مجلة التنمية والسياسات الاقتصادية، المجلد السادس عشر - العدد الأول - (2014) 33 - 51
المعهد العربي للتخطيط

العلاقة بين سعر الصرف وأسعار الأسهم في السوق السعودية

فوزان الفوزان

ملخص

تهدف هذه الورقة إلى كشف امكانية وجود علاقة بين سعر الصرف وأسعار الأسهم بشكل عام وأسعار الأسهم للقطاع الصناعي والقطاع البنكي في السوق السعودي. استخدمت الدراسة سعر صرف الدولار الأمريكي مقابل اليورو وسعر صرف الدولار الموزون وهو متوسط سعر صرف الدولار مقابل العملات الرئيسية العالمية. واختيار سعر الدولار الامريكي بسبب كون الريال السعودي مثبتا مقابل الدولار الامريكي. استخدمت الدراسة اختبار التكامل المشترك و اختبار السببية لقرينجر. و قد دلت نتائج اختبارات التكامل المشترك على عدم وجود أي علاقة طويل الاجل بين سعر الصرف وأي من أسعار الأسهم في السوق السعودي. وأما اختبارات السببية فقد كانت نتائجها متضاربة ؛ ولذلك يمكن القول أن النظريات الشارحة للعلاقة بين أسعار الأسهم وسعر الصرف لم تنطبق على السوق السعودي؛لأن النتائج دلت على أنه ليس ثمت علاقة بين هذين المتغيرين.

The relationship between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Saudi Market

Fawzan Al-Fawzan

Abstract

This paper aims to detect the possibility of a relationship between exchange rates and stock prices in general and the stock prices of the industrial sector and the banking sector in the Saudi market. The study uses two exchange rate Of dollar. The U.S. dollar against the euro and U.S. weighted average dollar exchange rate.The selection of the U.S. dollar due to the fact that the Saudi riyal is fixed against the U.S. dollar. The study used a cointegration and causality tests. cointegration Testing results showed the absence of any long-term relationship between exchange rateand any of the studiedstocks prices. The causality tests showed conflicting result. Thus, the conclusion is that no relationship of any kind between stock prices and exchange rate in the Saudi market.

* أستاذ مشارك، قسم العلوم الإدارية، كلية الملك فهد الأمنية، المملكة العربية السعودية. البريد الإلكتروني: fawzana@yahoo.com.

أولاً: مقدمة

شهدت العشرين سنة الماضية ظهور الكثير الدراسات النظرية والبحوث التطبيقية عن العلاقة بين أسعار الصرف وأسعار الأسهم . وتكمن أهمية تلك العلاقة في كونها تمثل سوقين من أكثر الأسواق الاستثمارية اهمية. سوق الأسهم ومعه اسواق سعر الصرف تستقطب الكثير من الاستثمارات المالية في الاقتصادات الحديثة. ولا تقتصر اهمية هذا الموضوع على الأكاديميين. بل تتعداه إلى التأثير في ثروات الافراد وربحية الشركات، والقرارات المتعلقة بالسياسات الحكومية. وهناك تناقض كبير في الآراء النظرية وفي نتائج الدراسات التطبيقية حول العلاقة بين سعر الصرف وأسعار الأسهم . بعض النماذج الاقتصادية ترى أنلتأثير يبدأ من اسواق العملات ليمتد إلى اسوق الأسهم . وهناك نماذج اخرى ترى العكس من ذلك تماما، حيث أن التأثير ينطلق من سوق الأسهم إلى اسواق سعر الصرف.

ويهدف هذا البحث إلى معرفة العلاقة بين صرف الريال (الدولار الأمريكي مقابل اليورو($EU) وسعر صرف الدولار الموزون ($ Weighted) وهو متوسط سعر صرف الدولار مقابل العملات الرئيسية العالمية)وأسعار الأسهم في السوق السعودي. واختيار سعر الدولار الامريكي بسبب كون الريال السعودي مثبتاً مقابل الدولار الامريكي. وتثبيت سعر صرف الريال مقابل الدولار يعني أن الريال يتغير ارتفاعاً وهبوطاً تبعا لتغير الدولار وبنفس النسبة. ولذلك حينما يقاس تغير سعر صرف الدولار فهذا يعني قياس تغير سعر صرف الريال. ولتحقيق هذه الغاية استخدم البحث اختبارات التكامل المشترك واختبار السببية لقرينجر. وتم اختيار متوسط الأسعار لكل القطاعات في السوق السعودي ومتوسط القطاعين الصناعي والبنكي باعتبار أنهما أكثر اتصالاً بالعالم الخارجي وبأسعار الصرف. والبحث مقسم النحو التالي. الجزء الاول يتطرف إلى نظريات سعر الصرف وأسعار الأسهم و الجزء الثاني يتضمن الدراسات التطبيقية السابقة والجزء الثالث يتضمن البيانات المستخدمة في الدراسة واختبارات جذر الوحدة والجزء الرابعيتضمن الاختبارات القياسية والتي تتضمناختبارات التكامل المشترك وفقا لطريقة أنجل–قرينجر ذو المرحلتين والتكامل المشترك بمنهجية جوهانسن وجوسليوس، ويتضمن كذلك واختبار السببية لقرينجر والجزء الخامس يتضمن الخلاصة والتوصيات.

ثانياً: الأدبيات النظرية والتطبيقية

1.2 نظريات سعر الصرف وأسعار الأسهم

تتمحور الآراء الخاصة بالعلاقة بين أسعار الصرف وأسعار الأسهم حولنظريتين تتطرقان لطبيعة العلاقة بين سعر الصرف وأسعار الأسهم . والنظرية الأولى هي نظرية سعر الصرف التقليدي (Dornbusch and Fisher,1980)،التي ترى أن تقلبات العملة تؤثر في القدرة التنافسية الدولية والميزان التجاري ، وبالتالي الناتج الحقيقي للبلاد، وهذ بدوره يؤثر على التدفقات النقدية الحالية والمستقبلية للشركات وأسعارها. فالنظرية التقليدية للاقتصاد المفتوح تفترض وجود علاقة بين أسعار الأسهم و سعر الصرف. فالنظرية تشير إلى أن التغيرات في أسعار الصرف تؤثر علىالقدرة التنافسية للشركات وبالتالي حجم المبيعات والأرباح فضلا عنتكلفة الاقتراض. (العديد من الشركات تقترض بالعملات الأجنبية لتمويل عملياتها) وهذه التغيرات حتماً تنعكس على سعر السهم. انخفاض قيمة العملة المحلية يجعل السلع المصدرة جذابةويؤدي إلى زيادة في الطلب الخارجي على السلع المحلية؛ وبالتالي إيرادات الشركات ومعهاأسعار أسهمها. وعكس ذلك، فإن ارتفاع قيمة العملة المحلية يخفض الطلب على السلع المحلية؛ وبالتالي إيراداتها وأربحها ومن ثم أسعارها.

