثر في التضخم مثل المعروض النقدي. (ب) نموذج بوكس-جينكينز للتنبؤ. (جـ) نموذج الإبطاء كثير الحدود الموزعة polynomial distributed lag (PDL). (د) نموذج يفترض أن التوقعات تتولد حسب فرضية التوقعات الرشيدة التي تقضي بأن وحدات اتخاذ القرار تستخدم جميع المعلومات المتاحة في عملية التنبؤ بالمتغيرات المستقبلية، كما أن هذه الوحدات لا تكرر أخطاءها.

البيانات ونتائج الدراسة

بيانات الدراسة شهرية، تمتد من الشهر الأول لعام ١٩٨٧م وحتى الشهر الأخير من عام ١٩٩٥م، وهذه البيانات هي معدل التضخم مقاسا بالتغير في مؤشر أسعار المستهلكين CPI، وعوائد الأسهم مقاسة بالفرق الأول للوغاريتم الطبيعي لمؤشر أسعار السوق ككل،

ولمؤشر أسعار القطاعات الثلاثة الأكثر تداولا (البنوك والصناعة والخدمات)[٥]. وقد تم الحصول على البيانات من النشرة الفصلية لإحصاءات النقود والبنوك الصادرة عن مؤسسة النقد العربي السعودي (ساما SAMA) [٥٣] ويأتي اختيار مؤشر أسعار المستهلكين لقياس معدل التضخم، نظرا لأنه الأنسب، حيث إن البدائل لا تخلو، أيضا، من عيوب. فعلى سبيل المثال يعيب مؤشر مكمش الناتج القومي أنه لا يأخذ بعين الاعتبار أسعار الخدمات الحكومية، ولذا فلا بد من تقديرها. كما أن هذا المؤشر لا يمثل من وجهة نظر المستهلك العادي المقياس المناسب لقيمة النقود، نظرا لاحتوائه على أسعار الاستثمار والصادرات والتي لا يتعامل معها المستهلك أو المستثمر العادي مباشرة[٦]. تجدر الإشارة إلى تمتع المملكة بمعدل منخفض للتضخم مقارنة بكثير من الدول النامية، حيث بلغ مؤشر أسعار المستهلكين في المتوسط ١٠٥٪ خلال فترة الدراسة (الشهر الأول من عام ١٩٨٨=١٠٠٪)، مع نسبة تضخم لا تتجاوز ١،٪ في الشهر، إلا أن من الملاحظ أن مؤشر الأسعار ارتفع بنسبة كبيرة في عامي ١٩٩٤، ١٩٩٥م، حيث بلغ في المتوسط ١١٤٪.

يعد سوق الأسهم السعودي من الأسواق الناشئة التي تتصف بضعف التداول Thin Market. وقد بلغ عدد الأسهم المصدرة حتى الربع الثالث من عام ١٩٩٥م، ٧٥٨ مليون

---

(٥) 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 يعد مؤشرا جيدا. لمزيد من التفاصيل انظر Fama [٥٤].

(٦) تجدر الإشارة إلى أن مؤشر أسعار المستهلكين لا يخلو من عيوب، فهو عبارة عن مقياس لأسعار سلة من السلع، ويثور التساؤل سلة من؟ فالحالة المثلى أن يتم قياس مؤشر لكل مستهلك، إلا أن هذا يعد أمرا مستحيلا. وعلى الرغم من عيوب CPI إلا أنه المؤشر الأكثر متابعة من قبل المستهلكين والمستثمرين، فارتفاعه يعني لدى كثير من وحدات اتخاذ القرار التضخم. لمزيد من التفاصيل حول هذا الموضوع والموضوعات المتعلقة بطرق قياس هذه المؤشرات يرجى الرجوع إلى Frisch [٥٥].

سهم، بقيمة تزيد قليلا على ١٦١مليار ريال، وعدد الشركات التي تم تداول أسهمها في عام ١٩٩٥م (٦٩) شركة. وقد بلغ عدد الأسهم المتداولة عام ١٩٩٤م ما يزيد قليلا عن 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 سهما). 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 المبادلات في السوق وقيمتها. 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 عدد الأسهم المتداولة[٧].

