

أثر تقلبات اسعار الصرف على سلوك اسواق الاسهم في الاقتصاد التركي

د. حيدر حسين آل طعمة
جامعة كربلاء /كلية الادارة والاقتصاد

المستخلص

أصبح النقاش حول تداعيات سعر الصرف على سلوك أسواق الأسهم أحد المبادئ الأساسية في الاقتصاد المالي. ويعد سوق اسطنبول للأوراق المالية، أحد أسرع الأسواق المالية نمواً في المنطقة، مدفوعاً بنشاط اقتصادي متين، لاقتصاد متنوع يصنف ضمن الاقتصادات الأكثر نمواً في العالم. إلا أن السوق المذكور شهد تقلبات حادة في الأشهر القليلة الماضية، تزامن ذلك مع تقلبات مستمرة في سعر صرف الليرة التركية، مما شكل تحدياً خطيراً للبيئة الاقتصادية والاستثمارية في بلد يشكل فيه حجم التجارة والسياحة والاستثمار قاطرة للنمو الاقتصادي. هذا البحث يعتمد الأساليب الإحصائية الحديثة في قياس العلاقات الاقتصادية، وذلك باستخدام منهجية جوهانسن للتكامل المشترك وسببية غرانجر، لدراسة طبيعة واتجاه العلاقة الديناميكية بين سوق الصرف وسوق الأسهم في الاقتصاد التركي للمدة (٢٠٠٠ - ٢٠١٢)، من أجل اتخاذ الإجراءات والتدابير اللازمة للحد من التدهور والتقلب المستمر في أداء بورصة تركيا للأوراق المالية من جهة، وتحقيق الاستقرار النسبي في حركة سعر صرف الليرة التركية من جهة أخرى. وقد أفصحت نتائج التقدير عن وجود علاقة ذات دلالة إحصائية بين سعر صرف الليرة التركية ومؤشر أسعار الأسهم خلال مدة الدراسة. كما أشار اختبار غرانجر إلى أن العلاقة السببية تتجه من أسعار الصرف إلى أسعار الأسهم.

المصطلحات الرئيسية للبحث: سوق الأسهم- سوق الصرف الأجنبي- التكامل المشترك- سببية غرانجر- الاقتصاد التركي.



مجلة العلوم

اقتصادية وإدارية

المجلد ١٩

العدد 73

الصفحات ٣٦٣ - ٣٨١

المقدمة

أدى تفاقم الأزمات الاقتصادية والمالية في الولايات المتحدة الأمريكية والاتحاد الأوروبي واليابان إلى توجه بوصلة اهتمام كبرى الشركات والمؤسسات المالية الدولية إلى الاستثمار في الأسواق المالية الصاعدة Ascending Markets Financial، وتحديداً سوق اسطنبول للأوراق المالية، الذي بات أحد أسرع الأسواق المالية نمواً في المنطقة، مدفوعاً بنشاط اقتصادي متين، لاقتصاد متنوع يصنف ضمن الاقتصادات الأكثر نمواً في العالم. وقد زاد من جاذبية الاقتصاد التركي في عيون المستثمرين، القانون الذي أصدرته الحكومة التركية في مايو (أيار) من العام الماضي، والذي سمح للأجانب بالاستثمار والتملك في تركيا، فضلاً عن تشريع عدد من القوانين المتعلقة بتخفيف القيود على المستثمرين الأجانب. على وفق تقارير متخصصة فإن الطلب على أسهم الشركات التركية يشهد ارتفاعاً كبيراً مع توافد أعداد كبيرة من رجال الأعمال من مختلف الجنسيات، على اعتبار إن إسطنبول تمثل المركز الإقليمي الجديد للتجارة والأعمال. مع ذلك، شهد مؤشر بورصة اسطنبول للأوراق المالية تقلبات حادة في الأشهر القليلة الماضية، تزامن ذلك مع تقلبات مستمرة في سعر صرف الليرة التركية مما شكل تحدياً خطيراً للبيئة الاقتصادية والاستثمارية في بلد يشكل فيه حجم التجارة والسياحة والاستثمار قاطرة للنمو الاقتصادي (*).

هذه المستجدات وما خلفته من اضطراب اقتصادي ومالي في تركيا جذدت اهتمام الباحثين وصناع السياسة الاقتصادية حول طبيعة واتجاه العلاقة التبادلية بين أسواق الأسهم وأسواق الصرف الأجنبي في الاقتصاد التركي من أجل اتخاذ الإجراءات والتدابير اللازمة للحد من التدهور والتقلب المستمر في أداء بورصة تركيا للأوراق المالية من جهة، وتحقيق الاستقرار النسبي في حركة سعر صرف الليرة التركية من جهة أخرى.

أهمية البحث

تعد دراسة العلاقة بين تقلبات أسعار الصرف وسلوك أسعار الأسهم مسألة مهمة لأي بلد يبحث عن تحقيق الاستقرار المالي والاقتصادي، فضلاً عن ذلك تنبثق أهمية دراسة هذه العلاقة إلى جملة من الأسباب أبرزها:

- ١- يمكن استخدام العلاقة الرابطة بين كلا السوقين في التنبؤ بمسار سعر الصرف المستقبلي، الأمر الذي يكون له أثراً بالغاً على نشاط المستثمرين الأجانب والشركات متعددة الجنسيات في إدارة العمليات والتعاقدات الخارجية والتغلب على مصاعب تحديد سعر الصرف الأجنبي.
- ٢- يتم في كثير من الأحيان تضمين العملة كأصل مالي في المحافظ الاستثمارية أو صناديق الاستثمار، ومن ثم فإن الكشف عن اتجاه العلاقة بين أسعار الصرف وأسعار الأسهم سيكون له دور كبير في تعديل وإدارة محتويات المحفظة المالية بنجاح.

* سجلت صادرات تركيا رقماً قياسياً في عام 2011 حيث بلغت قيمة صادراتها من السلع نحو 135 مليار دولار. كما نجح الاقتصاد التركي في جذب قرابة ١٦ مليار دولار أمريكي من الاستثمارات الأجنبية المباشرة في عام ٢٠١١، وذلك بزيادة ٧٦% عن عام ٢٠١٠، وبذلك استطاعت تركيا أن تحتل المركز الثالث والعشرين كوجهة استثمارية في تقرير الاستثمار العالمي لعام ٢٠١٢ والذي يصدره مؤتمر الأمم المتحدة للتجارة والتنمية (UNCTAD).



٣- تشير بعض الدراسات إلى أن فهم العلاقة بين تقلبات سعر الصرف وسلوك أسعار الأسهم قد يساعد في التنبؤ بالآزمات المالية والاقتصادية مبكراً، فقد أشارت عدة دراسات^(١) إلى أن طبيعة العلاقة بين أسواق الصرف الأجنبي

وأسواق الأسهم اسهمت بشكل فاعل في نشر عدوى الأزمة الآسيوية عام ١٩٩٧، ويعتقد هؤلاء إن الهبوط الحاد في قيمة البات التايلندي أدى إلى انخفاض قيمة العملات الأخرى في المنطقة، مما قاد إلى انهيار عدد كبير من أسواق الأسهم الآسيوية. وهكذا فإن الوعي بشأن العلاقة المفترضة بين كلا السوقين قد يساعد في ابتكار تدابير وقائية تحد من آثار الآزمات المالية والاقتصادية واحتمال انتشارها.

مشكلة البحث

تولد التقلبات المفرطة في أسعار صرف العملة المحلية وأسعار الأسهم بيئة غير مواتية للنشاطات الاقتصادية في معظم بلدان العالم، إذ تدفع مثل هذه التقلبات المستثمرين إلى تجنب الاستثمار، بشقيه المباشر وغير المباشر (الاستثمار المحفظي) نظراً لانعدام الاستقرار المالي. من جانب آخر، تلقي مثل هذه التقلبات بظلالها على الاقتصاد الحقيقي للبلد عن طريق تأثيرها في نمط إنتاج الشركات وحجم صادراتها واستيراداتها فضلاً عن كلفة تمويلها.

فرضية البحث

تنتقل الدراسة من فرضية مركزية مؤداها: إن هناك علاقة ارتباط وثيقة بين أسواق الصرف الأجنبي وأسواق الأسهم، يتحدد اتجاهها طبقاً للهيكل الاقتصادي ودرجة الانكشاف المالي والتجاري للبلد.

هدف البحث

- ١- كشف المسارات النظرية المؤطرة للعلاقة بين سوق الصرف الأجنبي وسوق الأوراق المالية لإبراز الأثر المرتقب لحركة أي سوق على سلوك السوق الأخرى.
- ٢- اختبار النظريات التي وردت في الأدب الاقتصادي، والخاصة بسلوك أسواق الصرف الأجنبي وأسواق الأسهم، من خلال تقدير العلاقة بين أسعار الصرف وأسعار الأسهم في الاقتصادات الأكثر تطوراً (تركيا أنموذجاً).
- ٣- تطبيق التقنيات الإحصائية المعاصرة في دراسة السلاسل الزمنية من خلال إجراء تحليل قياسي متقدم للسلاسل الزمنية الخاصة بأسعار الصرف وأسعار الأسهم، يلي ذلك تطبيق منهجية جوهانسن للتكامل المشترك وسببية غرانجر.
- ٤- إبراز أهم العوامل المحددة لشكل العلاقة بين سوق الصرف الأجنبي وسوق الأوراق المالية في الاقتصاد التركي.

