

Hisse Senedi Fiyatları İle Döviz Kuru İlişkisi: Gelişmekte Olan Ülkeler Üzerine Ampirik Bir Uygulama

Erman Erbaykal* H. Aydın Okuyan**

Özet

Bu çalışmanın amacı, gelişmekte olan ülkelerde hisse senedi fiyatları ile döviz kurları arasındaki ilişkiyi ortaya koyarak geleneksel yaklaşım veya portföy dengesi yaklaşımından hangisinin geçerli olduğunu belirlemektir. Bu amaçla, 13 gelişmekte olan ülkede döviz kuru ve hisse senedi fiyatları arasındaki eşbütünleşme (Pesaran vd., 2001) ve nedensellik (Toda Yamamoto, 1995) ilişkisi aylık veriler kullanılarak incelenmiştir. Eşbütünleşme ilişkisi bulunan 6 ülkede uzun dönemde değişkenler arasında negatif bir ilişki tespit edilmiştir. Nedensellik ilişkisi bulunan 8 ülkeden 5'inde hisse senedi fiyatlarından döviz kuruna doğru, 3'ünde ise çift yönlü nedensellik ilişkisine rastlanmıştır. Bu sonuçlar, gelişmekte olan ülkelerde "portföy dengesi yaklaşımı"nın geçerli olabileceğini ortaya koymaktadır.

Anahtar Kelimeler: Döviz Kurları, Hisse Senedi Fiyatları, Sınır Testi, Toda Yamamoto Nedensellik Analizi
JEL Sınıflaması: F31, E44, C22

Abstract - The Relationship Between Stock Prices and Exchange Rates: An Empirical Study on Emerging Markets

This study aims to determine whether the traditional or portfolio approach is relevant for developing countries, by using the relationship between stock prices and exchange rates. For this purpose, cointegration (Pesaran et al., 2001) and causality tests (Toda Yamamoto, 1995) are used to examine the relationship between stock prices and exchange rates using monthly data from 13 developing countries. There is a negative relationship between the variables in the long-run, in 6 countries. There is a casual relationship in 8 countries, for 5 countries there is uni-directional causality running from stock prices to exchange rate, for 3 countries there is bi-directional causality between the variables. These findings can be interpreted as the relevance of the portfolio approach in the developing countries examined.

Key Words: Exchange Rates, Stock Prices, Bounds Test, Toda Yamamoto Causality
JEL Classification: F31, E44, C22

* Araştırma Görevlisi, İktisat Bölümü, Balıkesir Üniversitesi Bandırma

** Araştırma Görevlisi, İşletme Bölümü, Balıkesir Üniversitesi Bandırma

1. Giriş

Son yıllarda para ve sermaye piyasalarında, yabancı sermaye üzerindeki kontrol-lerin azaltılması ve daha esnek kur rejimlerinin uygulanmaya başlanması gibi gelişme-ler, döviz kurları ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkilere yönelik çalışmaların öne-mini artırmıştır. Aynı zamanda, uluslararası finansal sistemin son derece hızlı deęiş-mesi, döviz kuru ve menkul kıymetler arasındaki ilişkileri eskiye oranla daha karma-şık hale getirmiştir. Bugüne kadar yapılan çalışmalar incelendiğinde, bu konuda iki temel farklı yaklaşımın desteklendięi görülmektedir. Bu yaklaşımlar "akış odaklı" ve "hisse senedi odaklı" (Ajayi vd. 1998), "mikro" ve "makro" temelli (Abdalla ve Mu-rinde, 1997) veya "geleneksel" ve "portföy dengesi" (Granger vd. 2000) modelleri olarak adlandırılabilir. Geleneksel modele göre, döviz kurundaki deęişmeler ağırlıklı olarak para talebi ile para arzı arasındaki dengesizliklerin bir sonucudur. Döviz kurla-rında bir deęişim meydana gelmesi, ülkenin uluslararası rekabet gücünü ve dış tica-ret dengesini etkileyecek ve ekonomideki reel gelir ve üretim miktarları bu durum-dan etkilenecektir (Dornbusch ve Fisher, 1980). Bir hisse senedinin deęeri, gelecek-te sağlayacağı nakit akımlarının bugünkü deęeri olarak tanımlanabileceğinden, bu deęer ekonomik duruma uygun yeni bir dengeye gelecektir. Kısaca, geleneksel mo-dele göre hisse senedi fiyatları ile döviz kurları arasında pozitif ve döviz kurlarından hisse senedi fiyatlarına doğru bir nedensellik ilişkisi bulunmaktadır.

Portföy dengesi yaklaşımına göre ise, hisse senedi fiyatları ile döviz kurları arasın-da negatif ve hisse senedi fiyatından döviz kuruna doğru bir nedensellik ilişkisi var-dır. Hisse senedi fiyatlarındaki bir yükseliş, ulusal paranın deęerini direkt ve dolaylı yoldan artıracak aynı zamanda da, yatırımcıları portföylerinde bulundurdıkları ya-bancı menkul kıymetleri satarak hisse senedi satın almaya yönlendirecektir. Ulusal para talebindeki artış ve döviz arzı ulusal paranın deęerini artıracak, dövizin deęeri-ni düşürecektir. Bu direkt etkinin yanında dolaylı yoldan da döviz kurunun üzerinde bir baskı yaratılacaktır (Stavarek, 2005). Hisse senedi fiyatlarındaki yükseliş para ta-lebini dolayısıyla faiz oranlarını artıracaktır. Yüksek faiz oranları ise yabancı portföy yatırımlarını ülkeye çekecektir. Bu durumda yabancı portföyler ülke içerisinde döviz satarak ulusal para birimine talep yaratacak, bu da döviz kurları üzerinde aşağıya doğru bir baskı oluşturacaktır. Ters durumda ise, düşen bir hisse senedi piyasasında yabancı fonlar piyasadan çıkmak için ellerinde bulunan yerli para cinsinden stokları dövize çevirecek bu da döviz kurlarını yukarı doğru itecektir.