يوضح الجدول رقم (١) نتائج اختبارات جذر الوحدة للمتغيرات محل الدراسة. وهذه المتغيرات هي لوغاريتم الرقم القياسي لأسعار المستهلكين LP، لوغاريتم مؤشر أسعار سوق الأسهم LMI، لوغاريتم مؤشر أسعار قطاعات البنوك (LBI) والصناعة (LII) والخدمات (LSI). وقد تم اختيار الفجوات الملائمة للمتغير التابع المتباطئ في اختبار ديكي- فوللر التي تضمن خلو الحد العشوائي من الارتباط الذاتي بناء على معيار أيكياك Akaike criterion. أما في اختبار فيليبس - بيرون فقد تم استخدام طريقة نيوي - وست لتصحيح تباين الخطأ العشوائي. ويتبين من الجدول أن جميع هذه المتغيرات تحتوي على جذر الوحدة (غير ساكنة I(1))، إلا أنها تصبح ساكنة عند إجراء الفروق الأولى (ساكنة في الفروق difference stationary).

---

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

الجدول رقم (١). نتائج اختبارات جذر الوحدة للمتغيرات.

المتغير	ADF		PP	
	أ	ب	أ	ب
مؤشر أسعار المستهلكين (LP)	1.74	-2.69	1.72	-3.01
	(-9.50)	(-9.70)	(-9.53)	(-9.68)
مؤشر أسعار السوق (LMI)	0.30	2.00	0.17	-1.91
	(-5.31)	(-5.29)	(-6.21)	(-6.61)
مؤشر أسعار البنوك (LBI)	0.77	-1.39	0.65	-1.39
	(-5.19)	(-5.26)	(-6.61)	(-6.62)
مؤشر أسعار الصناعة (LII)	1.03	-1.84	0.84	-1.86
	(-5.60)	(-5.66)	(-6.55)	(-6.57)
مؤشر أسعار الخدمات (LSI)	-0.37	-1.76	-0.44	-2.06
	(-5.43)	(-5.38)	(-7.38)	(-7.28)

ملاحظات: (أ) الاختبار دون حد ثابت أو اتجاه زمني. القيم الحرجة عند مستوى ثقة ٥٪ : 1.95-

(ب) الاختبار مع حد ثابت واتجاه زمني. القيم الحرجة عند مستوى ثقة ٥٪ : 3.51-

(جـ) الاختبار للفروق الأولى للمتغير.

* القيم الحرجة مأخوذة من Mackinnon (1941,p.275).

ونظرا لأن السلاسل الزمنية للمتغيرات محل الدراسة متكاملة بدرجة تكامل متماثلة فهذا يعني إمكانية وجود تكامل مشترك بينها. حيث تفيد نظرية التكامل المشترك أن تماثل درجة التكامل بين سلسلتين يعني وجود توليفة linear combination من هذه المتغيرات متكاملة من درجة أقل (في دراستنا يفترض أن هذه التوليفة متكاملة من الدرجة صفر (ساكنة). وللتكامل المشترك معنى اقتصادي مهم ألا وهو أن التحقق من وجود هذا التكامل يعني وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين المتغيرات محل الدراسة. ولذا فإن اختبار التكامل المشترك هو اختبار لفرضيات النظرية الاقتصادية خاصة الكلية التي تفترض أن العلاقات بين المتغيرات ذات طبيعة طويلة الأجل (مثل العلاقة بين الاستهلاك والدخل). ويعرض الجدول رقم (٢) نتائج اختبارات التكامل المشترك. ويتبين من الجدول أن جميع

اختبارات التكامل المشترك التي تم استخدامها (طريقة الإمكانية العظمى لجوهانسن، اختبارات ديكي-فوللر وفيليبس-بيرون على بواقي معادلة التكامل المشترك (2) ، واختبار إحصائية دربن-واتسون للمعادلة رقم (2) تدل على عدم إمكانية رفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود التكامل المشترك.

الجدول رقم (٢). نتائج اختبارات التكامل المشترك.