منهج البحث

تعتمد الدراسة منهجاً يهدف إلى الربط بين الأسس النظرية والتجريبية، وسيتم الركون إلى الأسلوب التحليلي لتقويم نتائج العمل التجريبي. ولإثبات ما جاء في فرضية الدراسة فقد تم الاعتماد على التحليل الاقتصادي المشتق من الدراسات النظرية والتجريبية التي تطرقت لهذا الموضوع. كما تمت الاستعانة بالسلاسل الزمنية، الفصلية والشهرية، لكل من أسعار صرف الليرة التركية مقابل الدولار الأمريكي، ومؤشر أسعار الأسهم في بورصة اسطنبول Istanbul National-100 Index .

١ - لمزيد من الاطلاع انظر :-

- M Khalid, and M.Kawai, was financial market contagion the source of economic crisis in Asia: evidence using multivariate VAR model, Journal of Asian Economics, No. 14, 2003, pp 131-156.

- T. Ito, and H.Yuko, High-frequency contagion between the exchange rates and stock prices, Working paper 10448, NBER, Cambridge, 2004, p.4.

<http://www.nber.org/papers/w10448>

وتراوح السلسلة الزمنية الأولى ما بين (2000.Q1 – 2012.Q4 / بيانات فصلية)، وبواقع (٥٢) مشاهدة. أما السلسلة الزمنية الثانية فتتراوح ما بين (2006. M1 – 2012.M11 / بيانات شهرية)، وبواقع (٧٧) مشاهدة. وتم الاعتماد على الإحصاءات المالية الدولية (IFS) لصندوق النقد الدولي ونشرات مؤسسة التمويل الدولية (International Financing Corporation). وأخيراً تم استخدام البرنامج الإحصائي (EViews 5.1) في اختبار وتحليل السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة.

هيكلية البحث

ينقسم البحث إلى أربعة أجزاء، فبعد المقدمة واستعراض منهجية البحث، يقدم الجزء الثاني لمحة موجزة عن الأدب الاقتصادي المفسر للعلاقة المفترضة بين أسواق الأسهم وأسواق الصرف الأجنبي، يلي ذلك مناقشة أبرز الدراسات التي تصدت لاختبار العلاقة بين الأسواق المذكورة في الجزء الثالث، أما الجزء الرابع والأخير من البحث فقد كرس لاستعراض النموذج القياسي المستخدم ومناقشة نتائج تقدير العلاقة بين أسواق الأسهم وأسواق الصرف الأجنبي. وخلص البحث بعدد من الاستنتاجات والتوصيات.

التأصيل النظري والدراسات السابقة

أدت الموجة الأخيرة من تقلبات أسعار الصرف وما رافقها من تدهور في أسعار الأسهم، طال معظم بلدان العالم، إلى توجيه الانتباه نحو طبيعة واتجاه العلاقة بين أسواق الصرف الأجنبي وأسواق الأوراق المالية. وفي الحقيقة فإن تقلبات أسعار الصرف ناشئة مبدئياً عن اعتماد نظم الصرف المرنة في البلدان المتقدمة والنامية على حد سواء. والهدف من إعطاء هذه المرونة مواجهة الصدمات الخارجية التي يتعرض لها الاقتصاد الوطني بين الحين والآخر، إذ تساعد مرونة أسعار الصرف على تصحيح الاختلال الناجم عن الصدمات الخارجية بشكل تلقائي. لذا أصبح نظام سعر الصرف المرن البديل المفضل لدى كثير من صناعات السياسة الاقتصادية (*) الذين لا يحبذون مواجهة هذه الصدمات عبر السياسات الاقتصادية التي تحتاج مزيداً من الوقت والكلفة.

مع ذلك، كان لاتدماج أسواق الأوراق المالية والانفتاح الاقتصادي والمالي وحرية حركة رأس المال الأثر المباشر في ارتفاع حدة التقلبات في هذه الأسواق. على المستوى النظري، لا يوجد إجماع حول طبيعة واتجاه العلاقة الرابطة بين أسعار الصرف وأسعار الأسهم، مع ذلك، غالباً ما تتم الاستعانة بنماذج الاقتصاد الكلي المفتوح لتفسير وتحليل الارتباط المفترض بين المتغيرات المذكورة. المنهج الأول في تفسير العلاقة بين أسعار الصرف وأسعار الأسهم يسمى بمنهج السوق السلعية *Goods Market Approaches* أو *(Flow-Oriented Model)*، وقد طور هذا المنهج على يد كل من (Dornbusch & Fischer, 1980 and Gavin, 1989) ^(١).

* تخلت تركيا في فبراير من عام ٢٠٠١ عن نظامها لأسعار الصرف الثابتة وقررت تعويم عملتها، وقد خسرت الليرة التركية ٢١.٧ في المائة من قيمتها (نسبة إلى الدولار) فور إعلان البيان.

١ - لمزيد من الاطلاع انظر:

- R. Dornbusch, & S.Fischer, Exchange rates and current account. *American Economic Review*, Vol.70, Issue.5, 1980, pp. 960-64.

- M.Gavin, The stock market and exchange rate dynamics, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 8, Issue .2, 1989, pp.181-200.



ويركز هذا المنهج على الارتباط القائم بين أسعار الصرف من جهة وميزان الحساب الجاري Current Account Balance من جهة أخرى، واثراً ذلك في سلوك أسعار الأسهم. حيث يفترض هذا الاتجاه بان تقلبات سعر الصرف تنعكس في القدرة التنافسية للشركات Competitiveness of a Firm ومن ثم في ميزان الحساب الجاري، مما ينعكس تبعاً على المتغيرات الاقتصادية والمالية للبلد المعنى^(١). فانخفاض سعر صرف العملة المحلية^(*) Depreciation of Domestic Currency يؤدي إلى تعزيز القدرة التنافسية للشركات المحلية في الأسواق الدولية، نظراً لانخفاض النسبي في أسعار صادراتها. فلو افترضنا بقاء العوامل الأخرى ثابتة، فإن انخفاض قيمة العملة غالباً ما يؤدي إلى تعزيز القدرة التنافسية للشركات المحلية في الأسواق الدولية، مما يدفع إلى زيادة الطلب على منتجات هذه الشركات وبالتالي زيادة مستوى ما تحققه من إنتاج وأرباح، الأمر الذي سيؤثر إيجاباً في أسعار الأوراق المالية وخاصة الأسهم التابعة لتلك الشركات (**).

ويخلص هذا المنهج إلى التأكيد على وجود علاقة عكسية Negative Relationship بين حركة سعر الصرف وسلوك أسعار الأسهم تنطلق من الأول باتجاه الأخير^(٢). مع ذلك، فإن التأثير المنتظر لأسعار الصرف على أسعار الأسهم، طبقاً لمنهج السوق السلعية، يعتمد على جملة من العوامل أهمها درجة الانفتاح الاقتصادي والمالي ونظام الصرف المتبع ودرجة تطور الأسواق المالية، فضلاً عن نسبة الصادرات إلى الاستيرادات للشركات المحلية.

أما المنهج الثاني، منهج توازن المحفظة Portfolio Balance Approach او ما يسمى (Stock-Oriented Model) فقد طور على يد كل من (Branson, 1983 and Frankel, 1983) وعلى عكس المنهج السابق، يولي منهج توازن المحفظة اهتماماً كبيراً لتعاملات حساب رأس المال^(٣). وفي عكس المنهج السابق، يولي منهج توازن المحفظة اهتماماً كبيراً لتعاملات حساب رأس المال Capital Account Transaction في تفسير العلاقة المفترضة بين حركة سعر الصرف وأسعار الأسهم في الاقتصادات المفتوحة. ويشير هذا المنهج إلى وجود علاقة طردية بين أسعار الأسهم وتقلبات أسعار الصرف في الاقتصاد الكلي المفتوح، بافتراض الحرية التامة لحركة رأس المال وأسعار الصرف المرنة. حيث يعتبر هذا المنهج إن تنويع المحفظة دولياً International Diversification وتحركات سعر الصرف المحلي دالة لتوازن العرض والطلب على الأصول المحلية. فحدوث ارتفاع في أسعار الأسهم يؤدي إلى ارتفاع قيمة العملة المحلية Appreciation of Domestic Currency عن طريق قناة مباشرة وأخرى غير مباشرة.

تنص القناة المباشرة Direct Channel إلى أن ارتفاع أسعار الأسهم يحفز المستثمرين الأجانب على اقتناء الأصول المحلية مما يؤدي إلى تدفق رأس المال للداخل Capital Inflows. ولشراء الأصول

1 - D. Agyapong, The Foreign Exchange Rate - Capital Market Returns Nexus: A Synthesis of Related Literature, Asian Journal of Business and Management Sciences, Vol. 2, No. 1, 2011, p.9. www.ajbms.org/articlepdf/2ajbms20121120721.pdf

* يمثل سعر الصرف علاقة نسبية بين عملتين، وهناك طريقتان لتسعير العملات : التسعير المباشر: حيث يعرف سعر الصرف على أنه عدد الوحدات من العملة الأجنبية التي تدفع ثمناً لوحد واحد من العملة المحلية. وطبقاً لهذا التعريف، فإن انخفاض سعر الصرف يعني انخفاض قيمة العملة المحلية (الوطنية)، والعكس صحيح. أما التسعير غير المباشر: فيعرف سعر الصرف على أنه عدد الوحدات من العملة المحلية الواجب دفعها للحصول على وحدة واحدة من العملة الأجنبية. وطبقاً لهذا التعريف، فإن انخفاض سعر الصرف يعني ارتفاع قيمة العملة المحلية، والعكس صحيح. وستعتمد الدراسة على المفهوم الأول في تعريف سعر الصرف لإضفاء طابع البساطة والوضوح في تفسير العلاقة بين أسعار الصرف وأسعار الأسهم.