أما الأنموذج الأخر فهو أنموذج المحفظة المتوازنة الذي يرى أن الأسهم حينما تزدهر سوقها فأنها تجتذب تدفقات رؤوس الأموال من المستثمرين الأجانب، مما يزيد الطلب على عملتها. ويحدث العكس في حالة انخفاض أسعار الأسهم . في هذه الحالة يقوم المستثمرون ببيع ما لديهم من الأسهم لتجنب المزيد من الخسائر وتنخفض تبعا لذلك أسعارها. ويقوم المستثمرون بتحويل أموالهم إلى العملات الأجنبية للخروج من البلاد. ومثل هذا السيناريو يفضي إلى انخفاض قيمة العملةالمحلية نظرا لزيادة عرضها وانخفاض الطلب عليها، فالسببية هنا تبدأ من سوق الأسهم لتحدث التغيير في سوق الصرف.

2.2 الدراسات التطبيقية السابقة

أما في جانب الدراسات التطبيقية فهي لا تقل تضارباً عن النماذج النظرية، ومعظم نتائجها متفاوتة ومتضاربة ولم تصل إلى خلاصاتحاسمة يمكن تعميمها. وقد كان (Franck and Young, 1972) من الأوائل الذين اختبروا العلاقة بين سعر الصرف وأسعار الأسهم . وقد استخدموا ستة متغيرات لتعريف سعر الصرف. ولم يعثروا على أي علاقة بين هذين السوقين. و بحث(Aggarwal 1981) العلاقة بين سعر الصرف وأسعار الأسهم ، وقد استخدم بيانات

شهرية من السوق الامريكية و سعر الصرف الفعلي للفترة (1974–1978) ، وقد وجد علاقة عكسية بين سعر الصرف وأسعار الأسهم بالنسبة للشركات التي تستخدم مواد مستوردة كمدخلات في عمليات الانتاج ، وذلك لأن ارتفاع أسعار تلك المدخلات يرفع من تكاليف الانتاج؛ وبالتالي يقلل الأرباح؛ وتبعا لذلك يقل سعر سهم الشركة. و درس (Solnik, 1987) تأثير عدة متغيرات (أسعار الصرف وأسعار الفائدة والتغييرات في التوقعات التضخمية) على أسعار الأسهم . واستخدم بيانات شهرية لتسعة أسواق غربية (الولايات المتحدة واليابان والمانيا وبريطانيا وفرنسا وكندا وهولندا وسويسرا وبلجيكا)، ووجد ان انخفاض سعر الصرف له تأثير إيجابي لكنه ضئيل على سوق الأسهم في الولايات المتحدة فقط. كما استخدم(Gavin, 1989)أنموذج الاقتصاد المفتوح ، و تبين من الدراسة أن أسعار الأسهم قد يكون لها تأثيراً كبيراً على ديناميكية سعر الصرف. و حلل(Oskooee and Sohrabian, 1992)العلاقة طويلة وقصيرة الأجل بين سعر الصرف وأسعار الأسهم باستخدام التكامل المشترك وباستخدام اختبار قرينجر للسببية ولبيانات شهرية من مؤشر S&P 500 وسعر الصرف الفعلي للفترة (1973–1988)، وخلصا إلى أن هناك علاقة سببية ثنائية بين أسعار الأسهم وسعر الصرف الفعلي في المدى القصير. لكنهما لم يتمكنا من العثور على أي علاقة في المدى الطويل بين هذه المتغيرات. و استخدم، Smith (1992) أنموذج المحفظة المتوازنة ليختبر العوامل المحددة لسعر الصرف. أنموذجه اخذ في الاعتبار عدة عوامل منها سعار الأسهم والسندات وكمية النقود كعوامل محددة لسعر الصرف. وقد وجد أن سعار الأسهم تلعب دورا مهما في تحديد سعر الصرف ولم يجد أي تأثير لكمية النقود أو السندات. كما قام(Ratner,1993)بتطبيق تحليل التكامل المشترك لاختبار ما إذا كانت أسعار صرف الدولار الأمريكي تؤثر على مؤشرات سوق الأسهم في الولايات المتحدة، وأشارت النتائج أن لا علاقة بين هذين المتغيرين في المدى الطويل. واستخدام(Zapatero, 1995) تحليل التكامل المشترك و نماذج تصحيح الخطأ و وجد أن هناك ربطاً واضحاً بين التقلبات في أسعار الأسهم وأسعار الصرف في الأسواق المالية. و خلص (Bartov and M. Bodnor, 1994) إلى أن التغيرات في الدولار لها قوة محدودة في شرح التغيرات في عوائد الأسهم . ووجدا ان التغير في سعر الدولار يرتبط بعلاقة عكسية مع عوائد الأسهم . كما وجد(Koutoulas. and Kryzanowski, 1996) أن تقلبات سوق الأسهم تستجيب بشكل كبير لتقلبات سعر الصرف في كندا. بين (Makurjee and Naka,1995) أن أسعار الأسهم متكاملة مع أسعار الصرف. و درس((Ajayi and Mougoue,1996) العلاقة قصيرة وطويلة الامد بين سعر الصرف وأسعار الأسهم لثمان دول صناعية، و بينت الدراسة أن ارتفاع سعار الأسهم في الولايات المتحدة وبريطانيا يؤدي انخفاض سعر الصرف. وكان التعليل أن ارتفاع سعر الصرف مؤشر على