Bu çalışmanın amacı, 13 gelişmekte olan ülkede, hisse senedi fiyatları ile döviz ku-ru arasındaki ilişkileri ampirik olarak ortaya koymaktır. Bu ilişkinin incelenmesi etkin bir hisse senedi piyasasının oluşturulmasının, uygulanacak olan döviz kuru politikala-

rı üzerindeki etkisinin belirlenmesi açısından önemlidir. Her bir ülkede değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisini belirlemek için, Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımı, nedensellik ilişkisi için ise, Toda Yamamoto (1995) nedensellik analizi kullanılmıştır. Çalışma beş bölümden oluşmaktadır. Birinci bölümde çalışmanın giriş kısmı yer almaktadır. İkinci bölümde teorik ve ampirik çalışmaların sonuçlarına yer verilmiş, üçüncü bölümde veri seti ve yöntem tanıtılmıştır. Çalışmanın dördüncü bölümün bulgular ve bulguların değerlendirilmesi, son bölüm olan beşinci bölüm de sonuç ve değerlendirme kısmından oluşmaktadır.

2. Teorik ve Ampirik Çalışmalar

Hisse senedi fiyatları ile döviz kurları arasındaki ilişkinin varlığını destekleyen bu teorik görüşler doğrultusunda, hem firma ölçekli (mikro) hem de ülke bazında (makro) bir çok ampirik çalışma yapılmıştır. Firma bazında yapılan çalışmalar incelendiğinde, Jorion (1991), Bodnar ve Gentry (1993), Bartov ve Bodnar (1994) ABD şirketlerinin hisse senetleri üzerinde yaptıkları çalışmalarda, hisse senedi fiyatları ile döviz kurları arasında bir ilişkiyi ortaya koyan teorik yaklaşımlar farklı olarak bir ilişki bulamamışlardır. Jorion (1990) 287 ABD firması üzerinde yaptığı çalışmada, firmaların sadece %5'ine ait hisse senetleri ile döviz kuru arasında bir ilişki olduğunu ortaya koymuştur. Popper vd. (1996) ABD ve Japonya'da bankacılık sektörü için yaptıkları çalışmada, ABD'de bankacılık sektörü hisselerinin döviz kurlarındaki değişime karşı duyarlı olduğunu ancak Japonya'da böyle bir sonuca ulaşamadıklarını belirtmişlerdir. Bu çalışmadan bir yıl sonra, He ve Ng (1998) Japonya'da bulunan 171 uluslararası firmanın 1979:01 – 1993:12 tarihlerine ait aylık verilerini inceledikleri çalışmalarında, firmaların ancak %25'inin hisse senetleri ile döviz kurları arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki tespit etmişlerdir.

Bu konuda literatürde yer alan en kapsamlı çalışma, Doidge vd. (2000) tarafından yapılmıştır. Bu çalışmada, 18 ülkeden 17.000'in üzerinde finansal olmayan firmaya ait 1975:01 – 1999:07 tarihleri arasındaki verileri incelemişlerdir. Büyük şirketlerin hisse senetlerinin küçük şirketlerin hisselerine oranla döviz kurundaki değişimlere daha duyarlı olduklarını belirtmişlerdir. Ayrıca ihracatçı firmaların hisse senetlerinin iç piyasaya yönelik çalışan firmaların hisse senetlerine oranla, büyük kur düşüşlerinde aylık %0,72 oranında daha iyi performans gösterdikleri, kur yükselişlerinde ise aylık %1,1 oranında daha düşük performans gösterdikleri sonucuna ulaşmışlardır. Bu bulgularla portföy dengesi yaklaşımını desteklemektedirler.

Hisse senedi fiyatları ile döviz kurları arasındaki ilişkiyi ülke bazında inceleyen çalışmalara bakıldığında, Ma ve Kao (1990) 1973:06 - 1983:12 tarihleri arasındaki aylık verileri kullanarak 6 gelişmiş ülkede (İngiltere, Kanada, Fransa, Almanya, İtalya,

Japonya) yaptıkları çalışmalarında, kurlardaki bir yükselişin ihracat ağırlıklı ekonomilerde hisse senedi fiyatlarını olumlu olarak etkilediğini, ithalat ağırlıklı ekonomilerde ise tam tersi bir durumun var olduğunu belirtmişlerdir. Bahmani-Oskoeve ve Sohrabian (1992), ABD'deki hisse senetleri ile döviz kurları arasında kısa dönemli karşılıklı bir ilişki olduğunu tespit ederken, Hatemi-J ve Irandoust (2002), İsveç için Toda Yamamoto (1995) nedensellik analizi kullanarak yaptıkları çalışmalarında hisse senedi fiyatlarından döviz kurlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisine rastlamışlardır. Abdalla ve Murinde (1997) çalışmalarında Hindistan, Güney Kore, Pakistan ve Filipinler'de döviz kuru ve hisse senedi fiyatları ilişkisini 1985:01 - 1994:07 tarihleri arasındaki aylık veriler kullanarak VAR modeli yaklaşımıyla incelemişlerdir. Çalışmanın sonucunda; Hindistan, Pakistan ve Güney Kore'de döviz kurlarından hisse senedi fiyatlarına doğru tek yönlü bir nedensellik belirtirlerken, Filipinler'de nedenselliğin hisse senedi fiyatlarından döviz kurlarına doğru olduğunu ortaya koymuşlardır.