** أن تأثير انخفاض سعر الصرف في الشركات سيكون متبايناً، إذ يظهر بشكل إيجابي بالنسبة إلى الشركات ذات التوجهات التصديرية. أما بالنسبة إلى الشركات التي تستخدم سلعاً ومواد أولية مستوردة في عملياتها الإنتاجية، فإن تأثير انخفاض قيمة العملة سيكون سلبياً، لأنه يعني زيادة تكاليف إنتاجها، الأمر الذي يؤثر في مبيعاتها وأرباحها وبالتالي انخفاض أسعار الأسهم العائدة لها.

2 - M. Abdelaziz, , G Chortareas, and A. Cipollini, Stock Prices, Exchange Rates, and Oil: Evidence from Middle East Oil-Exporting Countries, electronic journal, 2008. p.3. <http://www.luc.edu/orgs/meea/volume10/PDFS/Paper%20by%20Abdelaziz&Chortareas&Cipollini.pdf>

٣ - لمزيد من الاطلاع انظر:

- J.A. Frankel, Monetary and portfolio-balance models of exchange rate determination. MIT Press, 1983, p.84. <http://www.nber.org/chapters/c6837>

المحلية (وتحديداً الأسهم) لا بد من استبدال العملات الأجنبية بالعملة المحلية، مما يؤدي الى زيادة الطلب على العملة المحلية مقابل زيادة المعروض من العملات الأجنبية. التحولات المذكورة في طلب وعرض العملة المحلية والعملات الأجنبية تؤدي إلى رفع قيمة العملة المحلية للبلد.

أما القناة غير المباشرة Indirect Channel فيمكن عرضها عن طريق سلسلة السببية Causality Chain الآتية: يؤدي ارتفاع أسعار الأصول المحلية (وتحديداً الأسهم) إلى إحداث نمواً في حجم الثروة Growth of Wealth، مما يزيد من طلب المستثمرين على النقود، وتدفع زيادة الطلب على النقود Demand for Money أسعار الفائدة المحلية باتجاه الصعود. وبافتراض حرية حركة رأس المال ومرونة سعر الصرف، يؤدي ارتفاع سعر الفائدة إلى جذب رؤوس الأموال الأجنبية إلى الاقتصاد المحلي، ويزداد مستوى الطلب على العملة المحلية، لأجل اقتناء الأصول المحلية (خاصة السندات) والاستفادة من معدلات الفائدة المرتفعة، مما يفضي في النهاية إلى ارتفاع قيمة العملة المحلية^(١).

وهكذا، يخلص نموذج توازن المحفظة إلى وجود علاقة طردية Positive Relationship بين أسعار الأسهم وتقلبات أسعار الصرف، مع التأكيد على أن اتجاه السببية سيكون من سوق الأسهم باتجاه أسواق الصرف الأجنبي. مع ذلك، أفصح عدد غير قليل من الدراسات التطبيقية، عن وجود علاقة سببية ثنائية الاتجاه Bi-Directional Causality بين أسواق الصرف الأجنبي وأسواق الأسهم، وقد استعان هذا الاتجاه بالمناهج النظرية السابقة في تفسير ما توصل إليه من نتائج في البلدان المتقدمة والنامية على حد سواء.

وأخيراً، يشير المنهج النقدي The Monetary Approach إلى انعدام العلاقة السببية No Directional Causality بين تقلبات أسعار الصرف وحركة أسعار الأسهم. على اعتبار أن أسعار الصرف الجارية تعكس أسعار الصرف المستقبلية المتوقعة، وأن هذه الأخيرة تتحدد بقيادة عوامل متباينة، تختلف عن تلك المؤثرة في أسواق الأسهم. ولكون التطورات الحاصلة في أسعار الصرف الأجنبي وأسعار الأسهم قد تكون مدفوعة بعوامل مختلفة، فإن المنهج النقدي يشدد على انعدام الصلة بين تحركات كلا السوقين^(٢).

على المستوى التطبيقي، حظيت العلاقة بين أسواق الصرف الأجنبي وأسواق الأسهم باهتمام كبير من لدن الأكاديميين والباحثين في الشأن الاقتصادي والمالي، وقد انبثق هذا الاهتمام من التطورات الاقتصادية والمالية التي طال معظم بلدان العالم منذ أوائل العقد الأخير من القرن الماضي، وفيما يلي استعراضاً لأبرز الدراسات التي تناولت العلاقة بين أسعار الصرف وأسعار الأسهم في مختلف بلدان العالم.

1 - دراسة (Ma & Kao 1990)

بحنت هذه الدراسة طبيعة العلاقة بين أسعار الصرف وأسعار الأسهم في مجموعة من البلدان الصناعية تضمنت (المملكة المتحدة، كندا، فرنسا، ألمانيا، إيطاليا، اليابان). وباستخدام البيانات الشهرية تم اختبار طبيعة التفاعل القائم بين أسواق الصرف الأجنبي وأسواق الأسهم في البلدان المذكورة. وجاءت النتائج متسقة مع منهج السوق السلعية، حيث بينت الدراسة إن التقلبات أسعار الأسهم كانت بقيادة حركة أسعار الصرف في هذه البلدان، وخلص الباحثان إلى أن شكل واتجاه العلاقة بين هذه المتغيرات يعتمد بالدرجة الأساس على نسبة الصادرات إلى الاستيرادات للشركات المحلية^(٣).

2- دراسة (Bahmani & Sohrabian 1992)

تعد هذه الدراسة من أوائل الدراسات التي استخدمت نموذج التكامل المشترك واختبار غرانجر للسببية لتحديد طبيعة واتجاه العلاقة بين أسعار الصرف الأجنبي وأسعار الأسهم في الولايات المتحدة الأمريكية. وقد استعان الباحثان بالبيانات الشهرية لمؤشر (S&P 500) وسعر صرف الدولار الأمريكي للمدة (١٩٧٣-١٩٨٨). أما

1 - D. Stavárek, Stock Prices and Exchange Rates in the EU and the USA: Evidence of their Mutual Interactions, Czech Journal of Economics and Finance Vol. 55, No. 3, 2005, p. 142.

<http://mpira.ub.uni-muenchen.de/7297/1/Stavarek.pdf>.

2- M. Subayyal & A. Shah, The Cointegration between Exchange Rates and Stock Prices in Highly Volatile Markets: Evidence from Pakistan, Middle Eastern Finance and Economics, Issue 15, 2011, p.158.

<http://www.eurojournals.com/MEFE.htm>

3- C.K. Ma and G.W. Kao, On Exchange Rate Changes and Stock Price Reactions, Journal of Business Finance and Accounting, Vol. 17. No.2, 1990. pp. 441-449.

نتائج هذه الدراسة فقد أفصحت عن وجود علاقة سببية ثنائية الاتجاه بين المتغيرات المذكورة في الأمد القصير، في حين انعدمت هذه العلاقة في الأمد الطويل خلال مدة الدراسة^(١).

3- دراسة (Issam & Murinde 1997)

في هذه الدراسة تم اختبار العلاقة السببية بين أسعار الصرف الأجنبي وأسعار الأسهم في أربع بلدان آسيوية (الهند، كوريا، باكستان، الفلبين). بدأت الدراسة باختبار استقرارية السلاسل الزمنية للمتغيرات المذكورة، تلا ذلك، تطبيق نموذج التكامل المشترك واختبار السببية. وقد توصل الباحثان إلى نتائج مختلفة بشأن هذه البلدان. بخصوص كوريا والهند وباكستان فقد جاءت النتائج متسقة مع منهج السوق السلعية حيث تؤدي التقلبات في أسعار الصرف إلى إحداث تغيرات معاكسة في أسعار الأسهم. في حين أظهرت نتائج اختبار الفلبين أن التغيرات في أسعار الأسهم هي التي تقود التقلبات الحاصلة في سعر صرف العملة المحلية، وكما جاء في منهج توازن المحفظة^(٢).

4- دراسة (Ajayi et al 1998)

بحثت هذه الدراسة طبيعة التفاعل بين عوائد الأسهم اليومية والتغير في أسعار صرف العملات المحلية لمجموعتين من البلدان، مثلت المجموعة الأولى الاقتصادات المتقدمة (كندا، ألمانيا، فرنسا، إيطاليا، اليابان، المملكة المتحدة، الولايات المتحدة الأمريكية) وغطت بيانات هذه المجموعة المدة (١٩٨٥-١٩٩١). أما المجموعة الثانية فقد مثلت الاقتصادات الآسيوية الصاعدة (تايوان، كوريا الجنوبية، ماليزيا، سنغافورا، هونغ كونغ، اندونيسيا، تايلاند) وغطت بيانات هذه البلدان المدة (١٩٨٧-١٩٩١). وباستخدام نموذج غرانجر للسببية، استنتج الباحثون بان طبيعة واتجاه العلاقة بين أسعار الصرف وأسعار الأسهم في البلدان المتقدمة جاء متفقاً مع منهج توازن المحفظة. في حين كانت أنماط السببية بين المتغيرات المذكورة مختلطة في البلدان الآسيوية، وبالتحديد في سنغافورة وهونغ كونغ وتايلاند، حيث انعدمت العلاقة تماماً بين أسعار الصرف وأسعار الأسهم في هذه البلدان خلال مدة الدراسة. وقد عزى الباحثون ذلك إلى اختلاف هيكل وخصائص الأسواق المالية في كلا المجموعتين^(٣).