المتغير	اختبار الأثر	اختبار القيمة	قيمة المتجه	الفرضية
LP vs. LMI	7.61	6.53	.05	r≤0
	1.08	1.08	.01	r≤1
	CIDW=.08	PP=-1.08 (-8.35)	ADF= -0.95 (-5.70)	
LP vs. LBI	11.35	9.77	.078	r≤0
	1.58	1.58	.015	r≤1
	CIDW=.08	PP=-1.14 (-8.73)	ADF= -1.04 (-6.04)	
LP vs. LII	9.79	8.56	.071	r≤0
	1.23	1.23	.012	r≤1
	CIDW=.07	PP=-1.66 (-8.87)	ADF= -1.74 (-6.34)	
LP vs. LSI	6.8	5.85	.048	r≤0
	0.95	0.95	.009	r≤1
	CIDW=.06	PP=-0.97 (-8.30)	ADF= -0.81 (-5.50)	

ملاحظات: * القيمة الحرجة عند مستوى ثقة ٥٪ لـ ADF وPP = -3.45، الأرقام بين الأقواس تشير إلى إجراء الاختبار على الفروق الأولى، القيمة الحرجة لـ CIDW=0.38، مأخوذة من Banerjee *et al.* (1946, p.209).

** القيمة الحرجة عند مستوى ثقة ٥٪ لاختبار القيمة العظمى (3.84 و11.44) ولاختبار الأثر (3.84 و12.53).

-القيم الحرجة لاختبار التكامل المشترك (أسلوب جوهانسن) مأخوذة من: Os terwald-Lenum (1952, table 1).

ونظراً لعدم وجود تكامل مشترك بين المتغيرات (عدم وجود علاقة طويلة الأجل بين المتغيرات)، فقد تم تصميم معادلات اختبار اتجاه العلاقة السببية على هيئة فروق أولى، بافتراض β_i (i=1,2) (حسب معادلة (a, b 10)، لفحص العلاقة السببية واتجاهها في الأجل القصير. ويعرض الجدول رقم (٣) نتائج اختبارات السببية بين العوائد المختلفة للسوق ككل وعوائد كل من البنوك والصناعة والخدمات ومعدل التضخم. وقد تم اختيار الفجوة الملائمة حسب طريقة Hsiao [٥٦] والتي تعتمد خطأ التوقع النهائي لأيكياك. وتشير النتائج إلى عدم وجود علاقة سببية في أي اتجاه مما يعزز النتيجة التي تم التوصل إليها في اختبارات التكامل المشترك، حيث يشير Granger [٤] إلى أن وجود التكامل المشترك بين متغيرين يعني وجود علاقة سببية بينهما في اتجاه واحد على الأقل. والاستثناء من ذلك هو في معادلة العلاقة السببية بين معدل التضخم وعائد قطاع الخدمات، حيث تبين وجود علاقة سببية في اتجاهين من معدل التضخم إلى عائد قطاع الخدمات وبالعكس، وتأثير معدل التضخم سالب في الفترة الحالية موجب غير معنوي في الفترة السابقة، حيث لا يستمر التأثير لأكثر من فترة واحدة.

الجدول رقم (٣). نتائج اختبار العلاقة السببية.

المتغير	إحصائية F	طبيعة العلاقة
LMI ≺ LP	1.73	سلبية
LP ≺ LMI	0.46	سلبية
LBI ≺ LP	0.24	سلبية
LP ≺ LBI	1.14	سلبية
LII ≺ LP	1.46	موجبة
LP ≺ LII	1.17	موجبة
#LSI ≺ LP	2.48**	موجبة
LP ≺ LSI	4.41*	سالبة

ملاحظات: القيمة الحرجة عند مستوى ثقة ٥٪ F(4,97)= 2.45

* الإحصائية معنوية عند مستوى ثقة ٥٪ (** معنوية عند ١٠٪).

أصبحت غير معنوية عند إجراء الاختبار بأربع فجوات متباطئة للمتغير التابع (F = 1.25)

≺ تشير إلى اتجاه العلاقة السببية حسب مفهوم جرانجر.

وقد يرجع هذا التأثير إلى الارتباط المباشر لقطاع الخدمات بأسعار السلع. وللتأكد من عدم حساسية نتائج اختبار العلاقة السببية للفجوة الزمنية المختارة، فقد تم إجراء الاختبار بفجوات متعددة إلا أن النتائج لم تتغير. تجدر الإشارة إلى أن تأثير معدل التضخم في كل من عائد السوق ككل، وعائد قطاع البنوك سالب مما يتفق مع فرضية فاما المقاربة، في حين أن هذا التأثير موجب على عائد الصناعة، وهذا يتفق مع فرضية تأثير فيشر Fisher effect.