Ajayi vd. (1998), 7 gelişmiş (Kanada, Almanya, Fransa, İtalya, Japonya, İngiltere ve ABD), 8 gelişmekte olan (Tayvan, Kore, Filipinler, Malezya, Singapur, Hong Kong, Endonezya, Tayland) ülkede, 1985 – 1991 yılları arasındaki günlük verileri kullanarak yaptıkları çalışmalarında, gelişmiş ülkelerin tamamında hisse senetlerinden döviz kurlarına doğru tek yönlü bir nedensellik bulurken, gelişmekte olan ülkelerde bir nedenselliğe rastlamamışlardır. Granger vd. (2000) Endonezya, Filipinler, Kore ve Malezya'da döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasında çift yönlü bir nedensellik bulurken, Tayvan'da hisse senetlerinden döviz kuruna doğru tek yönlü bir nedensellik ve uzun dönemde negatif bir ilişki bulmuşlardır. Nagayasu (2001) ise Tayland ve Filipinler'de hisse senedi fiyatlarındaki değişimlerin döviz kurlarındaki değişimin nedeni olduğunu ve aralarında pozitif bir ilişki bulunduğunu tespit etmiştir. Bununla birlikte Azman-Saini vd. (2003) Asya krizi öncesinde Tayland'da karşılıklı bir ilişkinin varlığından bahsederlerken, kriz döneminde döviz kurlarının hisse senedi fiyatlarını sürüklediğini ileri sürmüşlerdir.

Gündüz ve Hatemi-J (2002) 5 ülkede (Mısır, Ürdün, İsrail, Fas ve Türkiye) 1996:01:01 - 2000:08:08 tarihleri arasındaki günlük verileri kullanarak yaptıkları çalışmalarında Asya krizi öncesi ve sonrasında döviz kuru ve hisse senedi fiyatları arasındaki nedensellik ilişkilerini ortaya koyabilmek için Toda Yamamoto (1995) nedensellik analizini kullanmışlardır. İsrail ve Fas'ta krizin hem öncesinde hem de sonrasında döviz kurundan hisse senedi fiyatlarına doğru bir nedensellik bulurlarken, bu ilişkiye Ürdün'de sadece kriz sonrasında rastlamışlardır. Türkiye'de ise kriz sonrasında hisse senetlerinden döviz kuruna doğru tek yönlü bir nedenselliğe işaret etmişlerdir. Bu sonuçlara göre döviz kurlarının hisse senedi fiyatları üzerinde etkili olduğu ve kriz-

lerin hisse senedi fiyatları ile döviz kurları arasındaki ilişkiyi etkilediği sonucuna varmışlardır. Literatürdeki çalışmalar incelendiğinde bu konuda var olan iki temel teorik yaklaşımın da hem firma bazında hem de ülke bazında yapılan çalışmalarla desteklendiği ve bir görüş birliğine varılamadığı görülmüştür.

3. Veri Seti ve Yöntem

Bu çalışmada, hisse senedi fiyatları ile döviz kuru ilişkisi 13 gelişmekte olan ülkenin verileri incelenerek araştırılmaya çalışılmıştır. Bu ülkeler, Institute of International Finance'in 2005 yılı raporunda yer alan gelişmekte olan ülkelere seçilmiştir. Rapor da yer alan 29 gelişmekte olan ülke Asya/Pasifik, Latin Amerika, Avrupa ve Afrika/Ortadoğu olmak üzere dört grupta toplanmıştır. Bu çalışmada, bu ülkelere zaman serisi analizine uygun verilerine ulaşılabilen 13 ülke seçilmiştir. Bu ülkeler, Asya/Pasifik grubundan Çin, Hindistan, Endonezya, Malezya, Filipinler, Güney Kore ve Tayland; Latin Amerika'dan Brezilya, Şili ve Meksika; Avrupa'dan Çek Cumhuriyeti, Macaristan ve Türkiye'dir. Tüm veriler Econstat veri tabanından elde edilmiştir.

Veriler Brezilya için 1996:06 - 2007:04, Çek Cumhuriyeti için 1997:12 - 2006:07, Çin için 1992:10 - 2007:03, Endonezya için 1997:07 - 2007:04, Filipinler için 1997:07 - 2007:03, Güney Kore için 1990:01 - 2005:01, Hindistan için 1997:07 - 2007:04, Macaristan için 2004:01 - 2007:04, Malezya için 1993:12 - 2007:04, Meksika için 1993:11 - 2007:04, Şili için 2003:09 - 2007:03, Tayland için 1997:07 - 2005:01 ve Türkiye için 1990:01 - 2007:05 dönemlerini kapsamaktadır. Seriler Tramo - Seats yöntemiyle mevsimsellikten arındırılmıştır.

Uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisini test etmek için kullanılan metodoloji incelendiğinde, Engle-Granger (1987), Johansen (1988) ve Johansen – Juselius (1990) tarafından gerçekleştirilen eş bütünleşme testlerinin yaygın olarak kullanıldığı görülmektedir. Bu testlerin uygulanabilmesi için, tüm serilerin aynı dereceden bütünleşik olmaları gerekmektedir. Eğer serilerden bir veya daha fazlası düzey halinde durağan yani $I(0)$ ise bu testler ile eş bütünleşme ilişkisi araştırılmamaktadır. Ancak Pesaran vd.(2001) tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımı bu sorunu bir noktaya kadar ortadan kaldırmaktadır. Bu yaklaşıma göre, bağımlı değişken $I(1)$, bağımsız değişkenlerin ise $I(0)$ veya $I(1)$ olduğu durumlarda seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı araştırılabilmektedir. Bu yeni yaklaşım sayesinde, birçok çalışmada kullanılan serilerin durağanlık düzeylerinin farklılığından kaynaklanan eşbütünleşme ilişkisinin araştırılmaması problemi çözülmüş olmaktadır.

Değişkenler arasındaki nedensellik boyutu için kullanılan metodoloji incelendiğinde ise, Granger (1969) tarafından geliştirilen nedensellik analizinin, düzeyde durağan

seriler arasındaki nedensellik ilişkisinin araştırılmasında kullanıldığı görülmektedir. Düzeyde durağan olmayan, ancak aynı derecede farkı alındığında durağan hale gelen seriler arasında eşbütünleşme olması durumunda, Engle ve Granger(1987) tarafından geliştirilen hata düzeltme modeli, nedensellik sınamalarında kullanılmaktadır. Kısıtlı bir VAR modeli olan hata düzeltme modelinde nedenselliğin sınanmasında F testi kullanılmakta ancak serilerin eşbütünleşik olması durumunda bu test istatistiği standart dağılıma uymadığı için geçerli olmayabilmektedir.(bkz. Toda ve Yamamoto,1995; Giles ve Mirza,1998; Giles Williams,1999). Toda ve Yamamoto (1995) tarafından geliştirilen gecikmesi arttırılmış VAR yöntemiyle nedensellik sınamasında ise, seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi önemli olmamakla birlikte sadece modeli doğru belirlemek ve modeldeki değişkenlerin maksimum bütünleşme derecesini bilmek yeterli olmaktadır.

Bu çalışmada, kullanılan değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisini araştırırken, serilerin aynı dereceden durağan olmasını gerektirmeyen, Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen eş bütünleşme testi uygulanmıştır. Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi için, seriler arasında eşbütünleşme şartı aranmadan nedensellik ilişkisinin araştırılabileceği Toda Yamamoto (1995) nedensellik analizi kullanılmıştır.

4. Bulgular ve Bulguların Değerlendirilmesi

4.1. Sınır (Bounds) Eşbütünleşme Testi ve Test Sonuçları

Bu testin, serilerin bütünleşme düzeyi ile ilgili bir kısıtlama getirmemesinin yanı sıra diğer bir avantajı, küçük örneklemelerde de güvenilir sonuçlar vermesidir (Tang, 2003). Sınır testinin uygulanabilmesi için ilk önce kısıtlanmamış hata düzeltme modeli (unrestricted error correction model – UECM) oluşturulur.

Modelin bu çalışmaya uyarlanmış şekli aşağıdaki gibidir:

$$\Delta LHS_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^m \alpha_{2i} \Delta LHS_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{3i} \Delta LDK_{t-i} + \alpha_4 LHS_{t-1} + \alpha_5 LDK_{t-1} + \mu_t \quad (1)$$

Burada, hisse senedi fiyatlarını temsilen alınan aylık hisse senedi endeksinin logaritmik değeridir.⁽¹⁾ LDK ise ilgili ülkelerde ABD dolarının aylık reel değerinin logaritmik halini göstermektedir. Eşbütünleşme ilişkisinin varlığının test edilmesi için bağımlı ve bağımsız değişkenlerin gecikmeli değerlerine F testi yapılır. Bu test için temel hipotez gecikme 1 olmak zorunda değil şeklinde kurulur ve hesaplanan F istatistiği Pesaran vd.

(1) Hisse senetleri fiyatlarını temsilen alınan hisse senedi endeksleri için Brezilya'da Bovespa, Çek Cumhuriyeti'nde PX50 PRague, Çin'de Shanghai Composite, Endonezya'da Jakarta Composite, Filipinler'de Philad Composite, Güney Kore'de KOSPI 200, Hindistan'da Bombay Sensex, Macaristan'da BUX, Malezya'da KLSE Composite, Meksika'da IPC All-SHare, Şili'de IPSA, Tayland'da SET ve Türkiye'de İMKB 100 endeksleri kullanılmıştır.

(2001)'deki tablo alt ve üst kritik değerleri ile karşılaştırılır. Eğer hesaplanan F istatistiği Pesaran alt kritik değerinden küçükse seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur. Hesaplanan F istatistiği alt ve üst kritik değeri arasındaysa kesin bir yorum yapılamamakta ve diğer eşbütünleşme testleri yaklaşımlarına başvurulması gerekmektedir. Son olarak hesaplanan F istatistiği üst kritik değerin üzerindeyse seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır. Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edildikten sonra uzun ve kısa dönem ilişkileri belirlemek için ARDL (Autoregressive Distribution Lag) modellerinden yararlanılır.

UECM modelinde m gecikme sayısını ifade etmektedir. Gecikme sayısının belirlenmesi için Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn gibi kritik değerlerden yararlanılır ve en küçük kritik değeri sağlayan gecikme uzunluğu modelin gecikme uzunluğu olarak belirlenir. Ancak burada seçilen kritik değerin en küçük olduğu gecikme uzunluğu ile oluşturulan model otokorelasyon problemi içeriyorsa bu durumda ikinci en küçük kritik değeri sağlayan gecikme uzunluğu alınır. Eğer otokorelasyon problemi hala devam ediyorsa bu problem ortadan kalkana kadar bu işleme devam edilir.