5- دراسة (Granger et al 2000)

في سياق دراسة الأزمة الآسيوية التي تفجرت في عام ١٩٩٧، اختبر الباحثون العلاقة بين أسواق الأسهم وأسواق الصرف في بلدان آسيوية مختارة شملت (الفلبين، كوريا الجنوبية، تايوان، ماليزيا، سنغافورا، هونغ كونغ، تايلاند، إندونيسيا، اليابان) للمدة من ١٩٨٦/١/٣ ولغاية ١٩٩٧/١١/١٤، بيانات يومية. وخلصت الدراسة إلى أن العلاقة بين أسعار الصرف وأسعار الأسهم كانت متسقة مع منهج السوق السلعية في الفلبين، وهو ما يعني أن تحرك أسعار الأسهم يجري بقيادة أسعار الصرف. في حين أكدت نتائج الدراسة عن وجود علاقة سببية ثنائية الاتجاه بين تقلبات أسعار الصرف وسلوك أسعار الأسهم في باقي بلدان العينة، باستثناء إندونيسيا واليابان، حيث انعدمت العلاقة تماماً بين المتغيرات المذكورة في هذه البلدان خلال مدة الدراسة^(٤).

1 - M.Bahmani-Oskooee & A. Sohrabian, Stock prices and the effective exchange rate of the dollar. Applied Economics, Vol. 24, Issue 4, 1992, pp. 459-64.

2 - S. Issam, and V. Murinde, Exchange rate determination and Stock price interactions in emerging financial markets: evidence on India, Korea, Pakistan and the Philippines, Applied Financial Economics, Vol. 7, Issue.1, 1997, pp.25-35

3- R.A. Ajayi, J.Friedman, and S.M. Mehdiان, On the Relationship between Stock Returns and Exchange Rates: Tests of Granger Causality, Global Finance Journal, Vol. 9 , No.2, 1998, p. 241-51.

4 - C.W. Granger , B. Huang, and C. Yang, A Bivariate Causality between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Recent Asian Flu", Quarterly Review of Economics and Finance, Vol. 40, 2000, pp. 337-354.

6- دراسة (Phylaktis & Ravazzolo 2005)

تناول Phylaktis & Ravazzolo العلاقة بين أسعار الأسهم اليابانية وسعر صرف الين الياباني من خلال إضافة متغيرات اقتصادية أخرى إلى النموذج القياسي، وبالتحديد أسعار الفائدة. وقد تم استخدام الأساليب الإحصائية الحديثة لاختبار العلاقة السببية بين المتغيرات المذكورة. نتائج التحليل أفصحت عن عدم تأثير أسعار الفائدة على أسعار الأسهم اليابانية، في حين كان لسعر الصرف أثراً معنوياً على سلوك أسعار الأسهم خلال مدة الدراسة، وقد عزى الباحثان ذلك إلى أن صادرات اليابان تشكل نسبة كبيرة من الناتج المحلي الإجمالي، لذا فإن تخفيض سعر صرف الين الياباني من المتوقع أن يرتبط عكسياً بحركة أسعار الأسهم في اليابان، وهو ما يتفق مع منهج السوق السلعية^(١).

وتتميز الدراسة الحالية عن الدراسات السابقة بأنها تبحث العلاقة بين تقلبات أسعار الصرف وسلوك أسعار الأسهم في الاقتصادات المكشوفة تجارياً ومالياً على الخارج (الاقتصاد التركي تحديداً) ، لبيان اثر الزيادة في تدفقات رأس المال الأجنبي على تحقيق وإدامة التقلبات في الأسواق المالية. فضلاً على الاستعانة بالأساليب الإحصائية الحديثة في إثبات فرضية البحث.

النموذج القياسي ونتائج التقدير

ان استخدام الطرق الإحصائية التقليدية أصبح موضع شك من لدن المنهجين والباحثين بسبب كون معظم المتغيرات الاقتصادية غير مستقرة في مستوياتها، لاحتوائها على جذر الوحدة Unit Root . ويعني وجود جذر الوحدة في أي سلسلة زمنية ان متوسط وتباين المتغير غير مستقلين عن الزمن. ويؤدي استخدام الطرق التقليدية في تحليل المتغيرات التي تعاني من خاصية عدم الاستقرار إلى نتائج زائفة Spurious Results ومشاكل في التحليل والاستدلال القياسي مما يقلل من مصداقيتها في التحليل الإحصائي. لذا، فمن الأهمية بمكان، تحديد ما إذا كانت المتغيرات موضع الدراسة مستقرة في مستوياتها ام عند حساب الفروق الأولى لها، وهذا يكون عن طريق اختبار جذر الوحدة Unit Root Test. لذا تم تحليل السلاسل الزمنية لمتغير سعر الصرف (FX) ومتغير أسعار الأسهم (SP) باستخدام اختبار فيليبس- بيرون، تلا ذلك تطبيق اختبار التكامل المشترك Co-integration Tests طبقاً لمنهجية جوهانسن بهدف الوصول إلى نتائج واقعية وتحليل سليم ومنطقي للعلاقات الاقتصادية المفترضة بين تقلبات أسعار الصرف الأجنبي وسلوك أسعار الأسهم. وأخيراً تمت الاستعانة بسببية غرانجر Granger's Causality لأجل بيان اتجاه العلاقة بين المتغيرات المذكورة في الاقتصاد التركي خلال مدة الدراسة. وتتكون عينة الدراسة من سلاسل زمنية، فصلية وشهرية، لكل من أسعار الصرف الليرة التركية مقابل الدولار الأمريكي، ومؤشر أسعار الأسهم في بورصة اسطنبول Istanbul National-100 Index .

وتراوح السلسلة الزمنية الأولى ما بين (2000.Q1 – 2012.Q4 / بيانات فصلية)، وبواقع (٥٢) مشاهدة. أما السلسلة الزمنية الثانية فتتراوح ما بين (2006.M7 – 2012.M11 / بيانات شهرية)، وبواقع (٧٧) مشاهدة. ويبين الجدول (١) المتغيرات المستخدمة في الدراسة.

جدول (١)

المتغيرات الرئيسية المستخدمة في الأتمودج القياسي

الرمز	المتغيرات	ت
(FX _q)	سعر الصرف / بيانات فصلية	1.
(FX _m)	سعر الصرف / بيانات شهرية	2.
(SP _q)	أسعار الأسهم / بيانات فصلية	3.
(SP _m)	أسعار الأسهم / بيانات شهرية	4.

المصدر: من إعداد الباحث.

1- اختبار فيليبس- بيرون لاستقرارية السلاسل الزمنية.

هناك افتراض ضمني ولكنه جوهري يقف وراء نظرية الانحدار التي تستخدم السلاسل الزمنية في التقدير ألا وهو أن هذه السلاسل الزمنية تتمتع بخاصية الاستقرار Stationary أو بلغة أنجل – غرانجر – Engle Granger تعتبر السلاسل الزمنية متكاملة من الدرجة صفر، والتي يشار إليها بالرمز: $I(0)$. وفي حالة غياب صفة الاستقرار فإن الانحدار الذي نحصل عليه بين متغيرات السلسلة الزمنية غالباً ما يكون زائفاً Spurious Regression.

وتعد اختبارات استقرار السلاسل الزمنية The Unit Root Test of Stationary وسيلة تشخيص معيارية في تطبيقات تحليل السلاسل الزمنية. ويوجد هناك عدة طرق تستخدم في اختبار استقرار السلاسل الزمنية مثل اختبار ديكي فوللر واختبار ديكي فوللر الموسع. وقد جرى في هذه الدراسة الاستفادة من اختبار فيليبس- بيرون (Phillips - Perron) نظراً لما يتميز به هذا الاختبار من دقة في النتائج، كونه غير حساس Robust لعدم توافر شروط توزيع حد الخطأ العشوائي التقليدية، كما أنه لا يسمح لأخطاء عشوائية متنوعة ذات تباين متغير ومرتبطة ذاتياً.