وأخيرا ولغرض التفرقة بين أثري التضخم المتوقع وغير المتوقع على عائد الأسهم في السوق السعودي وللتعرف، أيضا، على كفاءة السوق المعلوماتية، فقد تم توليد التوقعات بشأن التضخم باستخدام عدة طرق لضمان ألا ترتبط النتائج بطريقة توليد التوقعات مما يقلل مصداقيتها. والطرق التي تم استخدامها هي نموذج هيكلي (أو ما يطلق عليه أحيانا حسب تعبير Mishkin [٥٧] نموذج العقلانية الضعيفة weakly rational) ينطلق من نظرية كمية النقود التي تقضي بأن التضخم ظاهرة نقدية؛ أي أن التضخم لا يمكن أن يستمر دون وجود نمو في المعروض النقدي. الطريقة الثانية هي نموذج بوكس-جينكينز Box-Jenkins، ويتضمن هذا النموذج ثلاث خطوات هي: (ا) التعرف على السلسلة الزمنية للمتغير، (ب) تصميم النموذج المناسب، (جـ) التنبؤ. ويتبين من هذه الخطوات أن النموذج الملائم عبارة عن أريما Autoregressive-Integrated Moving Average (ARIMA, (1,0,1). الطريقة الثالثة نموذج الإبطاء كثير الحدود الموزعة Polynomial Distributed Lag (PDL) model. ويتبين من الاختبار أن هذا النموذج عبارة عن PDL (8,1,1) حيث 8 تشير إلى عدد الفجوات المختارة، 1، 1 تشيران إلى الدرجة والقيد على التوالي. والطريقة الرابعة والأخيرة هي افتراض أن التوقعات تتم بطريقة عقلانية بافتراض أن توقعات التضخم تتبع المسار العشوائي Random Walk (RW). وبعمل مقارنة بين أداء هذه النماذج بناء على الجذر التربيعي لمتوسط الخطأ root mean squared error (RMSE) - الذي يستخدم عادة للحكم على جودة التنبؤ- يتبين أن النموذج الهيكلي يعد الأفضل، حيث بلغت الإحصائية لهذا

النموذج (RMSE=.0073)، يليه نموذج المسار العشوائي (RMSE=.0075) ثم نموذجا أريما والإبطاء (RMSE=.0076 لكل منهما).

ولكي يتم فحص أثر التضخم المتوقع وغير المتوقع في عائد الأسهم فقد تم تصميم نموذج الانحدار التالي:

$$RSP_{it}= C_i(L)RSP_{it-1}+ a_{0i}\, INFA_t+ a_{1i}\, INFR_t+ b_i Trend + E_{it} \qquad (11)$$

حيث RSP_{it} الفروق الأولى للوغاريتم سعر السهم (عائد السهم) لقطاع I في الشهر t، $INFA_t$ معدل التضخم المتوقع، $INFR_t$ معدل التضخم غير المتوقع، Trend اتجاه زمني، و E_{it} حد عشوائي بمتوسط حسابي صفر وتباين ثابت.

ويعبر مجموع معلمات الإبطاء $C_i(L)$ عن مقياس التأثير الصافي لجمود الأسعار Price Inertia [٥٨] Ahmed و[٥٩] Gordon ويشير المقدار $1-C_i(L)$ إلى معامل التعديل adjustment coefficient، فكلما اقترب $C_i(L)$ من الواحد الصحيح، كان تعديل الأسعار تدريجيا، وبالتالي يكون انحراف السعر عن التوازن الآني كبيرا.

وتنحصر الفرضيات محل الاختبار في فرضيتين أساسيتين، تقتضي الأولى وجود تعديل آني للأسعار، أي $C_i(L)=0$، كما تفترض استجابة تامة للأسعار للجزء المتوقع من التضخم، (أي $a_{io}=1$). وتعرف هذه الفرضية بفرضية "لوكاس-سارجنت-ولاس(ل س و) Lucas-Sargent-Wallace (LWS) . اما الفرضية الثانية فتعني وجود بعض الجمود في الأسعار (أي $0< C_i(L)<1$). كما تفترض انعكاسا جزئيا للجزء المتوقع من التضخم (أي a_{0i} <1). وتعرف هذه الفرضية باسم الفجوة (GAP).