التمدد الاقتصادي المصاحب له زيادة في معدل التضخم ؛ ولذلك يحدث اثر سلبي لدى المستثمرين الاجانب مما يخفض الطلب على العملة فيقل سعرها تبعا لذلك. وبشكل عام وجدا دليلاً على أن سعر الصرف له تأثير ديناميكي كبير على عوائد الأسهم لهذه البلدان الصناعية الثمانية. ووظف (Qiao, 1997) المؤشرات اليومية لأسعار الأسهم وأسعار الصرف الفورية للأسواق المالية في هونغ كونغ و طوكيو وسنغافورة خلال الفترة (1983 to 1994) لدراسة التفاعل الممكن بين هذه المتغيرات ، وقد وجد أن هناك علاقة سببية تمتد من سعر الصرف إلى أسعار الأسهم في أسواق طوكيو وهونغ كونغ، ولم توجد هذه العلاقة في سوق سنغافورة، أما العلاقة السببية من أسعار الأسهم إلى أسعار الصرف فالنتائج تظهر مثل هذه العلاقة السببية فقط لسوق طوكيو. وهذا يعني أن هناك علاقة سببية ثنائية الاتجاه بين سعر الصرف وأسعار الأسهم، وقد وظف الباحث كذلك أنموذج (autoregressive) لدراسة وجود علاقة في المدى الطويل بين أسعار الأسهم وأسعار صرف العملات لتلك الأسواق ، ووجد علاقة طويلة الامد ومستقرة بين تلك المتغيرات في كل الاسوق موضوع الدراسة. و طبق (Abdalla and Murinde, 1997) نهج التكامل المشترك لدراسة العلاقة بين مؤشرات أسعار الأسهم وسعر الصرف الحقيقي الفعال لأسواق باكستان وكوريا والهند والفلبين للفترة (1985–1994)، ولم تجد الدراسة أي علاقة على المدى الطويل بين مؤشرات أسعار الأسهم وسعر الصرف بالنسبة لباكستان وكوريا، ولكنها وجدت هذه العلاقة طويلة الأمد للهند والفلبين. ودرسا كذلك العلاقة السببية بين أسعار الأسهم وأسعار الصرف باستخدام سببية قرينجر ووجدا سببية أحادية الاتجاه من أسعار الصرف إلى أسعار الأسهم لكل من باكستان وكوريا. ولأنه تم العثور على ارتباط طويل الأمد للهند والفلبين فقد استخدم أنموذج تصحيح الخطأ (an error correction model) لبحث العلاقة قصيرة المدى. وأظهرت النتائج سببية أحادية الاتجاه من سعر الصرف إلى أسعار الأسهم بالنسبة للهند، وأما الفلبين فقد كانت السببية من أسعار الأسهم إلى أسعار الصرف. استخدم (Ong and Izan, 1999) أسلوب (Nonlinear Least Square method) لدراسة العلاقة بين أسعار الأسهم وأسعار الصرف ووجدا أن عوائد سعر السهم الامريكي تنعكس تماما على تحركات الين الياباني والفرنك الفرنسي بعد أربعة أسابيع. و قام (Granger et al, 2000) باستخدام بيانات من السوق اليابانية والتايلندية والتايوانية والإندونيسية والكورية والماليزية والفلبينية والسنغافورية بهدف معرفة طبيعة العلاقة بين أسعار الأسهم وسعر الصرف ،و دلت النتائج على ان تغيرات سعر الصرف تقود تغيرات أسعار الأسهم في السوق التايلندية. وعلى العكس ذلك في السوق التايوانية حيث سعر الصرف هو المؤثر في أسعار الأسهم وفق علاقة عكسية بين المتغيرين. نتائج إندونيسيا وكوريا وماليزيا والفلبين تشير إلى وجود علاقة سببية ثنائية بين أسعار الأسهم وسعر الصرف،

بينما في سنغافورة لم يوجد أي دليل يشيرإلى أن هذين السوقين (سوق الأسهم وسوق سعر الصرف) يتبادلان التأثير. و استخدم (Kanas, 2000) نموذج (EGARCH) لاختبار التقلبات بين عوائد الأسهم وتغيرات سعر الصرف لستة بلدان (الولايات المتحدة وبريطانيا واليابان والمانيا وكندا وفرنسا). ووجد أن عوائد الأسهم تتأثر بأسعار الصرف، وأسعار الصرف تتأثر بعوائد الأسهم .فهما يتبادلان التأثير بطريقة متماثلة. و اختبر (Amare and Mohsin, 2000) مدى وجود ارتباط طويل الأمد بين أسعار الأسهم وأسعار الصرف باستخدام بيانات شهرية للفترة (1980 to 1998) ولتسعة بلدان آسيوية (اليابان، هونغ كونغ ، تايوان، سنغافورة تايلاند، ماليزيا، وكوريا، واندونيسيا، والفيليبين). وباستخدام أسلوب التكامل المشترك وضحت الدراسة وجود علاقة على المدى الطويل بين أسعار الأسهم وأسعار الصرف فقط لسنغافورة والفلبين. كما بحث(Naeem and Rasheed, 2002) مدى ترابط أسعار الأسهم وأسعار الصرف على المدى الطويل والمدى القصير، واستخدما في الدراسة بيانات شهرية لأربعة بلدان من بلدان جنوب آسيا، وهي باكستان والهند وبنغلاديش وسريلانكا خلال الفترة (1994–2000). وقد استخدما التكامل المشترك وأنموذج تصحيح الخطأ (vector error correction modeling)، واختبارات السببية لقرينجر. و لم تظهر نتائج هذه الدراسة أي ارتباط على المدى القصير بين المتغيرات لجميع البلدان الأربعة. وكذلك لا توجد علاقة على المدى الطويل بين أسعار الأسهم وأسعار الصرف لباكستان والهند. وأما بالنسبة لبنغلاديش وسريلانكا فيبدو أن هناك علاقة سببية ثنائية بين هذين المتغيرين. و قام (Phylaktis and Ravazzolo, 2005) بتحليل العلاقة الديناميكية قصيرة وطويلة الأجل والقنوات التي من خلالها يتم تبادل التأثير بين سعر الصرف وأسعار الأسهم . ولتحقيق تلك الغاية استخدما التكامل المشترك وسببية قرينجر وطبقاها على عدد من دول حوض المحيط الهادئ خلال الفترة(1980–1998). تشير الدلائل إلى أن أسواق الأسهم وأسعار الصرف بينهما علاقة طردية وأن سوق الأسهم الأمريكية بمثابة قناة لهذه الروابط. و درس (Benjamin, 2006) العلاقة الديناميكية بين أسعار الأسهم وأسعار الصرف في الاقتصاد البرازيلي باستخدام الاختبارات الخطية وغير الخطية، وقد تبين أن هناك علاقة خطية بين أسعار الأسهم وأسعار الصرف. و درس (Purna, 2006) العلاقة الديناميكية بين سعر السهم وسعر الصرف في المدى الطويل والمدى القصير للسوق الهندية. وتبين أن المتغيرين في حالة عدم توازن في الأجل القصير بعدما كانا في حالة توازن في الأجل الطويل. و لم يجد (Abdelaziz et al, 2008) أي رابط بين أسعار الأسهم وأسعار الصرف في أربع أسواق من أسواق الشرق الأوسط الناشئة. ولم يجدوا كذلك أي رابط بين أسعار الصرف الحقيقية والمتغيرات الخارجية الأخرى مثل أسعار الأسهم وأسعار النفط في الولايات المتحدة. و استخدم (Baharom et al, 2008)