ويقوم اختبار فيليبس بيرون (R. Phillips, and P. Perron 1988) على تصحيح الارتباط الذاتي في بواقي معادلة اختبار جذر الوحدة من خلال استخدام طريقة لا معلمية Non- Parametric Adjustment لتباين النموذج لكي يأخذ في الاعتبار وجود الارتباط الذاتي ويعكس الطبيعة الديناميكية في السلسلة. وينطوي هذا الاختبار على حساب جذر الوحدة أولاً، ومن ثم تحويل الإحصائية للتخلص من آثار الارتباط الذاتي على التوزيع الاحتمالي لإحصائية الاختبار^(١). ويمكن تقدير التباين كما يلي*:

$$S_u^2 = T^{-1} \sum_{i=1}^T \hat{U}_i^2 + 2T^{-1} \sum_{j=1}^L \sum_{t=j+1}^T \hat{U}_t \hat{U}_{t-j} \dots\dots\dots(1)$$

ولاختبار فيليبس- بيرون (P-P test) نفس توزيع اختبار ديكي فوللر، وبالتالي يتم استخدام القيم الحرجة نفسها للاختبارين، كما إن لاختباري فيليبس بيرون وديكي فوللر نفس الصيغ، حيث تأخذ الصيغة الأولى بدون حد ثابت وبدون اتجاه عام None والثانية تأخذ الحد الثابت فقط Constant لافتراض أن متوسط السلسلة لا يساوي صفر، أما الصيغة الثالثة فتأخذ الحد الثابت مع الاتجاه العام Constant & Linear Trend ليعكس اتجاه السلسلة نحو الزيادة. وينطوي اختبار فيليبس- بيرون كذلك على اختبار فرضية العدم (Null hypothesis) بان المعلمة $(\beta = 0)$ ، أي إن السلسلة الزمنية للمتغير محل الدراسة غير مستقرة وتحتوي على جذر الوحدة، في مقابل الفرضية البديلة $(\beta = 1)$ والتي تعني إن السلسلة الزمنية مستقرة (Stationary).

وتشير نتائج القيم المحسوبة لإحصائية (τ) لمستوى المتغيرات وفروقها الأولى بتطبيق اختبار (P-P test) الموضح في الجدول (٢)، إن كافة القيم المحسوبة لمستويات المتغيرات (سواء كانت بدون حد ثابت وبدون اتجاه عام None، أو بحد ثابت فقط أو بحد ثابت واتجاه عام) نقلت عن القيم الحرجة* عند مستوى معنوية (١%) و(٥%) و(١٠%)، مما يعني عدم إمكانية رفض فرضية جذر الوحدة $(H_0 : \beta = 0)$ لكل من مستويات السلاسل الزمنية خلال فترة الدراسة. وهكذا، فإن السلاسل الزمنية (الفصلية والشهرية) لمتغير (FX) ومتغير (SP) في تركيا ليست سلاسل زمنية مستقرة بالمستوى العام. في

1 -D. Gujarati & D. Porter : Basic Econometrics, 5th Ed , McGraw – Hill, UAS, 2009, p.758.

* لمزيد من الاطلاع حول الاشتقاق الرياضي لمعادلة (١) ينظر :-

-R. Phillips, and P. Perron "Testing for a Unit Root in Time Series Regression, Biometrika, Vol.57, USA, 1988, P. 335.

* القيم الجدولية لـ (P-P test) تم احتسابها ضمن مخرجات برنامج (Eviews) المستخدم في هذه الدراسة، وهذه القيم تختلف حسب عدد حدود الفرق المبطن الداخلة في نموذج الاختبار، والتي قد تم حسابها تلقائياً وفق معيار (AIC) Akaike بحد أقصى ١٠ فترات.

المقابل، تشير النتائج الواردة في جدول (٢) إلى رفض فرضية العدم ($H_0 : \beta = 0$)، عند مستوى معنوية (١%) و(٥%) و(١٠%)، نظراً لخلو النتائج من جذر الوحدة عند فروقها الأولى، ولذلك، فإن متغيرات الدراسة متكاملة من الدرجة الأولى ومستقرة عند الفروق الأولى، ومن ثم إمكانية تكاملها تكاملاً مشتركاً.

الجدول (٢)

اختبار P-P للمستويات والفروق الأولى

بيانات شهرية			بيانات فصلية			اختبار	
٣	٢	١	٣	٢	١	فيلبس بيرون	
-2.772768	-1.111439	0.410991	-2.355978	-1.546274	-0.968531	FX	المستويات
-8.270699	-8.283300	-8.291795	-2.370063	-1.033763	-1.032822	SP	
-1.897605	-1.067141	-8.291795	-5.768196	-5.386345	-5.413091	FX	الفروق
-9.609558	-9.647334	-9.569658	-4.749219	-4.823609	-4.612068	SP	الأولى
-4.085092	-3.520307	-2.596160	-4.252879	-3.639407	-2.634731	%١	مستوى
-3.470851	-2.900670	-1.945199	-3.548490	-2.951125	-1.951000	%٥	المعنوية
-3.162458	-2.587691	-1.613948	-2.355978	-2.614300	-1.610907	%١٠	

١ - بدون حد ثابت واتجاه عام (None).
 ٢ - حد ثابت فقط (Constant).
 ٣ - حد ثابت واتجاه عام (Constant & Linear Trend).

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على البرنامج الإحصائي (EViews 5.1)

٢- منهجية جوهانسن للتكامل المشترك.

تقوم فكرة التكامل المشترك على المفهوم الاقتصادي للخصائص الإحصائية للسلاسل الزمنية، حيث تم الربط بين مفهوم التكامل المشترك ومفهوم النظرية الاقتصادية وخاصة فيما يتعلق بفكرة العلاقة التوازنية في الأجل الطويل. وينص نموذج التكامل المشترك على أن المتغيرات الاقتصادية التي تفترض النظرية الاقتصادية وجود علاقة توازنية بينها في الأجل الطويل *Equilibrium In The Long Run* لا تتباعد عن بعضها البعض بشكل كبير في الأجل الطويل، مع إمكانية أن تتباعد هذه المتغيرات عن التوازن في الأجل القصير *Equilibrium In The Short Run*. ويصحح هذا التباعد عن التوازن بفعل قوى اقتصادية تعمل على إعادة هذه المتغيرات الاقتصادية للتحرك نحو التوازن طويل الأجل. وهكذا فإن منهج التكامل المشترك يحاكي فكرة وجود توازن في الأجل الطويل يؤول إليه النظام الاقتصادي.

وتتعدد المناهج القياسية المستخدمة لاختبار التكامل المشترك للسلاسل الزمنية، مثل منهجية الخطوتين لأنجل-غرانجر *Engel-Granger Two Step Method* ومنهجية جوهانسن. وتعد منهجية جوهانسن *Johansen Method* من أهم المناهج القياسية المستخدمة لاختبار التكامل المشترك للسلاسل الزمنية حيث ينطوي هذا الاختبار على تقدير نموذج متجه الانحدار الذاتي *Vector Autoregressive Model (VAR)* باستخدام دالة الإمكان الأعظم *Maximum Likelihood Function* وقد طور هذا النموذج من لدن جوهانسن (1988: Johansen)^(١) وجوهانسن-جسليوس (Johansen and Juselius: 1990)^(٢) لتجنب أوجه القصور التي ظهرت بها منهجية الخطوتين لأنجل وجرانجر.

إذ يتفوق هذا الاختبار على اختبار أنجل وجرانجر للتكامل المشترك، نظراً لأنه يتناسب مع العينات صغيرة الحجم، وكذلك يستخدم في حالة وجود أكثر من متغيرين، والأهم من ذلك أن اختبار جوهانسن يكشف عن ما إذا كان هناك أكثر من متجه للتكامل المشترك في العلاقة موضع الدراسة. ومن أجل تحديد عدد متجهات

1 - S. Johansen, "Statistical Analysis of Co-integration Vectors", Journal of Economics, Dynamics and Control, 12, USA, 1988, P-P. 231-54.

2 - S. Johansen, and Juselius, K "Maximum Likelihood Estimation and Interference on Co-integration with Application to the Demand for Money", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52, USA, 1990, P-P. 169-210.

التكامل يتم استخدام اختبارين إحصائيين مبنيين على دالة الإمكان الأعظم Likelihood Maximum Function وهما اختبار الأثر (Trace test) واختبار القيم المميزة العظمى (Maximum Eigenvalues Test)^(١). ويحسب اختبار الأثر وفقاً للصيغة الآتية :

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^n \log(\hat{\lambda}_i) \quad (2)$$

حيث يتم اختبار فرضية العدم أن عدد متجهي التكامل المشترك $r \geq$ مقابل الفرضية البديلة أن عدد متجهي التكامل المشترك $r =$ (حيث ان $r = 0, 1, 2$). أما الاختبار الثاني فهو اختبار القيم المميزة العظمى والذي يمكن حسابه انطلاقاً من العلاقة الآتية :

$$\lambda_{max} = -T \log(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3)$$

وهنا يتم اختبار فرضية العدم القاضية بأن عدد متجهي التكامل المشترك $r =$ مقابل الفرضية البديلة القاضية بأن عدد متجهي التكامل المشترك $r + 1 =$. وحيث ان متغيرات الدراسة غير مستقرة في مستوياتها ولكنها مستقرة في فروقها الأولى، فإنها متكاملة من الدرجة الأولى: $I(1)$. وهذا يعني أن السلاسل الزمنية لمتغيرات أسعار الصرف (FX) وأسعار الأسهم (SP) في تركيا لها علاقة توازنية في الأجل الطويل على الرغم من وجود اختلال في الأجل القصير، بحيث إنه على الرغم من وجود اختلال في التوازن قصير الأجل فإن المتغيرين يسيران باتجاه التوازن في الأجل الطويل. وقد تم اختبار التكامل المشترك بين المتغيرات محل الدراسة باستخدام منهجية جوهانسن- جسيوس للتكامل المشترك.