يعرض الجدول رقم (٤) نتائج التقدير لمعادلة (11)، وبفحص اثر التضخم بجزأيه المتوقع وغير المتوقع على عائد السوق ككل، وعلى عائد البنوك، يتضح أن هذا الأثر غير معنوي بغض النظر عن الطريقة التي تم من خلالها توليد التوقعات.

الجدول رقم (٤). ملخص لنتائج أثر التضخم المتوقع وغير المتوقع.

المتغير	أسلوب توليد التوقعات							
	هيكلي		اريما		الإبطاء الموزعة		المسار العشوائي	
	متوقع	غير متوقع	متوقع	غير متوقع	متوقع	غير متوقع	متوقع	غير متوقع
مؤشر السوق	موجب	سالب	موجب	سالب	سالب	سالب	سالب	سالب
مؤشر البنوك	موجب	سالب	موجب	سالب	موجب	سالب	سالب	سالب
مؤشر الصناعة	موجب	موجب	موجب	موجب	موجب	موجب	سالب	موجب
مؤشر الخدمات	موجب	سالب#	موجب	سالب*	سالب	سالب*	موجب	سالب*

ملاحظات: * تشير إلى أن الأثر معنوي عند مستوى ثقة ٥٪. # معنوي عند مستوى ثقة ١٠٪.

أما بخصوص طبيعة التأثير فيتبين أن تأثير التضخم في عائد السوق سلبي سواء كان متوقعا أو غير متوقع ما عدا تأثير التضخم المتوقع في حالة استخدام النموذج الهيكلي وأريما لتوليد التوقعات، حيث تبين أن هذا التأثير موجب، أما التأثير في عائد البنوك فسلبي للتضخم غير المتوقع، وموجب للتضخم المتوقع، والاستثناء فقط في الأثر السلبي للتضخم المتوقع عند استخدام المسار العشوائي لتوليد التوقعات. كما يتضح أن التضخم المتوقع وغير المتوقع لا يؤثران معنويا في عائد الصناعة، وهذا التأثير موجب في كل الحالات ما عدا في حالة نموذج المسار العشوائي لتوليد التوقعات، حيث يصبح هذا التأثير سلبيا. أما بالنسبة لتأثير التضخم بنوعيه في عائد قطاع الخدمات، فيتضح أن هذا التأثير يعتمد على نوع التضخم، فالتضخم المتوقع لا يؤثر معنويا في هذا العائد، وإن كان هذا التأثير موجباً. أما التضخم غير المتوقع فيؤثر بشكل معنوي في عائد قطاع الخدمات، وهذا التأثير له طبيعة سالبة بغض النظر عن طريقة توليد التوقعات.

الخاتمـــــة

حظيت علاقة عوائد الأسهم بمعدل التضخم بدراسات متعددة، حاولت تفسير الدليل التجريبي الذي بين أن هذه العلاقة سلبية مما يُعد رفضاً لما يعرف بأثر فيشر. وكان هدف هذه

الدراسة محاولة التعرف على طبيعة العلاقة بين معدل التضخم وعوائد الأسهم في السوق السعودي. ووصولا إلى هذا الهدف تم استخدام أسلوبين للتحقق من هذه العلاقة. الأسلوب الأول يستخدم التكامل المشترك، وتصحيح الأخطاء الذي يمكن من فصل العلاقة قصيرة الأجل عن العلاقة طويلة الأجل. الأسلوب الآخر يقسم معدل التضخم إلى جزأين الأول متوقع وآخر غير متوقع باستخدام أساليب قياسية مختلفة لتوليد التوقعات. وتشير النتائج إلى عدم وجود تكامل مشترك بين عوائد الأسهم ومعدل التضخم وبالتالي عدم وجود علاقة سببية طويلة الأجل في أي اتجاه بين هذين المتغيرين. كما أن النتائج تشير، أيضا، إلى عدم وجود علاقة سببية في الأجل القصير ما عدا بين معدل التضخم وعائد قطاع الخدمات، لكن هذه النتيجة حساسة للفجوة الزمنية المختارة مما يقلل من الثقة بها. وتشير نتائج التقدير لأثر التضخم المتوقع وغير المتوقع في عوائد الأسهم إلى عدم وجود علاقة معنوية إحصائيا بين معدل التضخم بقسميه وعائد السوق ككل، وعائد أسهم البنوك والصناعة كل على حدة. في حين تختلف النتائج نوعا ما بين معدل التضخم وعائد اسهم الخدمات، حيث دلت النتائج على أن التضخم غير المتوقع فقط يؤثر معنويا وبشكل سلبي في عائد أسهم الخدمات.