Tablo 1'de, sınır testine göre, iki değişken arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunan ülkeler yer almaktadır.

Tablo 1. Sınır Testi ve ARDL Modelleri Sonuçları

| Ülkeler | Bağımlı Değişken | F İstatistiği | Uzun Dönem Katsayısı | Hata düzeltme Değişkeni ecm (-1) |
|------------|------------------|---------------|----------------------|----------------------------------|
| Çek Cum. | Δ LHS | 6.431*** | -1.721* | -0.111* |
| Güney Kore | Δ L DK | 7.054*** | -0.682* | -0.933** |
| Macaristan | Δ LHS | 10.366* | -0.094 | -0.656* |
| Malezya | Δ LHS | 9.368** | -1.687* | -0.160* |
| Meksika | Δ L DK | 7.192*** | -0.173** | -0.195* |
| Tayland | Δ LHS | 12.383* | -3.712* | -0.314* |

*, **, *** sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. UECM modelinin gecikme sayısının belirlenmesi için maksimum gecikme sayısı 12 olarak alınmış ve Akaike değerini en küçük yapan gecikme uzunluğu modelin gecikme uzunluğu olarak belirlenmiştir. Pesaran vd.(2001:301)'deki Tablo CI(V)'ten alınan kritik değerler %10 için, alt 5.59 üst 6.26; %5 için, alt 6.56 üst 7.30; ve %1 için, alt 8.74 üst 9.63'tür. UECM modelindeki bağımsız değişken sayısı 1 olduğu için, Tablo CI(V)'de yer alan k (bağımsız değişken sayısı) 1 olarak alınmıştır. Tablo 1'de yer alan uzun dönem katsayıları ile hata düzeltme modeli katsayıları her bir ülke için oluşturulan ARDL modelleri ile tespit edilmiştir.

Tablo 1'deki sonuçlara göre Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Malezya ve Tayland'da hisse senedi değişkenlerinin bağımlı değişken olduğu UECM modeline göre, de-

ğişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi ortaya çıkarken; Güney Kore ve Meksika'da döviz kurunun bağımlı değişken olduğu UECM modeline göre, eşbütünleşme ilişkisi bulunmuştur. Daha sonra oluşturulan ARDL modelleri çerçevesinde, Macaristan hariç diğer ülkelerde uzun dönem katsayıları istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Buna göre, Çek Cumhuriyeti, Malezya ve Tayland'da; döviz kuru, hisse senedi fiyatları üzerinde uzun dönemde negatif bir etkiye sahiptir. Güney Kore ve Meksika'da ise, hisse senedi fiyatları, döviz kurunu uzun dönemde negatif olarak etkilemektedir. Tüm ülkelerin hata düzeltme değişkeni olan $ecm(-1)$ 'leri ise, beklendiği gibi negatif, 0 ile -1 arasında ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Bu değişken kısaca, kısa dönemdeki dengesizliğin ne kadarının uzun dönemde düzeleceğini göstermektedir.

4.2. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi ve Test Sonuçları

Toda ve Yamamoto (1995), VAR modeline serilerin maksimum bütünleşme derecesi kadar fazladan gecikme eklenerek yapılacak WALD hipotez sınavının Ki-kare (χ^2) dağılımına sahip olacağını ifade etmişlerdir. Toda ve Yamamoto (1995) yaklaşımı değişken seviyelerinde standart bir VAR modeline uyar ve dolayısıyla serilerin bütünleşme derecelerinin yanlış belirlenmesi ihtimalinden kaynaklanan riskleri en aza indirir (Mavrotas ve Kelly, 2001). Hisse senedi fiyatları (LHS) ve döviz kuru (LDK) serilerinden oluşan iki değişkeli VAR modeli aşağıdaki şekilde oluşturulmuştur:

$$LHS_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} LHS_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \alpha_{2j} LHS_{t-j} + \sum_{i=1}^k \phi_{1i} LDK_{t-1} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \phi_{2j} LDK_{t-j} + \mu_{1t} \quad (2)$$

$$LDK_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} LDK_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \beta_{2j} LDK_{t-j} + \sum_{i=1}^k \delta_{1i} LDK_{t-1} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \delta_{2j} LDK_{t-j} + \mu_{2t} \quad (3)$$

k VAR modelindeki gecikme sayısını, d_{max} ise modele giren değişkenlerin maksimum bütünleşme derecesini ifade etmektedir. Bu yaklaşımın temel düşüncesi, VAR modelindeki gecikme sayısını modele giren değişkenlerin maksimum bütünleşme derecesi kadar arttırmaktır. Eğer denklem (2)'de $\phi_{1i} \neq 0$ ise, döviz kuru hisse senedi fiyatlarının nedenidir denir. Denklem (3)'de $\delta_{1i} \neq 0$ ise, bu sefer hisse senedi fiyatları döviz kurunun nedenidir. Toda Yamamoto (1995) nedensellik sınavının ilk şartı, modelde yer alan değişkenlerin maksimum bütünleşme derecesini doğru belirlemektir.⁽²⁾ Tablo 2'de Toda Yamamoto (1995) nedensellik testi sonuçları yer almaktadır.

