

DÖVİZ KURU İLE HİSSE SENEDİ FİYATLARI ARASINDAKİ İLİŞKİNİN AMPİRİK ANALİZİ: GELİŞEN ÜLKELER ÖRNEĞİ

Doç. Dr. Utku ALTUNÖZ
utkual@hotmail.com

ÖZET

Çalışmada döviz kuru ile hisse senedi arasındaki ilişki Çin, Hindistan, Endonezya, Malezya, Filipinler, Brezilya, Şili, Meksika, Romanya ve Türkiye için gelişen ülkeler bağlamında incelenmiştir. Birim kök testlerinden sonra yapılan sınır testi yaklaşımına göre Çin, Hindistan ve Romanya’da hisse senedinin bağımlı değişken olduğu durumda eş bütünleşme ilişkisi tespit edilirken Türkiye, Meksika, Şili ve Filipinler’de döviz kurunun bağımlı değişken olduğu durumda eş bütünleşme ilişkisi tespit edilmiştir. Uzun dönem katsayılarına göre Meksika ve Hindistan dışındaki ülkeler istatistiki olarak anlamlı bulunmuştur. Daha sonra yapılan nedensellik testinde ise Hindistan, Endonezya, Şili, Romanya ve Türkiye ekonomilerinde döviz kuru ve hisse senedi arasında nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. Çin, Malezya, Brezilya ve Meksika ekonomilerinde her iki değişken arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Filipinler ekonomisinde ise döviz kurundan hisse senedine tek taraflı nedensellik ilişkisine rastlanmıştır.

ABSTRACT

In this paper, relationship between exchange rate and stock price for developing countries covering China, India, Indonesia, Malaysia, Philippines, Brazil, Chili, Mexico, Romania and Turkey was examined by using ARDL Model. After examining of unit root test for two variables, ARDL Bounding Test was applied on all variables. As a result of ARDL, two variables were found co integration in China, India and Romania under the condition that stock price is a dependent variable. Similarly, found co integration in Turkey, Mexico, Chili and Philippines under the condition that exchange rate is a dependent variable. According to result of causality test, causality relationship couldn't be determined for India, Indonesia, Chili, Romania and Turkey. However, it is determined that there are a bilateral causality for two variables in China, Malaysia, Brazil and Mexico. In addition, it is understood that exchange rate causes stock prices in Philippines.

1. Giriş

1980 öncesi İktisat yazınında döviz kuru-hisse senedi ilişkisini araştıran bilimsel çalışmaların seyrek oluşunun en önemli nedeni, ülkelerin standart bir döviz kuru modeline sahip olmamaları olarak gösterilebilir. Bununla birlikte sermaye hareketliliğinin yaygınlaştığı 80’li yıllar ve sonrasında kur üzerinde yaşanan ciddi oynaklıklar, döviz kuru- hisse senedi fiyatı ilişkisinin önemini daha da arttırmıştır

Farklı sermaye piyasalarının oluşumu, sermaye giriş çıkışlarının engellerinin yok edilmesi ve daha esnek döviz kuru düzenlemelerinin benimsenmesi gibi gelişmelerle birlikte döviz piyasaları ve hisse senedi piyasaları arasındaki karşılıklı ilişkilerin ülke ekonomisinin gelişimindeki rolü yadsınamaz hale gelmiştir.

1990'lı yıllarla birlikte döviz kuru ile hisse senedi arasındaki karşılıklı ilişkiler hem teorik hem de ekonometrik nedenlerle birçok ekonomistin dikkatini çekmiştir (Nieh ve Lee, 2001:477-78)

Gelişen ülkelerde döviz kuru politikalarına hassas büyüyen ticareti yapılabılır sektörlerle genişleyen kurumsal sektörlerle sahip olduklarından dolayı döviz kurları ve hisse senedi fiyatları bu piyasaların gelişimini etkilemede önemli bir role sahiptir (Berke, 2012: 245). Gelişmekte olan ülkelere güzel bir örnek olan Türkiye'de finans piyasalarında olumlu ya da olumsuz şoklara karşı gerek döviz kuru olarak gerekse hisse senetleri fiyatları olarak tepki vermektedir. Uzun vadede borsa hareketlerinin verdiği tepki döviz kuruna göre daha fazla olmaktadır.