أسلوب التكامل المشترك وقاموا بتقسم البيانات إلى فترتين: فترة ما قبل الأزمة وفترة ما بعد الأزمة. وكانت النتائج مماثلة لعدد من الدراسات السابقة حيث لا علاقة على المدى الطويل بين سعار الأسهم وسعر الصرف لكلا الفترتين. ووجد(Hsu– and hi, 2009) أن هناك تكاملاً مشتركاً بين أسعار الأسهم وسعر الصرف في السوق الفيتنامية. وقدم (Tahir and Keung, 2011) تحليلاً تطبيقياً للعلاقة بين مؤشرات الأسهم الأربعة وسعر الصرف في سوق كراتشي للأوراق المالية. وقد تبين عدم وجود علاقة على المدى الطويل بين مؤشرات الأسهم وسعر الصرف، وهذا يعني أن تقلبات مؤشرات الأسهم وسعر الصرف مستقلة عن بعضها البعض في المدى الطويل ، وفي المقبل ومن خلال اختبار السببية وجدا أن العلاقة السببية تمتد من أسعار الأسهم إلى سعر الصرف. ويستثنى من ذلك سببية تمتد من سعر الصرف إلى مؤشر الخدمات. نتائجهم بشكل عام توفر دليلا لصالح أنموذج المحفظة المتوازنة ، حيث السببية أحادية الاتجاه تمتد من أسعار الأسهم إلى سعر الصرف، وهذه النتائج هي على النقيض من النماذج التقليدية التي تفترض السببية من سعر الصرف إلى أسعار الأسهم .

من كل ما سبق يتضح أن هناك عدم توافق في الآراء النظرية والتجريبية فيما يخص العلاقة بين سعر الصرف وسوق الأسهم واتجاه العلاقة السببية ، فالدراسات في هذا المجال بعيدة كل البعد من أن تكون حاسمة في سياقيها النظري والتطبيقي. هذه الورقة تقدم الأدلة التجريبية للعلاقة بين أسعار الأسهم وسعر الصرف للسوق السعودية، وذلك باستخدام بيانات يومية وباستخدام منهجية التكامل المشترك والمنهجية السببية.

ثالثاً: البيانات المستخدمة

استخدمت الدراسة خمسة متغيرات وهي على النحو التالي. متوسط أسعار جميع القطاعات في سوق الأسهم السعودي(MAR)ومتوسط أسعار القطاع البنكي(BAN)، ومتوسط أسعار القطاع الصناعي(ND) ، وسعر صرف الدولار الأمريكي مقابل اليورو($EU)، وسعر صرف الدولار الموزون ($ Weighted) ، وهو متوسط سعر صرف الدولار مقابل العملات الرئيسية العالمية. واختيار سعر الدولار الامريكي بسبب كون الريال السعودي مثبت مقابل الدولار الامريكي ، وتثبيت سعر صرف الريال مقابل الدولار يعني أن الريال يتغير ارتفاعاً وهبوطاً تبعا لتغير الدولار وبنفس النسبة ؛ ولذلك حينما يقاس تغير سعر صرف الدولار فهذا يعني قياس سعر صرف الريال. واختيار سعر صرف الدولار مقابل اليورو لكون اليورو والدولار يمثلان أكبر سوقين في العالم.. وهذه

البيانات هي بيانات يومية للفترة (من 2005/1/1 حتى 2008/2/26). و كانت مصادر هذه البيانات على النحو التالي: بيانات سوق الأسهم كان مصدرها موقع مكتوب والذي استحوذت عليه ياهو وصارت كل البيانات مملوكة لها ، و أما بيانات أسعار الصرف فكان مصدرها مجلس محافظي نظام الاحتياطي الفيدرالي (Board of Governors of the Federal Reserve System). ويوضح الجدول (1) الخصائص الإحصائية للمتغيرات موضوع الدراسة. وتُظهر قيم الانحراف المعياري أن سعر صرف الدولار مقابل اليورو كان اقل تقلبا من سعر الصرف الموزون . ويلاحظ كذلك أن الانحراف المعياري لسعر سوق الأسهم كان اكبر مما هو في القطاعين الصناعي والبنكي. و يدل اختبار الالتواء أن أسعار السوق السعودي وأسعار القطاع الصناعي تبتعدان قليلاًعن التوزيع الطبيعي؛ وذلك لكون قيمة الالتواء اكبر من الواحد صحيح ، وأما باقي المتغيرات فهي في نطاق التوزيع الطبيعي وفقاً لهذا المعيار . ويدل اختبار التفرطح على أن كل المتغيرات ذات ذروة معقولة (leptokurtic) مقارنة بالتوزيع الطبيعي لكون قيم معامل التفرطح لم تتجاوز (3). ويستثنى من ذلك أسعار القطاع الصناعي وأسعار السوق الذي كان معامل التفرطح لهما على التوالي (3,88) و(3,98)، وهذا يدل أن بيانات القطاع الصناعي ذات ذروة مرتفعة، ومثلها بيانات السوق . و بين اختبار جاركوب ـ بيرا(Jarque–Bera) على أن البيانات ليست ذات توزيع طبيعي لكون القيم الاحتمالية المصاحبة لكل قيم (Jarque–Bera) كانت تساوي صفرا.