(2) Bunun için Dickey Fuller (1981), tarafından geliştirilen ADF ve Phillips Perron (1988) birim kök testlerinden yararlanılmıştır. Yapılan test sonuçlarına göre, her bir ülkenin maksimum bütünleşme derecesi 1(1) olarak bulunmuştur. Bu yüzden de Toda Yamamoto (1995) nedensellik analizi yapılırken her bir ülkenin belirlenen gecikme sayısına 1 eklenmiştir. Bu testlerin sonuçları çalışmanın sonunda ek kısmında yer almaktadır.

Tablo 2. Toda Yamamoto Nedensellik Analizi Sonuçları

| Ülkeler | d | HS ⇒ DK | | DK ⇒ HS | | Nedenselliğin Yönü |
|------------|---|---------|----------|----------|----------|--------------------|
| | | Katsayı | P değeri | P değeri | Kat sayı | |
| Brezilya | 1 | 9.993 | 0.001* | 10.531 | 0.000* | HS ⇔ DK |
| Çek Cum. | 1 | 0.595 | 0.440 | 0.980 | 0.322 | Yok |
| Çin | 1 | 0.053 | 0.817 | 0.127 | 0.721 | Yok |
| Endonezya | 2 | 6.961 | 0.030** | 1.218 | 0.543 | HS ⇒ DK |
| Filipinler | 1 | 13.299 | 0.000* | 0.109 | 0.740 | HS ⇒ DK |
| Güney Kore | 3 | 15.261 | 0.001* | 26.982 | 0.000* | HS ⇔ DK |
| Hindistan | 1 | 0.516 | 0.472 | 0.242 | 0.622 | Yok |
| Macaristan | 4 | 33.893 | 0.000* | 2.511 | 0.642 | HS ⇒ DK |
| Malezya | 3 | 6.504 | 0.089*** | 7.189 | 0.066*** | HS ⇔ DK |
| Meksika | 5 | 12.168 | 0.032** | 3.696 | 0.593 | HS ⇒ DK |
| Şili | 1 | 0.001 | 0.967 | 1.909 | 0.167 | Yok |
| Tayland | 2 | 10.272 | 0.005* | 3.191 | 0.202 | HS ⇒ DK |
| Türkiye | 2 | 0.154 | 0.925 | 4.161 | 0.124 | Yok |

*, **, *** sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. d gecikme sayılarını göstermektedir. Her bir ülke için, maksimum gecikme uzunluğu 12 olarak seçilmiş olup Final Prediction Error (FPE), Akaike (AIC), Schwarz (SC) ve Hannan Quinn (HQ) gibi kritik değerleri en küçük yapan gecikme uzunluğu belirlenmeye çalışılmıştır. Bu aşamada, belirlenen gecikme uzunlukları ile oluşturulan modellerin hata terimlerinin grafikleri incelendiğinde otokorelasyon problemi olmadığı görülmüştür.

Tablo 2'deki sonuçlara göre, hisse senedi fiyatları ile döviz kuru arasında Brezilya, Güney Kore ve Malezya'da çift yönlü; Endonezya, Filipinler, Macaristan, Meksika ve Tayland'da hisse senedi fiyatlarından döviz kuruna doğru bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Çek Cumhuriyeti, Çin, Hindistan, Şili ve Türkiye'de ise bu değişkenler arasında bir nedensellik ilişkisine rastlanmamıştır.

5. Sonuç ve Değerlendirme

Bu çalışmada, 13 gelişmekte olan ülkede hisse senedi fiyatları ile döviz kuru ilişkisi incelenmiştir. Değişkenler arasındaki eşbütünlük ilişkisi, Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımı ile nedensellik ilişkisi ise, Toda Yamamoto (1995) nedensellik analizi ile araştırılmıştır. Test sonuçlarına göre, 6 ülkede değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisi ortaya çıkarken, 8 ülkede ise nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Eşbütünlük ilişkisi çıkan ülkelerde Macaristan hariç, uzun dönem katsayıları negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Nedensellik ilişkisi çıkan 8 ülkeden 5'inde, hisse senedi fiyatlarından döviz kuruna doğru nedensellik ilişkisi çıkarken, 3 tanesinde karşılıklı ilişkiye rastlanmıştır. Bu sonuçlar gelişmekte olan ülkelerde hisse senedi fiyatları ile döviz kuru arasındaki ilişkiyi açıklamada portföy dengesi yaklaşımının daha etkin olduğunu göstermektedir. Buna göre gelişmekte olan ülkelerde etkin bir hisse senedi piyasasının varlığı, istikrarlı bir döviz kuru politikasının uygulanabilmesine önemli katkıda bulunacaktır.