Her ne kadar hisse senedi fiyatları ile döviz kuru arasındaki ilişkinin varlığı ve yönü konusunda teorik bir birlik söz konusu olmasa da genel anlamda negatif bir ilişkinin varlığı ve nedensellik yönünün hisse senedinden döviz kuruna doğru olduğu kabul edilmektedir (Ayvaz, 2006:5).

Grafik 1: USD/TRY ile Bist 100 ilişkisi (2006-2014)



Grafik 1 de izlendiği gibi her iki değişken izlendiğinde borsa hareketlerinin verdiği tepkinin daha belirgin olduğu izlenebilmektedir.

2. Döviz Kuru-Hisse senedi İlişkisi İle İlgili Literatür

Lean ve diğerleri (2011) 1991-2005 dönemlerinde borsada işlem gören hisse senedi fiyatları ile döviz kuru seviyesi arasında eş bütünleşme varlığını test ettiği çalışmalarında Tayland, Endonezya, Malezya, Hong Kong, Japonya, Kore, Malezya,

Filipinler, Singapur ülkelerini kullanmışlardır. Söz konusu çalışmanın sonucunda değişkenlerin uzun dönemde eş bütünleşik hareket ettiklerini görmüşlerdir.

Aggarwal (1981) hisse senedi ile döviz kuru ilişkilerini 1974-1978 yılları için ABD ekonomisinde ekonometrik olarak test etmiştir. Korelasyon yöntemini kullandığı çalışmasının sonucuna göre iki değişken arasında pozitif yönlü bir ilişkinin varlığına ulaşmıştır.

Ratner (1993) ABD ekonomisi için yaptıkları çalışmada ilgili değişkenlerin eş bütünleşik olup olmadıklarını araştırdıkları çalışmalarında 1983-1989 yıllarını almışlar ve sonucunda iki değişkenin eş bütünleşik olmadığı sonucuna ulaşmışlardır.

Granger ve diğerleri(1998), Tayvan, Endonezya, Kuzey Kore, Malezya, , Filipinler, Singapur , Japonya ve Tayland ekonomilerinde hisse senedi ile kur ilişkisinin eş bütünleşik olup olmadığını inceledikleri çalışmalarında 1986-1997 veri setini kullanmış ve sonuçta iki değişkenin ilgili ülkelerde eş bütünleşik olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Nathn ve Samanta (2003) Hindistan finans piyasasında döviz kuru ile hisse senetleri fiyatları arasındaki ilişkinin varlığını 1993-2002 dönemleri için incelediği çalışmalarında, Granger nedensellik yöntemini kullanmışlardır. Çalışma sonucunda değişkenler arasında nedensellik ilişkisi olmadığı sonucuna ulaşmışlardır.

3.ARD L Sınır Testi Yaklaşımı İle Hisse Senedi-Döviz Kuru İlişkisinin Analizi

3.1.Veri Seti ve Yöntem

Çalışmamızda gelişmekte olan 10 ülkenin verileri kullanılarak değişkenler arasındaki ilişki araştırılmaktadır. Gelişmekte olan ülkeler OECD internet sayfasından yararlanılarak seçilmiştir. Ekonometrik analize konu olan ülkeler Çin, Hindistan, Endonezya, Malezya, Filipinler,Brezilya, Şili, Meksika, Romanya ve Türkiye'dir. Tüm ülkeler için veri setleri Econstat internet sitesinden elde edilmiştir. Tüm veriler 1997-2013 yılları arasında kapsamaktadır. Ekonometrik analize geçmeden önce tüm veriler mevsimsellikten arındırılmıştır.