الجدول (1): الخصائص الإحصائية للبيانات

IND	BAN	MAR	WEIGHT$	EU$	
88.03501	101.5558	908.9989	107.2627	1.299674	المتوسطالحسابي
80.33124	101.5143	896.555	108.1589	1.28885	الوسيط
218.5511	156.8868	1058.04	112.9352	1.4889	القيمة الأعلى
41.4226	64.27778	847.33	97.7233	1.1667	القيمة الأقل
36.47764	25.00897	41.01835	4.030869	0.082109	الانحراف المعياري
1.062044	0.380292	1.029933	-0.886988	0.573266	الالتواء
3.887048	2.015246	3.989373	2.755271	2.592822	التفرطح
175.2955	51.22057	172.7581	106.0943	48.97418	اختبارJarque–Bera

رابعاً: الاختبارات القياسية

1.4 تحليل السلاسل الزمنية

لكي تكون الاختبارات المستخدمة في الدراسة ذات دلالة حقيقية، لابد من فحص السلاسل الزمنية للتأكد من كونها ساكنة ام غير ساكنة. كثير من السلاسل الزمنية تتسم بعدم الاستقرار كما دلت على ذلك العديد من الدراسات (Nelson and Polsser, 1982) و (Stock and Watson، 1989). و هذه الدراسة سيتم استخدام اختبار ديكي فولر الموسع(Augmented Dick–Fuller (ADF) test)

لمعرفة خصائص متغيرات الدراسة. ويعتمد الاختبار على تقدير المعادلتين التاليتين

$$\Delta x_t = \alpha_1 + \alpha_2 T + \alpha_3 x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \alpha_4 \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta \Delta x_t = \alpha_1 + \alpha_2 x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \alpha_3 \Delta \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

حيث x_t تمثل المتغير موضوع الاختبار، Δ الفرق الاول و α_1 الحد الثابت و P تمثل عدد المتباطئات والتي يجب أن يكون اختيارها ضامناً للتخلص من الارتباط الذاتي. و ε_t تمثل حدود الخطأ العشوائي، والفرض العدمي (H_0:α_3=0) يعني أن السلسلة غير مستقرة في المستوى. وأما الفرض البديل (H_1:α_2≠0) فيعني أن السلسلة مستقرة في المستوى ومتكاملة من الدرجة صفر ، I(0)، . وعند قبول الفرض العدمي ينتقل الباحث إلى المعادلة (2) لإجراء اختبار جذر الوحدة للفرق الاول وهكذا. والجدول (2) يبين نتائج اختبار دكي فولر الموسع لمتغيرات الدراسة والتي تتكون من خمسة متغيرات، قامت الدراسة باستخدام المعادلة (1) مرة بقاطع فقط، والاخرى بقاطع واتجاه زمني.

جدول (2): اختبار ديكي فولر الموسع لجذر الوحدة

المتغير	اختبار المستوى بقاطع	اختبارالمستوىبقاطع واتجاه زمني	اختبارالفرق الأولبقاطع	اختبار الفرق الاول بقاطع واتجاه زمني
(EU/$)	0.12 (−2.86)	−2.56 (−3.41)	−28.8 (−2.86)	−28.96 (−3.41)
Weighted $	0.59 (−2.86)	−2.49 (−3.41)	−27.3 (−2.86)	−27.4 (−3.41)
(MAR)	−2.10 (−2.86)	−2.12 (−3.41)	−10.47 (−2.86)	−10.49 (−3.41)
(BAN)	−1.174 (−2.86)	−1.71 (−3.41)	−22.6 (−2.86)	−22.7 (−3.41)
(IND)	−1.99 (−2.86)	−2.21 (−3.41)	−10.4 (−2.86)	−10.4 (−3.41)

القيم الحرجة بين الاقواس عند مستوى معنوية (5%)

وتدل النتائج (جدول 2) على أن قيمة (ت) المحسوبة أقل من القيمة الحرجة لاختبار المستوى. وذلك لكل المتغيرات موضوع الدراسة. وهذا يدل على ان السلاسل الزمنية غير مستقرة في المستوى. أما بالنسبة للفرق الاولفالنتائج تدل على أنها خالية من جذر الوحدة ومستقرة عند الفرق الاولسواء كانت تلك الاختبارات بحد ثابت أو بحد ثابت واتجاه زمني. ولذلك فهي متكاملة من ا ، I(1).

2.4 التكامل المشترك وفقا لطريقة أنجل-قرينجر ذو المرحلتين

تبين في الجزء السابق من البحث ان متغيرات الدراسة كلها متكاملة من الدرجة الاولى؛ ولذلك يمكن اختبار ما إذا كان هناك علاقة مستقرة وطويلة الاجل بين متغيرات الدراسة باستخدام التكامل المشترك. وتطبق الدراسة طريقتين لاختبار التكامل المشترك.

الطريقة الأولى هي منهجية أنجل–قرينجر (Engle–Granger, 1987) المتكون من خطوتين. وفقا لهذه المنهجية تكون البداية باستخدام طريقة المربعات الصغرى (OLS). وذلك بتقدير المعادلة التالية:

$$SP_t = \alpha + \beta EX + \mu_t \quad (3)$$

حيث (EX) تمثل سعر الصرف و $(SP)_t$ تمثل متوسط أسعار الأسهم . وبعد ذلك يُجرى اختبار سكون البواقي μ_t باستخدام طريقة ديكي–فولر الموسع لتحديد ما إذا كان هناك تكامل مشترك في المدى الطويل.

جدول (3): التكامل المشترك وفقا لطريقة أنجل–قرينجر ذو المرحلتين

الانحدار	اختبار (ADF) لسكون البواقي
سعر صرف الدولار مقابل اليورو	
انحدار سعر الصرف على سعار سوق الأسهم	−2.7
انحدار سعر الصرفعلى سعار القطاع الصناعي	−2.5
انحدار سعر الصرفعلى سعار القطاع البنكي	−2.48
سعر صرف الدولارالموزون	
انحدار سعر الصرف على سعار سوق الأسهم	0.32
انحدار سعر الصرفعلى سعار القطاع الصناعي	−0.09
انحدار سعر الصرفعلى سعار القطاع البنكي	−0.43

القيم الحرجة عند مستوى معنوية (5%) = −3.37.

وبعد استخدام طريقة المربعات الصغرى ثم تطبيق اختبار سكون بطريقة دكي فولر الموسع تبين كما يوضح الجدول(3) أنه ليس هناك تكامل مشترك بين سعر الصرف وأي من سعار الأسهم في السوق السعودي وذلك عند مستوى معنوية عند 5%.