يبين الجدول (٣) نتائج اختبار الأثر (λ_{trace}) واختبار القيمة العظمى (λ_{max}) لتحليل العلاقة (الفصلية والشهرية) بين أسعار الصرف (FX) وأسعار الأسهم (SP) في تركيا. وتشير النتائج إلى أن القيمة المحسوبة لاختبار الأثر (λ_{trace}) للبيانات الفصلية والشهرية كانت (16.72) و(13.54) على التوالي، وهي تزيد عن القيم الحرجة (١٥.٤٩) و(12.32) عند مستوى معنوية (٥%)، مما يدل على رفض فرضية العدم والقائلة بعدم وجود أي متجه للتكامل المشترك ($r = 0$)، وقبول الفرضية البديلة القائلة بوجود عدد من متجهي التكامل المشترك أكبر من الصفر ($r = 1$).

كما لا يمكن رفض فرضية العدم بان ($r \leq 1$) عند مستوى معنوية (٥%) بالنسبة للبيانات الفصلية والشهرية؛ وبذلك لا يوجد متجه ثاني للتكامل المشترك، إذ تبين النتائج أن القيمة المحسوبة لاختبار الأثر (0.007) (1.918) على التوالي، أصغر من القيمة الحرجة

(٣.٨٤) و(4.12) عند مستوى معنوية (٥%). من جانب آخر، جاءت نتائج اختبار القيمة العظمى (λ_{max}) مطابقة لنتائج اختبار الأثر، بوجود متجه واحد للتكامل المشترك بين أسعار الصرف (FX) وأسعار الأسهم (SP) في تركيا. حيث تبين النتائج الواردة في جدول (٣) أعلاه، أن القيم المحسوبة لمعدل الإمكانية، بالنسبة للبيانات الفصلية والشهرية، كانت (16.71) و(11.63) على التوالي، أكبر من القيم الحرجة (14.26) و(11.22) عند مستوى معنوية (٥%) مما يدل على رفض فرضية العدم والقائلة بعدم وجود أي متجه للتكامل المشترك ($r=0$) وقبول الفرضية البديلة القائلة بوجود متجه وحيد للتكامل المشترك ($r=1$).

الجدول (٣)
اختبار جوهانسن للتكامل المشترك

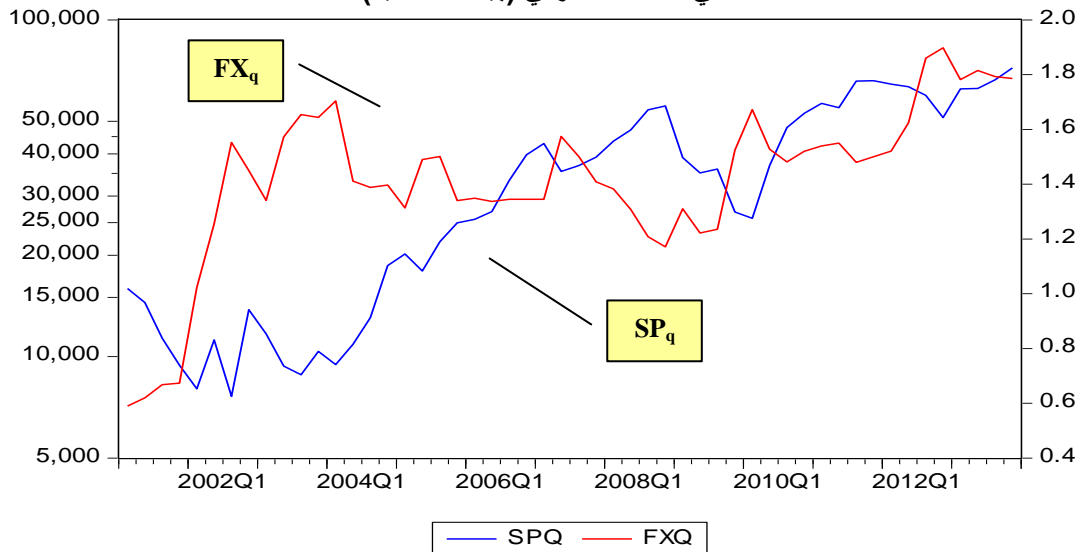
القيمة الذاتية eigenvalues	القيمة الحرجة %٩٥	λ trace	الفرضية البديلة	فرضية العدم	FX&SP	اختبار الأثر λ trace
0.388427	15.49471	16.72553	$r = 1$	$r = 0$	بيانات	
0.000206	3.841466	0.007007	$r = 2$	$r \leq 1$	فصلية	
0.0310	12.32090	13.54898	$r = 1$	$r = 0$	بيانات	
0.1955	4.129906	1.918081	$r = 2$	$r \leq 1$	شهرية	
القيمة الذاتية eigenvalues	القيمة الحرجة %٩٥	λ max	الفرضية البديلة	فرضية العدم	FX&SP	اختبار القيمة العظمى λ max
0.388427	14.26460	16.71852	$r = 1$	$r = 0$	بيانات	
0.000206	3.841466	0.007007	$r = 2$	$r \leq 1$	فصلية	
0.0424	11.22480	11.63090	$r = 1$	$r = 0$	بيانات	
0.1955	4.129906	1.918081	$r = 2$	$r \leq 1$	شهرية	

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على البرنامج الإحصائي (EViews 5.1)

وأخيراً فيما يخص المتجه الثاني، بينت النتائج أن القيم المحسوبة لاختبار القيمة العظمى كانت (0.007) (1.918) أصغر من القيمة الحرجة (3.84) و(4.12) عند مستوى معنوية (5%)، مما يعني قبول فرضية العدم (H_0) ($\beta = 0$) القائلة بعدم وجود متجه ثاني للتكامل المشترك، ورفض الفرضية البديلة ($r > 1$). وهذا يعني أن هناك علاقة توازنية طويلة الأجل (باتجاه واحد) بين أسعار الصرف وأسعار الأسهم في الاقتصاد التركي خلال مدة الدراسة (الفصلية والشهرية)، على الرغم من وجود اختلال في الأجل القصير، إلا إن المتغيرين يسيران باتجاه التوازن في الأجل الطويل، ويمكن بيان ذلك في الشكل (١) والشكل (٢) الموضح أدناه.

(الشكل ١)

العلاقة طويلة الأمد بين مؤشر أسعار الأسهم وسعر الصرف في الاقتصاد التركي (بيانات فصلية).

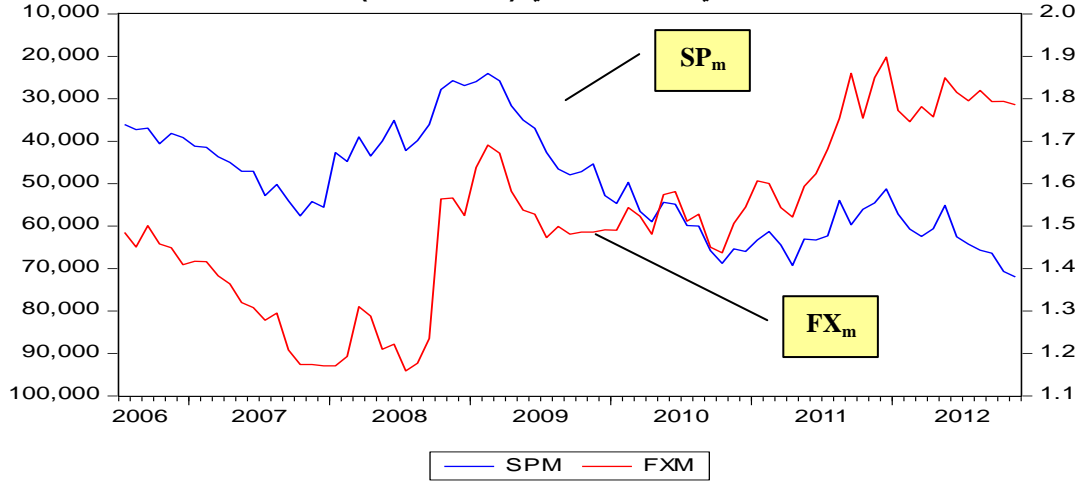


المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على البرنامج الإحصائي (EViews 5.1)



(الشكل ٢)

العلاقة طويلة الأمد بين مؤشر أسعار الأسهم وسعر الصرف في الاقتصاد التركي (بيانات شهرية).



المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على البرنامج الإحصائي (EViews 5.1)

3- اختبار غرانجر للسببية.

إن العلاقة السببية بين أسعار الصرف وأسعار الأسهم خضعت للعديد من الدراسات الاقتصادية والتي توصلت إلى نتائج غير حاسمة، حيث قاد الجدول النظري والدراسات التطبيقية إلى إبراز أربعة اتجاهات مفسرة للعلاقة المفترضة بين المتغيرات المذكورة: الأولى تشير إلى وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه -Uni- Directional Causality تنطلق من سعر الصرف إلى أسعار الأسهم، مستندة إلى منهج السوق السلعية في تفسير ذلك. أما وجهة النظر الثانية فتعزي تقلبات أسعار الصرف إلى سلوك أسعار الأسهم، وبذلك فإن هناك علاقة سببية عكسية من أسعار الأسهم باتجاه أسعار الصرف، ويستند هذا الطرح على منهج المحفظة المتوازنة. في حين ترجح وجهة النظر الثالثة العلاقة السببية ثنائية الاتجاه Bi-Directional Causality بين أسواق الصرف الأجنبي وأسواق الأسهم، وقد أيد هذا الاتجاه عدد غير قليل من الدراسات التطبيقية. وأخيراً يؤكد الاتجاه الرابع، بقيادة أنصار المنهج النقدي، إلى انعدام العلاقة السببية No Directional Causality بين المتغيرات المذكورة، كون التطورات الحاصلة في أسعار الصرف الأجنبي وأسعار الأسهم تكون مدفوعة بالغالب بعوامل مختلفة.