Pesaran vd. (2001) nin geliştirdikleri ARDL Yaklaşımı (sınır testi) , Engle-Granger ve Johansen eş bütünleşme testleri ile karşılaştırıldıklarında daha etkin bir eş bütünleşme yöntemidir. Engle-Granger ve Johansen eş bütünleşme analizinde, modeldeki tüm değişkenlerin aynı dereceden durağan olmaları gerekirken sınır testi yaklaşımı durağanlık seviyeleri farklı seriler arasında da eş bütünleşme analizine olanak sağlamaktadır(Altunöz, 2014: 436)

Tablo 1: Hisse Senedi Değişkeni için Philips Perron Birim Kök Testi Sonuçları

Ülkeler	Philips Perron t istatistiği		Philips Perron t istatistiği (1. Fark)	
	Trendsiz	Trendli	Trendsiz	Trendli
Türkiye	-0.311(3)	-1.751(3)	-10.231*(4)	-10.312*(5)
Çin	0.212(3)	-2.751(1)	-10.412*(10)	-10.498*(8)
Hindistan	-0.211(3)	-2.213(3)	-9.423*(10)	-9.122*(5)

Endonezya	-0.200(3)	-2.132(5)	-8.541*(8)	-7.217*(5)
Malezya	-3.112(3)	-2.231(4)	-8.535*(8)	-8.312*(7)
Filipinler	-2.231(4)	-1.213(0)	-10.523*(8)	-9.236*(7)
Brezilya	0.312(3)	-0.212(1)	-6.864*(10)	-6.755*(7)
Şili	-2.211(3)	-2.241(4)	-6.745*(9)	-5.339*(5)
Meksika	-1.212(3)	-2.421(2)	-8.655*(10)	-8.634*(5)
Romanya	-0.912(4)	-2.132(3)	-8.213*(10)	7.119*(6)
Anlam Düzeyleri				
% 1	-3.531	-5.012	-3.654	-4.212
%5	-2.988	-3.321	-2.981	-3.512
%10	-2.216	-3.143	-2.976	-3.119

Not:*, % 1 seviyesinde anlamlılığı göstermektedir. Parantez içindeki değerler, AIC kriterlerine göre belirlenen gecikme uzunluklarıdır.

Tablo 1 de görüldüğü gibi hisse senedi değişkeninin incelendiği 10 ülkede gerek trendli gerekse trendsiz olarak seviyede anlamlı bulunmamış ve birim kök içerdiği görülmüştür. Serilerin birinci farkları alındığında ise incelenen tüm ülkeler için hisse senedi değişkeni durağan hale gelmiştir.

Benzer şekilde döviz kuru değişkeni için de birim kök testi yapılmış olup, değişkenlerin birim kök içerip içermediğine bakılmıştır. Söz konusu test sonuçları tablo 2 de izlenebilmektedir.

Tablo 2: Döviz Kuru Değişkeni için Philips Perron Birim Kök Testi Sonuçları

Ülkeler	Philips Perron t istatistiği		Philips Perron t istatistiği (1. Fark)	
	Trendsiz	Trendli	Trendsiz	Trendli
Türkiye	-0.213(6)	-0.244(6)	-9.211*(4)	-11.211*(1)
Çin	-4.213*(11)	-5.132*(8)	-7.311*(6)	-11.390*(1)
Hindistan	-3.214(6)	-2.981(9)	-7.871*(6)	-8.211*(7)
Endonezya	-0.121(3)	-0.211(3)	-11.099*(7)	-12.312*(8)
Malezya	-2.123(3)	-2.121(4)	-11.133*(3)	-10.211*(8)
Filipinler	-0.023(3)	-0.0212(2)	-8.113*(3)	-9.111*(7)
Brezilya	-1.231(3)	-0.199(3)	-4.211*(8)	-6.122*(3)
Şili	-3.611*(6)	5.122*(3)	-4.112*(8)	-5.213*(9)
Meksika	-0.112(6)	-0.119(6)	-11.333*(8)	-14.212*(7)
Romanya	-3.266(3)	-3.144(4)	-12.312*(7)	-12.211*(8)
Anlam Düzeyleri				
%1	-3.531	-4.122	-3.557	-4.621
%5	-2.888	-3.762	-2.989	-3.981