3.4 التكامل المشترك وفقا لمنهجية جوهانسن وجوسليوس

اختبار التكامل المشترك وفقاً المنهجية (Johansen __Juselius, J–J) يقوم على تقدير أنموذج متجه الانحدار Vector Autoregressive(Model VAR) الذي يفترض وجود p من المتغيرات في متجه الانحدار الذاتي من الدرجة k. ويمكن كتابة معادلتها على النحو التالي:

$$y_t = \alpha + A_t\, y_{t-1} + \cdots + A_{t-p}\, y_{t-p} + + \eta_t \quad (3)$$

حيث y_t تمثل متجهات المتغيرات غير المستقرة، وα تمثل الحد الثابت. ويمكن إعادة كتابة المعادلة (3) لتكون:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma \Delta y_{t-1} + \eta_t \quad (4)$$

حيث

$$\Pi = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma \qquad \Gamma_i = \sum_{j=i+1}^{p} A \qquad A_i \ldots I,$$

وتعتمد منهجيةJohansen – Juseliusعلى اختبار رتبة المصفوفة π والتي تتطلب وجود تكاملا مشترك بين هذه المتغيرات ان تكون المصفوفة ذات رتبة كاملة (0 <r)=r < n (π). و وفقا لهذه الطريقة يتم استخدام اختبارين إحصائيين مبنيين على دالة الإمكانات العظمى (Likelihood Ratio, LR). والاختباران هما اختبار الأثر (trace test) واختبار القيم المميزة العظمى (λ_{max} maximum eigenvalue test,). ويعرف اختبار الاثر (trace test) وفقا للمعادلة (5):

$$Trace = -T \sum_{i=r+1}^{n} In(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (5)$$

والفرضية العدمية هي أن عدد متجهات التكامل المشترك ≥ r، والفرضية البديلة هي أن عدد متجهات التكامل المشترك = r، (حيث r = 0، 1 ، 2) ويعرف اختبار القيم المميزة العظمى (λ_{max} maximum eigenvalue test,) وفقا للمعادلة (5)

$$\lambda_{max} = -T(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (6)$$

والفرضية العدمية هي أن عدد متجهات التكامل المشترك= r)، والفرضية البديلة هي أن عدد متجهات التكامل المشترك =r+1.

الجدول (4): اختبار التكامل المشترك

سعر صرف الدولار مقابل اليورو					
95% critical value for trace test	λ_{tarce}	95% critical value for maximum eignvalue test	λmax	Null Hypothesis	المتغير
15.41	10.303	14.07	10.29	r=0	سعر الصرف
3.76	0.01	3.76	0.01	R≤1	متوسط أسعار السوق
14.07	10.5	14.07	10.5	r=0	سعر الصرف
3.76	0.0002	3.76	0.0002	R≤1	متوسط أسعار القطاع الصناعي
15.41	6.1	14.07	6.1	r=0	سعر الصرف
3.76	0.02	3.76	0.025	R≤1	متوسط أسعار القطاع البنكي
سعر صرف الدولارالموزون					
15.41	6.31	14.07	6.12	r=0	سعر الصرف
3.76	0.189	3.76	0.189594	R≤1	متوسط أسعار السوق
15.41	3.55	14.07	3.24	r=0	سعر الصرف
3.76	0.31	3.76	0.31	R≤1	متوسط أسعار القطاع الصناعي
15.41	3.55	14.07	3.24	r=0	سعر الصرف
3.76	0.31	3.76	0.31	R≤1	متوسط أسعار القطاع البنكي

البحث قام باختبار العلاقة بين أسعار سوق الأسهم وسعر الصرف (باستخدام سعر صرف الدولار مقابل اليورو وباستخدام سعر صرف الدولار الموزون). النتيجة كما يوضحها الجدول (4) تفيد أن الفرض العدمي (لا تكامل مشترك بين المتغيرين) لا يمكن رفضه لكل المتغيرات موضوع الدراسة ؛ ولذلك ليس هناك علاقة طويلة الأجل بين سعر الصرف(EU/$) أو سعر الصرف الموزون ومتوسط جميع أسعار الأسهم او أسعار الأسهم في القطاع الصناعي أو أسعار الأسهم في القطاع البنكي.

4.4 اختبار السببية لقرينجر

سببية قرينجر تهدف إلى اختبار ما إذا كان هناك علاقة بين المتغيرات موضوع الدراسة، وإذا كان ثمت علاقة فما نوع هذه العلاقة ؟ وما اتجاه السببية لهذه العلاقة ؟ ولاختبار وجود علاقة سببية بين المتغيرات تُستخدم المعادلات التالية:

$$SP_t = \propto_1 + \sum_{i=1}^{p} \propto_2 SPx_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \propto_3 yEX_{t-i} + \delta_i \quad (6)$$

$$EX_t = \propto_1 + \sum_{i=1}^{p} \propto_2 EXy_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \propto_3 SP_{t-i} + \epsilon_i \quad (7)$$

حيث تمثل (SP) متوسط أسعار الأسهم والمتغير (EX) تمثل سعر الصرف. والفرضية العدمية (H_0:α_3=0) تشير إلى المتغير (EX) لا يحدث تغيراً في المتغير (SP)والفرضية البديلة(H_1:α_3≠0). تعني أن (EX) يحدث تغيراً في المتغير (SP) . ومثل ذلك بالنسبة لتأثير متوسط أسعار الأسهم (SP) على سعر الصرف(EX). ولتقرير نوع العلاقة يجب مقارنة "F" المحسوبة بالجدولية، فأن كانت المحسوبة اكبر من الجدولية عندئذ يتم رفض الفرض العدمي (H_0:α_3=0) . وهذا يعني ان هناك علاقة سببية بين المتغيرين حيث أن احد المتغيرين يؤثر في الاخر ،أذن هناك خمسة احتمالات لنوع العلاقة. ففي جانب تأثير (SP) هناك احتمال أن المتغير (SP) لا يؤثر في المتغير (EX)، أو أن المتغير(SP) يؤثر في المتغير (EX)، وفي جانب تأثير (EX) هناك احتمال أن المتغير (EX) لا يؤثر في المتغير (SP) ، أو أن المتغير (EX)) يؤثر في المتغير (SP) ، أو أن المتغيرين يتبدلان التأثير. والجدول (5) يوضح نتائج اختبار السببية بين متغيرات الدراسة. والنتائج بالنسبة لسعر صرف الدولار مقابل اليورو تشير. إلى أن أي من المتغيرات لا يؤثر في سعر الصرف. ($EU). فليس هناك علاقة سببية تمتد من أسعار سوق الأسهم أو القطاع البنكي أو القطاع الصناعي إلى سعر الصرف. وعلى النقيض من ذلك هناك علاقة سببية تمتد من سعر الصرف إلى أسعار سوق الأسهم ، وكذلك نفس هذه العلاقة السببية تمتد من سوق سعر الصرف إلى أسعار القطاع الصناعي. وليس هناك علاقة سببية تمتد من سوق سعر الصرف إلى أسعار القطاع البنكي. وأما سعر الصرف الموزون فكانت السببية تمتد أسعار سوق الأسهم إلى سعر الصرف الموزون ومن القطاع الصناعي إلى سعر الصرف الموزون.