هذه النتائج تشير إلى انطباق فرضية فيشر على سوق الأسهم السعودي، (رفض فرضية فاما المقاربة وكذلك فرضية التعاقدات الاسمية). كما تشير إلى كفاءة هذا السوق في استخدام المعلومات مما يعد دعما لفرضية كفاءة السوق market efficiency. وبذا لا يمكن تطوير قاعدة للتداول في الأسهم للحصول على أرباح غير عادية بناء على معلومات أسعار السلع. كما يمكن القول بناء على هذه النتائج إن الأسهم السعودية يمكن أن تعد ملاذا مناسبا good hedge ضد التضخم. فلكي يحافظ المدخرون على القيمة الحقيقية لثرواتهم فقد يكون من المناسب الاستثمار في الأسهم ليس للمتاجرة وإنما للاحتفاظ بها والحصول على الأرباح، إضافة إلى الاستفادة من الكسب الرأسمالي المتمثل في ارتفاع سعر السهم في الأجل الطويل. هذه النتيجة لها انعكاس مهم على دور سوق الأسهم في تجميع المدخرات وتحويلها للاستخدامات المثلى ذات الأرباح المحتملة العالية، مما يساعد هذا السوق على لعب دور محفز للتنمية الاقتصادية خاصة في الوقت الذي يتزايد فيه دور القطاع الخاص.

إلا أن من المناسب ألا تحمل هذه النتائج أكثر مما تحتمل، فهذه الدراسة وإن دلت على كفاءة السوق إلا أنها تبقى دراسة مبدئية ينبغي على الباحثين أن يولوا هذا السوق الاهتمام المناسب، وذلك بدراسة العوامل المختلفة التي يمكن أن تؤثر في أداء هذا السوق ممثلا في أسعار الأسهم، فمن الدراسات التي ينبغي القيام بها دراسة أثر المعلومات المحاسبية في أسعار الأسهم، وكذلك دراسة علاقة العائد بالمخاطرة المنتظمة وغير المنتظمة، وأثر الكمية المتداولة في الأسعار.

المراجـــع

[١] Minford, P. *Rational Expectations Macroeconomics: An Introductory Handbook.* Oxford: Blackwell, 1992.

[٢] Butler, K. and Malaikan, S. "Efficiency and Inefficiency in Thinly Traded Markets: Kuwait and Saudi Arabia." *Journal of Banking and Finance*, 16, (1991).

[٣] AlTurki, S. M. and AlBazai, H. *Rational Expectation and Market Efficiency: A Study of the Saudi Stock Market.* Center for Research and Human Resources Development, College of Business and Economics, King Saud University, 1993.

[٤] Granger, C. W. J. "Development in the Study of Co-integrated Economic Variables." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48 (1986), 213-228.

[٥] Muth, J. F. "Rational Expectations and the Theory of Price Movements." *Economic Journal*, 29 (1960), 315-351.

[٦] Lucas, R. "Some International Evidence on Output-infltion Trade-offs." *American Economic Review*, 68 (1973), 326-334.

[٧] Sargent, T. J. and Wallace, N. "Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument and the Optimal Money Supply Rule." *Journal of Political Economy*, 83 (1975), 241-254.

[٨] Bodie, Z. "Common Stocks as a Hedge against Inflation." *Journal of Finance*, 31 (1967), 459-470.

[٩] Gultekin, N. B. "Stock Market Returns and Inflation: Evidence from Other Countries." *Journal of Finance*, 38 (1983), 49-65.

[١٠] Kaul, G. "Stock Returns and Inflation: The Role of the Monetary Sector." *Journal of Financial Economics*, 18 (1987), 253-276

[١١] Holland, A. S. "Inflation and Uncertainty: Tests for Temporal Ordering." *Journal of Money, Credit, and Banking*, 27 (1995), 827-837.

[١٢] Friedman, M. "Noble Lecture: Inflation and Unemployment." *Journal of Political Economy,* 85 (1976), 451-472.