Kaynakça

1. Abdalla I., Murinde V., (1997). Exchange Rate and Stock Price Interactions in Emerging Financial Markets: Evidence on India, Korea, Pakistan and Philippines, *Applied Financial Economics*, vol. 7, 25 – 35
2. Ajayi R.A., Friedman J., Mehdian S.M. (1998). On the Relationship Between Stock Returns and Exchange Rates: Tests of Granger Causality, *Global Finance Journal*, vol 9, 241-251
3. Azman Saini W., Habibullah M., Azali M., (2003). Stock Price and Exchange Rate Dynamics: Evidence from Thailand, *Savings and Development*, vol 27(3), 245-258
4. Bahmani-Oskooee M., Sohrabian A., (1992). Stock Prices and Effective Exchange Rates of the Dollar, *Applied Economics*, vol 24(4), 459-464
5. Bartov E., Bodnar G.M., (1994). Firm Valuation, Earnings Expectations and the Exchange-Rate Exposure Effect, *Journal of Finance*, vol 49(5), 1755-1785
6. Bodnar, G.M., Gentry W.M., (1993). Exchange Rate Exposure and Industry Characteristics: Evidence from Canada, Japan and USA, *Journal of International Money and Finance*, vol 12(1), 29-45
7. Dickey, D.A., W.A., Fuller (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with A Unit Root, *Econometrica*, 49 (4), 1057-1072.
8. Doidge C., Griffin J., Williamson R., (2000). An International Comparison of Exchange Rate Exposure, *Ohio State University Working Paper*
9. Dornbush R., Fisher S., (1980). Exchange Rates and the Current Account, *American Economic Review*, vol. 70, 960-971
10. Engel, R.F., Granger, C.W.J. (1987). Co-integration and Error Correction Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, Vol. 55, No.2, pp. 251-276.
11. Giles, J.A., Mirza, S., (1998). Some Pretesting Issues on Testing for Granger Non-Causality. *Econometric Working Papers*, EWP9914, Department of Economics, University of Victoria, Canada.
12. Giles, J.A., Williams, C.I., (1999). Export-led Growth: A Survey of the Empirical Literature and Some Non-Causality Results. *Econometric Working Paper EWP9901*, Department of Economics, University of Victoria, Canada.
13. Granger, C.W.J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods, *Econometrica*, 37 (3) August, pp.424-438.
14. Gündüz L., Hatemi-J, A., (2002). On the Causal Relationship Between Stock Prices and Exchange Rates Evidence from MENA Region, *FMA European Conference*, 5-8 June, Copenhagen

15. Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, No. 2/3, pp. 231-254.
16. Johansen, S. And Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-With Applications to the Demand For Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, No. 2, pp.169-210.
17. Hatemi-J A., Irandoust M., (2002). On the Causality between Exchange Rates and the Current Account", *American Economic Review, Bulletin of Economic Research*, vol 54(2), 197-203
18. He J., Ng L.K., (1998). The Foreign Exchange Exposure of Japanese Multinational Corporations, *Journal of Finance*, vol 53, 733-753
19. Granger C.W.J., Bwo-Nung H., Yang C., (2000). A Bivariate Causality between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence From Recent Asia Flu, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, vol. 40, 337-354
20. Jorion P., (1990). The Exchange Rate Exposure of U.S. Multinationals, *Journal of Business*, vol. 63, 331-345
21. Jorion P., (1991). The Pricing of Exchange Rate Risk in the Stock Market, *Journal Financial and Quantitive Analysis*, vol. 26, 363-376
22. Ma J.K., Kao G.W., (1990). On Exchange Rate Changes and Stock Price Reactions, *Journal of Business Finance & Accounting*, vol 17(3), 441-449
23. Mavrotas, G., Kelly, R., (2001). Old Wine In New Bottle: Testing Causality Between Savings And Growth, *The Manchester School Supplement*, pp. 97–105.
24. Nagayasu J. (2001). Currency Crisis and Contagion: Evidence from Exchange Rate and Sectoral Indices of the Philippines and Thailand, *Journal of Asian Business*, vol. 12, 529-546
25. Pesaran, M. H. Shin, Y. Smith, R.J., (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships, *Journal of Applied Econometrics*, 16, pp.289-326
26. Phillips, P.C.B., Perron, P. (1988). Testing For A Unit Root In Time Series Regression. *Biomètrika*, 75 (2) 336-346.
27. Popper H., Chamberlain S., Howe J.S., (1996). The Exchange Rate Exposure of U.S. and Japanese Banking Institutions, *Journal of Banking and Finance*, vol 21, 871-892
28. Stavarek D. (2005). Linkages between Stock Prices and Exchange Rates in the EU and the United States, *Czech Journal of Economics and Finance*, vol. 55 (3-4), 141-161
29. Tang, T.C., (2003). Japanese Aggregate Import Demand Function: Reassessment from the Bounds Testing Approach, *Japan and the World Economy*, 15,419-436.
30. Toda, H.Y., Yamamoto, T., (1995). Statistical inference in vector auto regressions with possibly integrated process. *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.

EK 1 BİRİM KÖK TESTİ SONUÇLARI

Döviz Kuru Serisi İçin ADF Birim Kök Testi Sonuçları

| Değişkenler | ADF - t istatistiği (Düzy) | | ADF - t istatistiği (Birinci Fark) | |
|--------------|-------------------------------|-------------|---------------------------------------|--------------|
| | Trendsiz | Trendli | Trendsiz | Trendli |
| Çek Cum. | -0.285(0) | -1.733(0) | -9.933*(0) | -9.964*(0) |
| Endonezya | -3.208**(9) | -3.784**(9) | | |
| Güney Kore | -1.712(9) | -2.126(9) | -3.656*(8) | -3.724**(5) |
| Macaristan | -1.520(0) | -1.475(0) | -6.447*(0) | -6.437*(0) |
| Malezya | -1.903(8) | -1.381(8) | -3.828*(7) | -4.019**(7) |
| Meksika | -2.672(6) | -2.895(6) | -4.123*(12) | -4.049**(12) |
| Tayland | -2.070(9) | -1.960(9) | -3.520*(8) | -4.464*(8) |
| Anlam Düzevi | | | | |
| 1% | -3.495 | -4.049 | -3.495 | -4.050 |
| 5% | -2.889 | -3.454 | -2.890 | -3.454 |
| 10% | -2.581 | -3.152 | -2.582 | -3.152 |