وفي هذا الجزء من الدراسة سيتم تحليل العلاقة السببية بين متغيرات الدراسة وذلك باستخدام السلاسل الزمنية الفصلية والشهرية لأسعار الصرف (FX) وأسعار الأسهم (SP) في الاقتصاد التركي. حيث يتضمن وجود التكامل المشترك بين المتغيرات المذكورة، حسب Granger، وجود علاقة سببية في اتجاه واحد على الأقل، ولكن تحديد اتجاه العلاقة السببية بين المتغيرات موضع الدراسة يتطلب استخدام سببية غرانجر's Causality. حيث يستخدم هذا الاختبار لمعرفة اتجاه السببية بين المتغيرات الاقتصادية وكذلك لتوضيح أن التغير في القيم الحالية لمتغير ما يسبب التغير في متغير آخر^(١). أي أن التغير في قيم (X_t) الحالية والماضية مثلاً (نفترض إن X يمثل أسعار الصرف) يسبب التغير في قيم (Y_t) الحالية (نفترض إن Y يمثل أسعار الأسهم)، ويتضمن اختبار غرانجر للسببية نموذج انحدار ذاتي وكما يلي:

$$Y_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^p \delta_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \lambda_j X_{t-j} + u_t \dots \dots \dots (4)$$

1 - C. W. J. Granger "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods" *Econometrica*, Vol. 37, No. 3, 1969, p. 431.

$$X_t = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_j Y_{t-j} + v_t \dots \dots \dots (5)$$

حيث أن:

$(\lambda, \delta_i, \beta, a_i)$: معلمات يراد تقديرها

U_t, V_t : حدين عشوائيين بتباين ثابت ومتوسط حسابي يساوي الصفر.

ويتم توظيف إحصائية F لاختبار سببية غرانجر وكما يلي :

$$F = \frac{(RSS_R - RSS_{UR})/m}{RSS_{UR}/(n - k)} \dots \dots \dots (6)$$

حيث أن:

RSS_R : مجموع مربعات انحرافات البواقي المقيدة.

RSS_{UR} : مجموع مربعات انحرافات البواقي الغير المقيدة .

m : عدد التخلف الزمني.

$n-k$: درجة الحرية.

فإذا كانت قيمة (F) المحسوبة أكبر من (F) الجدولية عند مستوى معنوية (α)، نرفض فرضية العدم القائلة بعدم وجود علاقة بين متغيرات الدراسة ونقبل الفرضية البديلة. ويمكن تحديد اتجاه العلاقة السببية بين أسعار الصرف (FX) وأسعار الأسهم (SP) في الاقتصاد التركي من خلال تقدير المعادلة (٤) و(٥). وسيتم تحديد اتجاه السببية ابتداءً من فترة تباطؤ لمدة فصل واحد (بالنسبة للبيانات الفصلية)، وتباطؤ لمدة شهر واحد (بالنسبة للبيانات الشهرية) ثم نزيد فترات الإبطاء بالتدرج ولغاية (٦) تباطؤات، لأجل معرفة اتجاه العلاقة السببية بين متغيرات الدراسة عند كل فترة إبطاء.

وتظهر نتائج اختبار السببية الواردة في الجدول (٤) أدناه بأن التغيرات في أسعار الصرف (FX_q)، تساعد في تفسير التغيرات في أسعار الأسهم (SP_q)، ولكافة فترات الإبطاء، عند مستوى معنوية (١%) و(٥%). وهذا ينسجم مع أطروحة منهج السوق السلعية، والتي تشير إلى أن التقلبات الحاصلة في أسواق الأسهم تقودها حركة أسعار الصرف الأجنبي. وتتفق هذه النتيجة مع بنية الاقتصاد التركي والمستندة بشكل كبير على التجارة والاستثمار، حيث بلغ حجم التجارة في عام ٢٠١١ نسبة ٦٠% من الناتج المحلي الإجمالي، في حين استطاعت تركيا أن تحتل المرتبة ٣٢ عالمياً من حيث حجم الصادرات، فقد بلغت صادرات البلد عام ٢٠١١ قرابة ١٣٥ مليار دولار (٢٢% من الناتج المحلي الإجمالي) مقارنة ب ١٢٠ مليار دولار عام ٢٠١٠^(١).

في المقابل، كشفت نتائج اختبار السببية عن إخفاق منهج توازن المحفظة في تفسير العلاقة بين سوق الأسهم وسوق الصرف في الاقتصاد التركي، ولكافة فترات الإبطاء. حيث يبين الجدول (٤) عدم معنوية كافة فترات الإبطاء (الفصلية) لاتجاه العلاقة من أسعار الأسهم إلى أسعار الصرف. وتنسجم هذه النتائج مع ما خلصت إليه بعض الدراسات السابقة، والتي بينت بان منهج توازن المحفظة غالباً ما يفسر العلاقة بين أسعار الأسهم وأسعار الصرف في البلدان المتقدمة التي تتمتع بنضج الأسواق المالية ومرونة أسعار الصرف فضلاً عن الحرية التامة لحركة رأس المال من وإلى خارج البلد، وهذه جميعاً شروط أساسية لتحقيق نظرية المحفظة المتوازنة.

^١ - لمزيد من الاطلاع ينظر:-

جدول (٤)
نتائج اختبار غرانجر للسببية (البيانات الفصلية)

FX ← SP		SP ← FX		فترات الإبطاء (سنة)
الاحتمالية	إحصائية F	الاحتمالية	إحصائية F	
0.15924	2.07708	0.01092	7.30343	١
0.03548	3.75429	0.01092	7.30343	٢
0.11819	2.14985	0.01092	7.30343	٣
0.12980	1.98949	0.01092	7.30343	٤
0.15457	1.82017	0.01092	7.30343	٥
0.31590	1.28446	0.01092	7.30343	٦

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على البرنامج الإحصائي (EViews 5.1) في المقابل، كشفت نتائج اختبار السببية عن إخفاق منهج توازن المحفظة في تفسير العلاقة بين سوق الأسهم وسوق الصرف في الاقتصاد التركي، ولكافة فترات الإبطاء. حيث يبين الجدول (٤) عدم معنوية كافة فترات الإبطاء (الفصلية) لاتجاه العلاقة من أسعار الأسهم إلى أسعار الصرف. وتتسم هذه النتائج مع ما خلصت إليه بعض الدراسات السابقة، والتي بينت بان منهج توازن المحفظة غالباً ما يفسر العلاقة بين أسعار الأسهم وأسعار الصرف في البلدان المتقدمة التي تتمتع بنضج الأسواق المالية ومرونة أسعار الصرف فضلاً عن الحرية التامة لحركة رأس المال من وإلى خارج البلد، وهذه جميعاً شروط أساسية لتحقيق نظرية المحفظة المتوازنة.

ولم تختلف نتائج اختبار غرانجر بالنسبة للبيانات الشهرية، فقد أفصحت نتائج اختبار السلاسل الزمنية الشهرية، والواردة في الجدول أدناه بأن التغيرات في أسعار الصرف (FX_m)، تساعد في تفسير التغيرات في أسعار الأسهم (SP_m)، ولكافة فترات الإبطاء، عند مستوى معنوية (١%) و(٥%). في حين أظهر الجدول (٥) عدم معنوية كافة فترات الإبطاء (الشهرية) لاتجاه العلاقة من أسعار الأسهم إلى أسعار الصرف في الاقتصاد التركي.

جدول (٥)
نتائج اختبار غرانجر للسببية (البيانات الشهرية)

FX ← SP		SP ← FX		فترات الإبطاء (سنة)
الاحتمالية	إحصائية F	الاحتمالية	إحصائية F	
0.36925	0.81625	0.01963	5.69273	١
0.28942	1.26210	0.00764	5.22938	٢
0.48134	0.83129	0.01138	3.97841	٣
0.83129	0.68979	0.01138	3.97841	٤
0.60771	0.72444	0.00820	3.45271	٥
0.75247	0.57004	0.00596	3.41061	٦

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على البرنامج الإحصائي (EViews 5.1) وبذلك، يفصح اختبار سببية غرانجر عن وجود علاقة سببية ذات اتجاه واحد بين السلاسل الزمنية (الفصلية والشهرية) لمتغير سعر الصرف (FX) ومتغير أسعار الأسهم (SP) في الاقتصاد التركي. فالتغيرات في سعر صرف الليرة التركية تساعد في تفسير التغيرات في أسعار الأسهم (SP) وليس العكس.