[١٣] Ely, D. P. and Robinson, K. J. "Stock Returns and Inflation: Further Tests of the Role of the Central Bank." *Journal of Macroeconomics*, 14 (1992), 525-543

[١٤] Carmicheal, B. "Anticipated Inflation and the Stock Market." *Canadian Journal of Economics*, 18 (1985), 285-293.

[١٥] Schwert, G. W. "The Adjustment of Stock Prices to Inflation." *Journal of Finance*, 36 (1981), 15-29.

[١٦] Fama, E. "Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money." *American Economic Review*, 71 (1981), 545-565.

[١٧] Pearce, D. K. and Roley, V. V. "Stock Prices and Economic News." *Journal of Business*, 58 (1985), 49-67.

[١٨] McQueen, G. and Roley, V. V. "Stock Prices, News, and Business Conditions." *Review of Financial Studies*, 6 (1993), 683-707.

[١٩] Hardouvelis, G. A. "Macroeconomic Information and Stock Prices." *Journal of Economics and Business*, 39 (1987), 131-140.

[٢٠] Geske, R. and Roll, R. "The Fiscal and Monetary Linkage between Stock Returns and Inflation." *Journal of Finance*, 38 (1983), 49-65.

[٢١] Ely, D. P. and Robinson, K. J. "The Stock Market and Inflation: A Synthesis of the Theory and Evidence." *Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review*, (March 1989), 17-29.

[٢٢] Svensson, L. E. O. "Money and Asset Prices in a Cash-in-Advance Economy." *Journal of Political Economy*, 93 (1985), 919-944.

[٢٣] Marshall, D. "Inflation and Asset Returns in a Monetary Economy." *Journal of Finance*, 47 (1992), 1315-1342.

[٢٤] Feldstein, M. "Inflation and the Stock Market." *American Economic Review*, 70 (1980), 839-847.

[٢٥] Gonedes, N. "Evidence on the Tax Effect of Inflation under Historical Cost Accounting Methods." *Journal of Business*, 54 (1981), 227-270.

[٢٦] Modigliani, F. and Cohn, R. A. "Inflation and the Stock Market." *Financial Analyst Journal*, 35 (1979), 24-44.

[٢٧] Summers, L. H. "The Nonadjustment of Nominal Interest Rates: A Study of the Fisher Effect." In: Tobin, J. (Ed.). *Macroeconomics, Prices and Quantities.*" Washington, D.C.: Brookings Institution, 1983.

[٢٨] Eckstein, Z. and Leiderman, L. "Seigniorage and the Welfare Cost of Inflation." *Journal of Monetary Economics*, 29 (1992), 389-410.

[٢٩] Stulz, R. M. "Asset Pricing and Expected Inflation." *Journal of Finance*, 41 (1986), 209-223.

[٣٠] Boudoukh, J. and Richardson, M. "Stock Returns and Inflation: A Long-Horizon Perspective." *American Economic Review*, (1993), 1346-1355.

[٣١] Kessel, R. A. "Inflation Caused Wealth Redistribution: A Test of a Hypothesis." *American Economic Review*, 46 (1956), 128-141

[٣٢] Evans, M. and Wachtel, P. "Inflation Regimes and the Sources of Inflation Uncertainty." *Journal of Money, Credit, and Banking*, 25 (1993), 475-511.

[٣٣] Huziniga, J. "Inflation Uncertainty, Relative Price Uncertainty, and Investment in U.S. Manufacturing." *Journal of Money, Credit, and Banking*, 25 (1993), 521-549.

[٣٤] French, K. R., Ruback, R. S. and Schwert, G. W. "Effects of Nominal Contracting on Stock Returns." *Journal of Political Economy*, 91(1983), 70-96.

[٣٥] Bernard, V. L. "Unanticipated Inflation and the Value of the Firm." *Journal of Financial Economics*, 15 (1986), 285-321.

[٣٦] Pearce, D. K. and Roley, V. V. "Firm Characteristics, Unanticipated Inflation, and Stock Returns." *Journal of Finance*, 43 (1988), 965-981.

[٣٧] Dickey, D. A. and Fuller, W.A. "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root." *Journal of the American Statistical Association*, 74 (1979), 427-431.

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

[٣٩] Phillips, P. C. B. "Time Series Regression with a Unit Root." *Econometrica*, 55 (1987), 277-301.