وبشكل اجمالي استخدمت الدراسة ثلاث طرق للبحث في العلاقة بين سعر الصرف وأسعار الأسهم . وقد دلت منهجية أنجل ـ قرينجر ومنهجية جوهانسن ـ جوسليوس على عدم وجود أي علاقة مستقرة بين سوق الأسهم و أسواق سعر الصرف. وأما اختبارات السببية فقد كانت نتائجها متضاربة ؛ ولذلك يمكن الجزم أن نظرية سعر الصرف التقليدي Dornbusch (and Fisher,1980)، ونظرية المحفظة المتوازنة اللتان تفترضان وجود علاقة بين أسعار الأسهم و سعر الصرف لا تنطبقان على السوق السعودية. ويبدو أن السوق السعودية تتأثر

بمتغيرات وعوامل داخلية أكثر من كونها تتأثر أو تؤثر في أسعار الصرف. وبناء على ما سبق يفترض أن تنصرف الدراسات المستقبلية على البحث في العوامل الداخلية التي يمكن أن تؤثر في سوق الأسهم السعودية سواء كانت تلك العوامل اقتصادية وغير اقتصادية.

جدول (5) اختبار السببية لقرينجر

فرضية العدم	F-test	Prob
سعر صرف الدولار مقابل اليورو		
ΔMARلاتسبب$EU	1.45	0.23
Δ$EUلاتسببΔMA	4.55	0.01
ΔBAN لاتسببΔ$EU	0.19	0.82
Δ$EU لاتسببΔBAN	1.92	0.15
ΔIND لاتسببΔ$EU	0.87	.42
Δ$EUلاتسبب Δ IND	5.88	0.003
سعرصرفالدولارالموزون		
ΔMARلاتسبب$WEIGHTED	3.87	0.02
Δ$WEIGHTEDلاتسببΔMA	1.83	0.16
ΔBAN لاتسببΔ$WEIGHTED	1.27	0.28
Δ$WEIGHTEDلاتسببΔBAN	1.57	0.21
Δ INDلاتسببΔ$WEIGHTED	3.61	0.03
Δ$WEIGHTED لاتسبب Δ$ Δ IND	2.22	0.11

خامساً: الخلاصة والتوصيات

هدفت هذه الورقة إلى كشف إمكانية وجود علاقة بين سعر الصرف وأسعار الأسهم بشكل عام وأسعار الأسهم للقطاع الصناعي والقطاع البنكي في السوق السعودي. واستخدمت الدراسة سعرين للصرف وهما سعر صرف الدولار مقابل اليورو، والاخر هو سعر الصرف الموزون. وهو متوسط سعر صرف الدولار مقابل العملات الرئيسية العالمية. وأظهرت النتائج أن جميع السلاسل الزمنية للمتغيرات موضوع الدراسة ليست مستقرة في المستوى وانما مستقرة في الفرق الأول ومتكاملة من الدرجة الأولى. واستخدمت الدراسة اختبار التكامل المشترك وفقا لمنهجية أنجل-قرينجر (Engle-Granger, 1987) ومنهجية جوهانسن وجوسليوس (Johansen, 1988) (Johansen and Juselius, 1990) واختبار السببية لقرينجر (Engle-Granger). ودلت نتائج التكامل المشترك على عدم وجود أي علاقة طويل الاجل بين سعر الصرف (سوءا الدولار مقابل اليورو او سعر الصرف الموزون) وأي من أسعار الأسهم في السوق السعودي.

أما بالنسبة لاختبار السببية فقد دل على وجود علاقة سببية في المدى القصير تمتد من سعر صرف الدولار مقابل اليورو إلى أسعار سوق الأسهم وإلى أسعار القطاع الصناعي. ولم توجد مثل هذه العلاقة بين سعر الصرف (EU$) وأسعار القطاع البنكي. وأما سعر الصرف الموزون فكانت السببية تمتد من أسعار سوق الأسهم إلى سعر الصرف الموزون ، ومن القطاع الصناعي إلى سعر الصرف الموزون. ولم يكن هناك أي علاقة في أي اتجاه بين سعر الصرف الموزون وأسعار القطاعي البنكي ، إذن نتائج اختبارات السببية متضاربة ؛ وذلك لا يمكن الاعتماد عليها وخصوصا حينما لا تدعمها نتائج التكامل المشترك.

ولذلك يمكن القول أن النظريات الشارحة للعلاقة بين أسعار الأسهم وسعر الصرف (نظرية سعر الصرف التقليدي (Dornbusch and Fisher,1980) و نظرية المحفظة المتوازنة) لم تنجح في تفسير طبيعة تلك العلاقة في السوق السعودي و التي دلت النتائج على أنه ليس ثمت علاقة. وبناء على ما سبق يمكن للدراسات المستقبلية بأن تركز على العوامل الداخلية للاقتصاد السعودي والتي يمكن أن تؤثر في أسعار الأسهم وتستبعد سعر الصرف كمتغير يمكن أن يؤثر أو يؤثّر فيه.

المراجع الانجليزية

Abdalla, I. S. A. and V. Murinde, 1997, "Exchange Rate and Stock Price Interactions inEmerging Financial Markets: Evidence on India, Korea, Pakistan, and Philippines,"Applied Financial Economics 7, 25-35.

Aggarwal, R. 1981, "Exchange rates and stock prices: A study of the US capital markets underfloating exchange rates". Akron Business and Economics Review, vol. 12, pp. 7-12.

Ajayi, R. A. and Mougoue, M., 1996. "On the Dynamic Relation between Stock Prices and Exchange Rates". *The Journal of Financial* Research 19: 193-207

Amare, T., and M. Mohsin (2000). "Stock Prices and Exchange Rates in leading Asianeconomies: Short Run versus Long Run dynamics". Singapore Economic Review 45: 2, 165-181.

Aydemir, O. &Demirhan, E. (2009). "The relationship between stock prices and exchange rates:Evidence from Turkey". *International Research Journal of Finance and Economics*, issue 23,pp. 207-15.

Baharom, A.H.; Royfaizal, R. C and Habibullah, M.S. (2008). "Causation analysis between stock price and exchange rate: Pre and post crisis study on

Malaysia" University Putra Malaysia. http://mpra.ub.uni-muenchen.de/11925/. MPRA Paper No. 11925, posted 04. December 2008 / 12:34

Baharumshah, A,, Azali, M., Mansur, A. &Masih, M. (2002)."The stock market and the ringgitexchange rate: A note". Japan and the World Economy, vol. 14, pp. 471-486.