الاستنتاجات

- ١- تعد أوضاع سوق الأوراق المالية مرآة للوضع الاقتصادي العام، واستقرار هذه الأسواق مقياساً لمدى نجاح السياسة الاقتصادية العامة في البلد. لذا فإن محاولة فهم تقلبات سعر الصرف وتأثيرها على أسعار الأوراق المالية يساهم في تحقيق الاستقرار الاقتصادي والمالي في الاقتصاد التركي.
- ٢- إن حصيللة الدراسات الاقتصادية والقياسية التي تناولت العلاقة بين أسعار الصرف وسوق الأسهم لم تكن حاسمة، بسبب تباين أثر سعر الصرف في أسواق الأسهم من بلد إلى آخر، فضلاً عن تعدد أنظمة الصرف المتبعة ودرجة التطور الاقتصادي والمالي والفلسفة الاقتصادية والسياسية المتبعة من لدن هذه البلدان.
- ٣- أفصحت نتائج اختبار الاستقرار عن احتواء السلاسل الزمنية (الفصلية والشهرية) لمتغير سعر صرف الليرة التركية (FX) ومتغير أسعار الأسهم (SP) على جذر الوحدة، وإنها غير مستقرة في المستوى العام، في حين تصبح هذه المتغيرات مستقرة في الفروق الأولى، طبقاً لاختبار فيليبس-بيرون، مما يعني إن هذه المتغيرات متكاملة من الدرجة الأولى.
- ٤- بين اختبار التكامل المشترك، باستخدام منهجية جوهانسن، عن وجود متجه وحيد للتكامل المشترك بين سعر صرف الليرة التركية (FX) ومتغير أسعار الأسهم (SP). مما يعني وجود علاقة توازنية طويلة الأجل بين هذه المتغيرات في الاقتصاد التركي.
- ٥- جاءت نتائج اختبار سببية غرانجر متسقة مع منهج السوق السلعية، حيث أفصحت هذه النتائج عن وجود علاقة سببية أحادية الاتجاه بين السلاسل الزمنية لمتغيرات الدراسة (الفصلية والشهرية). فالمتغيرات في أسعار الصرف تساعد في تفسير التغيرات في أسعار الأسهم (SP)، ولكافة فترات الإبطاء، عند مستوى معنوية (١%) و(٥%). في حين لم يكن لتقلبات أسعار الأسهم تأثير يذكر على حركة سعر الصرف في الاقتصاد التركي خلال مدة الدراسة.

التوصيات

- ١- إنشاء مراكز نشطة وفعالة داخل أسواق الأوراق المالية في تركيا تتيح للمستثمرين الاطلاع على المعلومات المتعلقة بالإجراءات التي يتخذها البنك المركزي بشأن معدلات أسعار الصرف، حتى يتمكنوا من عكسها في اتخاذ قرارات البيع والشراء الخاصة بالأوراق المالية (وبالتحديد الأسهم) هذا من جانب، من جانب آخر لابد من قيام السلطات النقدية بالموازنة بين المنافع والتأثيرات السلبية المحتملة لقرارات السياسة النقدية على سوق الصرف الاجنبي.
- ٢- إعادة تقييم دور أسعار الصرف المرنة في تحقيق الاستقرار المالي والاقتصادي، باعتبارها أداة لمواجهة الصدمات الخارجية التي يتعرض لها الاقتصاد التركي بين الحين والآخر، فقد تشكل التقلبات الحادة لأسعار الصرف تهديداً للبيئة الاقتصادية والاستثمارية في بلد يشكل فيه حجم التجارة والاستثمار قاطرة للنمو الاقتصادي.
- ٣- ضرورة الاستعانة بنموذج التكامل المشترك في تحليل العلاقات الاقتصادية في الدراسات التطبيقية المستقبلية، كونه يفسر طبيعة العلاقة واتجاهها بين المتغيرات الاقتصادية في الأجل القصير والطويل، مما يزيد من دقة النتائج وإمكانية الاستفادة منها من لدن خبراء الاقتصاد وصانعي السياسة الاقتصادية.
- ٤- تمهد هذه الدراسة لجهود أوسع نطاقاً ترمي إلى دراسة العلاقة بين مختلف متغيرات الاقتصاد الكلي وأسواق الأوراق المالية في البلدان النامية، لغرض المساعدة في رسم سياسات اقتصادية ناجعة تحقق الاستقرار والنمو الاقتصادي والمالي.



References

- 1- Abdelaziz, M. Chortareas, G and Cipollini, A. , Stock Prices, Exchange Rates, and Oil: Evidence from Middle East Oil-Exporting Countries, electronic journal, 2008.
<http://www.luc.edu/orgs/meea/volume10/PDFS/Paper%20by%20Abdelaziz&Chortareas&Cipollini.pdf>
- 2- Agyapong, D., The Foreign Exchange Rate - Capital Market Returns Nexus: A Synthesis of Related Literature, Asian Journal of Business and Management Sciences, Vol. 2, No. 1, 2011.
www.ajbms.org/articlepdf/2ajbms20121120721.pdf
- 3- Ajayi, R.A., Friedman, J. and Mehdiian, S. , On the Relationship between Stock Returns and Exchange Rates: Tests of Granger Causality, Global Finance Journal, vol. 9 , No.2, 1998.
- 4- Bahmani-Oskooee, M. & Sohrabian, Stock prices and the effective exchange rate of the dollar. Applied Economics, Vol. 24, Issue 4, 1992.
- 5- Dornbusch, R. & Fischer, S Exchange rates and current account. American Economic Review, Vol.70, Issue.5, 1980.
- 6- Frankel, J.A. (1983). Monetary and portfolio-balance models of exchange rate determination.: MIT Press,1983.
<http://www.nber.org/chapters/c6837>
- 7- Gavin, M., The stock market and exchange rate dynamics, Journal of International Money and Finance, Vol. 8, Issue .2, 1989.
- 8- Granger , C. W. J. ,Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods, Journal of Econometrica, Vol. 37, No. 3, 1969.
- 9- Granger, C.W., Huang, B. and Yang, C, A, Bivariate Causality between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Recent Asian Flu, Quarterly Review of Economics and Finance, vol. 40, 2000.
- 10- Gujarati , D. & D. Porter : Basic Econometrics, 5th Ed , McGraw – Hill, UAS, 2009.
- 11- Issam, S.A.A. and Murinde, V., Exchange rate determination and Stock price interactions in emerging financial markets: evidence on India, Korea, Pakistan and the Philippines, Applied Financial Economics, Vol. 7, Issue.1, 1997.
- 12- Ito, T and Yuko H. (2004). High-frequency contagion between the exchange rates and stock prices, Working paper 10448, NBER, Cambridge, 2004.
- 13- <http://www.nber.org/papers/w10448>
- 14- Johansen, S . and Juselius, K “Maximum Likelihood Estimation and Interference on Co-integration with Application to the Demand for Money”, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52, USA, 1990.
- 15- Johansen, S. “Statistical Analysis of Co-integration Vectors”, Journal of Economics, Dynamics and Control, 12, USA,1988.
- 16- Khalid, M and Kawai, M., was financial market contagion the source of economic crisis in Asia: evidence using multivariate VAR model, Journal of Asian Economics, No. 14, 2003.



- 17- Ma, C.K. and Kao, G.W, On Exchange Rate Changes and Stock Price Reactions , Journal of Business Finance and Accounting, Vol. 17. No.2, 1990.
- 18- Phillips, R., and P. Perron "Testing for a Unit Root in Time Series Regression, Biometrika, Vol.57, USA, 1988.
- 19- Phylaktis, K. and Ravazzolo, F., Stock prices and exchange rate dynamics", Journal of International Money and Finance, Vol 24, Issue 7, 2005.
- 20- Stavárek, D, Stock Prices and Exchange Rates in the EU and the USA: Evidence of their Mutual Interactions, Czech Journal of Economics and Finance Vol. 55, No. 3, 2005.
- 21- <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/7297/1/Stavarek.pdf>.
- 22- Subayyal , M. & A. Shah, The Cointegration between Exchange Rates and Stock Prices in Highly Volatile Markets: Evidence from Pakistan, Middle Eastern Finance and Economics, Issue 15, 2011, p.158.
- 23- <http://www.eurojournals.com/MEFE.htm>
- 24- Watson , P. K. & Teelucksingh , S. S. , A Practical Introduction to Econometric Methods: Classical and Modern, University of the West Indies Press, USA, 2002.

Statistics

- 1- International Financing Corporation (IFC), Emerging Stock Market, Fact Book, Various Numbers.
- 2- International monetary Fund (IMF), International Financial statistic (IFS), Various Numbers.



The Impact of Exchange Rate Fluctuations on the Behavior of the Stock Markets in the Turkish Economy

Abstract

A discussion about the repercussions of the exchange rate on the behavior of stock markets became one of the basic principles of financial economics. The Istanbul Stock Exchange, considered one of the fastest financial markets growing in the region, driven by solid economic activity, for a diversified economy which classified as one of the the fastest growing economies in the world. However, the aforementioned market witnessed sharp fluctuations in the past few months, coinciding with the continuous fluctuations in the exchange rate of the Turkish lira, posing a serious challenge to the economic and investment environment in a country where the volume of trade, tourism and investment serves as a locomotive for economic growth. This research adopted statistical methods in modern measuring economic relations, using the methodology Johansen integration and Granger causality, to study the nature and direction of the dynamic relationship between the exchange market and the stock market in Turkish economy for the period(2000 - 2012), in order to take actions and measures necessary to reduce the deterioration and volatility Continuous in Turkey Stock Exchange performance of securities on the one hand, and the relative stability in the exchange rate movement of the Turkish lira on the other. The results of the assessment revealed the presence of a statistically significant relationship between the exchange rate of the Turkish lira and the stock price index during the study period. As Granger test pointed out that the causal relationship is heading from exchange rates to stock prices.

Keywords: Stock Market, Foreign Exchange Market, Co-integration, Granger causality, Turkish Economy.