[٤٠] Phillips, P. C. B, and Perron, P. "Testing for a Unit Root in Time Series Regression." *Biometrika*, 75 (1988), 335-346.

[٤١] Mackinnon, J. "Critical Values for Cointegration Tests." In: R. F. Engle and C. W. J. Granger (Eds.). *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration* Oxford: Oxford Univeristy Press, 1991.

[٤٢] Charemza, W. W. and Deadman, D. F. "*New Directions in Econometric Practice.*" Vermont: Edward Elgar, 1992.

[٤٣] Sargan, J. D. and Bhargava, A. "Testing Residuals from Least Squares Regression for Being Generated by the Gaussian Random Walk." *Econometrica*, 51 (1983), 153-174.

[٤٤] Engle, R. and Granger, C. W. J. "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing." *Econometrica*, 55 (1987), 251-276.

[٤٥] Dickey, D., Jansen D. and Thornton, D. "A Primer on Cointegration with an Application to Money and Income." *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 73 (1991),58-78.

[٤٦] Banerjee, A., Dolado, J. J., Galbraith, J. W. and Hendry, D. *Co-Integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-stationary Data*. Oxford: Oxford University Press, 1993.

[٤٧] Banerjee, A., J. J. Dolado, D. F. Hendry and Smith, G.W. "Exploring Equilibrium Relationships in Economics through Static Models: Some Monte Carlo Evidence." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48 (1986), 253-277.

[٤٨] Johansen, S. "Statistical Analysis of Cointegration Vectors." *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (1988), 231-254.

[٤٩] Johansen J. and Juselius, K."Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52 (1990), 169-210.

[٥٠] Johansen J. and Juselius, K."Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and UIP for UK." *Journal of Econometrics*, 53 (1992), 211-244.

[٥١] Gonzalo, C. "Five Alternative Methods of Estimating Long-run Equilibrium Relationship," *Journal of Econometrics*, 60 (1994), 203-233.

[٥٢] Osterwald-Lenum. "A Note with Fractiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics: Four Cases." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 45 (1992), 461-472.

[٥٣] Saudi Arabian Monetary Agency (SAMA). *Money and Banking Statistics*, Riyadh, Various issues.

[٥٤] Fama, E. "*Foundations of Finance.*" New York: Basic Books, 1976.

[٥٥] Frisch, H. "*Theories of Inflation.*" Cambridge, Cambridge University Press, 1983.

[٥٦] Hsiao, C. "Autoregressive Modelling and Money-income Causality Detection." *Journal of Monetary Economics*, 7 (1981), 85-106.

[٥٧] Mishkin, F. S. "*A Rational Expectations Approach to Macroeconomics.*" Chicago: Chicago: University Press, 1983.

[٥٨] Ahmed, S. "Wage Stickiness and the Non-neutrality of Money: A Cross-Industry Analysis." *Journal of Monetary Economics*, 20 (1987), 25-50.

[٥٩] Gordon, R. J. "Price Inertia and Policy Effectiveness in the United States, 1890-1980." *Journal of Political Economy*, 90 (1982), 1087-1117.

Are Stocks a Good Hedge against Inflation: A Study of the Relationships between Stock Returns and Inflation in Saudi Arabia

Hamad S. Al-Bazai
Economics Department, King Saud University
Riyadh, Saudi Arabia

Abstract. This paper uses monthly data to investigate the relationship between inflation rate and stock returns in the Saudi Stock market (Fisher effect). It uses cointegration approach and causality analysis to determine the direction of causation between the variables (overall market return and the return of stocks in the most traded sectors, banking, industry, and services). Before testing for cointegration, statistical properties of the data have been analyzed using unit root tests. It was found that each series is difference stationary. The empirical results do not lend support to the existence of cointegration between inflation rate and the different stock returns. This means that there is no long-run equilibrium relationships between these variables. Causality tests suggest no clear causality pattern between inflation rate and stock returns. The paper also generates expectations about inflation using different approaches. It is found that neither expected nor unexpected inflation affects stock returns. These results hold regardless of the expectations generating process. The only exception is the effect of unexpected inflation on services stock returns which is significant. However, the overall results support the Fisher hypothesis (reject Fama proxy hypothesis) and, thus, it can be said the Saudi stocks may be considered a good hedge against inflation.