Parantez içinde yer alan sayılar Akaike kriterine göre belirlenen gecikme uzunluklarıdır. * %1 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Döviz Kuru Serisi İçin Phillips Perron Birim Kök Testi Sonuçları

| Değişkenler | ADF - t istatistiği (Düzy) | | ADF - t istatistiği (Birinci Fark) | |
|--------------|-------------------------------|-------------|---------------------------------------|--------------|
| | Trendsiz | Trendli | Trendsiz | Trendli |
| Çek Cum. | -0.152 (8) | -1.663 (7) | -9.970*(8) | -10.068*(10) |
| Endonezya | -5.525*(18) | -5.078*(16) | | |
| Güney Kore | -1.691(4) | -1.897(3) | -11.891*(7) | -11.903*(7) |
| Macaristan | -1.530(2) | -1.475(2) | -6.450*(1) | -6.442*(1) |
| Malezya | -1.462(6) | -1.103(6) | -9.295*(4) | -9.309*(4) |
| Meksika | -2.559(8) | -2.783(8) | -10.938*(5) | -11.213*(9) |
| Tayland | -2.446(1) | -2.280(1) | -8.023*(5) | -8.051*(5) |
| Anlam Düzevi | | | | |
| 1% | -3.495 | -4.049 | -3.495 | -4.050 |
| 5% | -2.889 | -3.454 | -2.890 | -3.454 |
| 10% | -2.581 | -3.152 | -2.582 | -3.152 |

Parantez içinde yer alan sayılar Akaike kriterine göre belirlenen gecikme uzunluklarıdır. * %1 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Hisse Senedi Serisi için ADF Birim Kök Testi Sonuçları

| Değişkenler | ADF - t istatistiği (Düzy) | | ADF - t istatistiği (Birinci Fark) | |
|--------------|-------------------------------|-----------|---------------------------------------|-------------|
| | Trendsiz | Trendli | Trendsiz | Trendli |
| Çek Cum. | -0.120(0) | -1.708(0) | -10.177*(0) | -10.279*(0) |
| Endonezya | 0.432(2) | -1.908(2) | -8.238*(1) | -8.578*(1) |
| Güney Kore | -2.715(1) | -2.872(1) | -11.817*(0) | -11.812*(0) |
| Macaristan | -0.423(3) | -2.240(1) | -5.552*(2) | -5.558*(2) |
| Malezya | -2.418(9) | -2.232(9) | -3.556*(8) | -3.928*(8) |
| Meksika | 0.310(0) | -2.027(0) | -13.235*(0) | -13.320*(0) |
| Tayland | -1.689(0) | -2.750(0) | -9.302*(0) | -9.413*(0) |
| Anlam Düzeyi | | | | |
| 1% | -3.495 | -4.049 | -3.495 | -4.050 |
| 5% | -2.889 | -3.454 | -2.890 | -3.454 |
| 10% | -2.581 | -3.152 | -2.582 | -3.152 |

Parantez içinde yer alan sayılar Akaike kriterine göre belirlenen gecikme uzunluklarıdır. * %1 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Hisse Senedi Serisi için Phillips Perron Birim Kök Testi Sonuçları

| Değişkenler | Phillips Perron - t İstatistiği (Düzy) | | Phillips Perron - t İstatistiği (Birinci Fark) | |
|--------------|---|-----------|---|--------------|
| | Trendsiz | Trendli | Trendsiz | Trendli |
| Çek Cum. | -0.183(3) | -1.661(4) | -10.181*(3) | -10.301*(6) |
| Endonezya | -0.233(3) | -2.516(1) | -10.276*(9) | -10.785*(12) |
| Güney Kore | -2.601(3) | -2.758(3) | -11.743*(9) | -11.736*(9) |
| Macaristan | -1.906(3) | -2.584(5) | -6.791*(7) | -7.703*(3) |
| Malezya | -2.211(4) | -1.952(5) | -10.978*(9) | -11.041*(10) |
| Meksika | 0.431(4) | -2.027(0) | -13.250*(2) | -13.342*(3) |
| Tayland | -1.899(3) | -2.823(2) | -9.300*(1) | -9.409*(2) |
| Anlam Düzeyi | | | | |
| 1% | -3.495 | -4.049 | -3.495 | -4.050 |
| 5% | -2.889 | -3.454 | -2.890 | -3.454 |
| 10% | -2.581 | -3.152 | -2.582 | -3.152 |

Parantez içinde yer alan sayılar Akaike kriterine göre belirlenen gecikme uzunluklarıdır. * %1 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

EK 2 TANISAL DENETİM SONUÇLARI

| | X^2_{BG} | X^2_{NORM} | X^2_{WHITE} | X^2_{RAMSEY} |
|------------|------------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| Çek Cum. | 8.857 [0.715] | 4.673 [0.216] | 2.617 [0.106] | 0.051 [0.820] |
| Güney Kore | 15.059 [0.137] | 7.941 [0.411] | 1.607 [0.507] | 0.169 [0.996] |
| Macaristan | 14.235 [0.286] | 0.824 [0.662] | 0.003 [0.953] | 1.003 [0.316] |
| Malezya | 13.327 [0.316] | 3.810 [0.182] | 2.916 [0.167] | 0.294 [0.587] |
| Meksika | 16.050 [0.189] | 2.916 [0.276] | 1.214 [0.683] | 0.178 [0.672] |
| Tayland | 16.651 [0.163] | 2.100 [0.350] | 0.007 [0.933] | 0.417 [0.518] |

X^2_{BG} , X^2_{NORM} , X^2_{WHITE} , X^2_{RAMSEY} sırasıyla otokorelasyon, normallik, değişen varyans ve model kurma hatası sınaması istatistikleridir.