Bahmani-Oskooee, M. and A. Sohrabian, (1992) "Stock Prices and the Effective ExchangeRate of the Dollar" Applied Economics 24, 459-464.

Basu, P., Chakraborty, C. &Reagle, D. (2003)"Liberalization, FDI and growth in developingcountries: A panel cointegration approach" Economic Inquiry, vol. 41, pp. 510-516.

Bartov, Eli, and Gordon M. Bodnar, (1994)."Firm Valuation, Earnings Expectations andthe Exchange Rate Exposure Effect". *Journal of Finance* 49, 1755–1786.

Chang, H. L., Su, C. W and Lai, Y. C. (2009). "Asymmetric price transmissions between theexchange rate and stock market in Vietnam". International Research *Journal of Finance and Economics*, issue 23, pp. 104-113.

Dickey, D.A. & Fuller, W. A. (1981)."Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Serieswith a Unit Root". Econometrica, 49, 1057-1072.

Dornbusch, R. & Fischer, S. (1980)."Exchange rates and the current account". American EconomicReview, vol. 70, pp. 960-971.

Dwyer, G.P. and Hafer, R.W., (1988)."Are National Stock Markets Linked? ", FederalReserve Bank of St. Louis Review, 70, 3-14.Enders, W., 1995, "Applied Econometric Time Series", (Wiley, United States).

Engle, R. F. and C. W. J. Granger, (1987). "Co-integration and Error Correction:Representation, Estimation, and Testing," Econometrica 55, 251- 276.

Franck, P. and Young, A. (1972)."Stock price reaction of multinational firms to exchangerealignments". Financial Management, vol. 1, pp. 66-

Granger, C.W.J, Huang, B., Yang, C.W., (2000). "A bivariate causality between stock prices and exchange rates: Evidence form recent Asian flu". The Quarterly Review of Economics and Finance 40: 337-354.

Gavin, M., (1989). "The Stock Market and Exchange Rate Dynamics". Journal of International Money and Finance 8:181-200.

Johansen, S. (1988). "Statistical analysis of cointegrating vectors". *Journal of Economic Dynamic and Control* 12:231-254.

Johansen, S. and K. Juselius, (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference onCointegration - With Application to the Demand for Money," Oxford Bulletin ofEconomics and Statistics 52, 169-210.

Hatemi-J, A and Irandoust, M, (2002). "On the Causality between Exchange Rates and Stock Prices": A Note. Bulletin of Economic Research 54: 197-203.

Hsu-Ling Chang and Chi-Wei Su ((2009). "Asymmetric Price Transmissions between the Exchange Rate and Stock Market in Vietnam" *International Research Journal of Finance and Economics*. ISSN 1450-2887 Issue 23 © Euro Journals Publishing, Inc. 2009. E-mail: audrie0305@hotmail.com

Ibrahim, M. H., (1999). "Macroeconomic Variables and Stock Prices in Malaysia": An Empirical Analysis. *Asian Economic Journal* 13: 46-69.

Ismail, M. T & Isa, Z. B. (2009)."Modeling the interactions of stock price and exchange rate in Malaysia". Singapore Economic Review, Vol. 54, No. 4, pp. 605-619.

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

Johansen, S. and K. Juselius, (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference onCointegration with Applications to the Demand for Money". Oxford Bulletin of Economics and Statistics 52, 169-210.

Koutoulas, G. and Kryzanowski, L. (1996). "Microfactor conditionalvolatilities, time-varying risk premia and stockreturn behavior". The Financial Review, 31, 169–227.

Naeem Muhammad and Abdul Rasheed (2002)."Stock Prices and Exchange Rates: Are they Related? Evidence from South Asian Countries" The Pakistan Development Review41:4 Part II (Winter 2002) pp. 535–550.

Nieh, Chien-Chung and Lee, Cheng-Few, (2001). "Dynamic relationship between stock pricesand exchange rates for G-7 countries", The Quarterly Review of Economics and Finance 41,pp. 477– 490.

Ma, C. K. & Kao, G. W. (1990)."On exchange rate changes and stock price reactions", *Journal of Business Finance and Accounting*, vol. 17, no. 2, pp. 441-449.

Mukherjee, T and A. Naka, (1995).“Dynamic Linkage BetweenMacroeconomic Variables and the Japanese Stock Market: AnApplication of a Vector Error Correction Model”, *Journal ofFinancial Research* 18, 223-37.

Mohamed Abdelaziz, GeorgiosChortareas and Andrea Cipollini (2008). “Stock Prices, Exchange Rates, and Oil: Evidence from Middle East Oil-Exporting Countries”.

Ong, L. L. &Izan, H. Y. (1999).“Stocks and currencies: Are they related? ”, Applied Financial Economics, vol. 9, no. 5, pp. 523-532.

Phillips P. and P. Perron, (1988).“Testing for a Unit Root in Time Series Regression”. Biometrica, 75, 335-346.

Phylaktis, Kate and Ravazzolo, Fabiola, (2005). “Stock prices and exchange rate dynamics”, *Journal of International Money and Finance* 24, pp. 1031-1053.Reimers.

Rahman, L. &Uddin, J.(2008). “ Relationship between stock prices and exchange rates: Evidencefrom Bangladesh”. *International Journal of Business and Management*, vol. 3, no. 9, pp. 52-57.

Roll, R., (1992) .“Industrial Structure and the Comparative Behaviour of International Stock Market Indices”. Journal of Finance, 47, 3-41.

Soenen, L.A. and E.S. Hennigar, (1988).“An Analysis of Exchange Rates and StockPrices - The US Experience between 1980 and 1986”. Akron Business and EconomicReview, (Winter), 7-16.

Smith, C. E. (1992).“Stock markets and the exchange rate: A multi-country approach”. Journal ofMacroeconomics, vol. 14, no. 4, pp. 607-629.

Solnik, B., (1987), “Using Financial Prices to Test Exchange Rate Models: A Note”.Journal of Finance 42, 141-149.

Stock, J.H., (1987).“Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of CointegratingVectors”.Econometrica 55, 1035-1056.

Tahir. M. F1 and Wong Wing Keung (2011). “Linkage between Stock Market Prices and Exchange Rate: A Causality Analysis for Pakistan”.

Yu,Qiao, 1997, “Stock Prices and Exchange Rates: Experience in Leading East AsianFinancial Centers: Tokyo, Hong Kong and Singapore”. Singapore Economic Review 41.