% 10	-2.616	-3.143	-2.988	-3.119
------	--------	--------	--------	--------

Not:*, % 1 seviyesinde anlamlılığı göstermektedir. Parantez içindeki değerler, AIC kriterlerine göre belirlenen gecikme uzunluklarıdır.

Modele dâhil olan tüm ülkeler için elde edilen döviz değişkeni için yapılan bir kök testi sonuçları tablo 2 de izlenebilmektedir. Seride Çin ve Şili dışındaki ülkelerin hiçbiri seviyede durağan değillerdir. Başka bir ifade ile birim kök içermektedirler. Serinin birinci farkı alındığında gerek trendli gerek trendsiz modele dâhil olan tüm ülkeler için döviz kuru değişkeni durağandır. Diğer bir ifade ile birim kök içermemektedir.

Nedensellik analizi literatürü incelendiğinde Granger(1969) tarafından geliştirilen nedensellik analizinin düzeyde durağan olan değişkenlere uygulandığı görülmektedir. Bununla birlikte bu çalışmada olduğu gibi aynı derecede farkları alınıp durağanlaştırılan değişkenlere Engle ve Granger(1987) tarafından geliştirilen ve kısıtlı VAR modeli olarak sınıflandırılan hata düzeltme modelinin nedensellik analizinde kullanıldığı izlenebilmektedir. Mah (2000) , Johansen (1988) ile Johansen ve Juselius yöntemleri kullanıldığında veriler sınırlı bir dönemde ise hata düzeltme modelinin tahmininden elde edilen sonuçların güvenilir olmayacağı iddia etmektedir. Benzer şekilde Erbaykal ve Okuyan (2007) a göre hata düzeltme modelinde nedensellik sınaması yapılırken F istatistiği kullanılmakta fakat serilerde eş bütünlük olması halinde söz konusu testin standart dağılıma uymama sorunu ortaya çıkacağı için geçersiz olabilmektedir.

3.2. ARDL(Sınır Testi) ve Sonuçları

ARDL (sınır testi) yaklaşımında Modeli Eşbütünlüşme Yaklaşımı (Sınır Testi) eşbütünlüşme testlerinde serilerin durağanlık özelliklerinin önceden belirlenmesine ilişkin güçlükleri ortadan kaldırarak uzun ve kısa dönemli ilişkilerin varlığının analiz edilmesini sağlamaktadır. Serilerin bazılarının düzeyde bazılarının da birinci farklarında durağan olmaları halinde çok değişkenli bir modelde eşbütünlüşme analizi bu yöntemle yapılabilmektedir(Altunöz, 2013:189). Modelimizde kullandığımız değişkenlerden kur, ülkelerin ABD dolarının aylık reel değeri kullanıldığı için ABD Doları USD sembolü ile gösterilmiştir. Diğer değişken olan hisse senedi HSD sembolü ile gösterilmiştir. Hisse senedi değişken, aylık hisse senedi endeksi olarak modele dâhil edilmiştir. Her iki değişkenin logaritması alınmıştır.

Sınır testi için oluşturulan model eşitlik (1) deki gibidir.

$$\Delta LHSD_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^m \alpha_{2i} \Delta LHSD_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{3i} \Delta LUSD_{t-i} + \alpha_4 LHSD_{t-1} + \alpha_5 LUSD_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Çalışmamda gecikme sayısının belirlenmesinde Akaike Bilgi Kriterinden yararlanılmış ve minimum kritik değeri sağlayan gecikme uzunluğu modelin gecikme uzunluğu olarak belirlenir. Modelinin gecikme sayısının belirlenmesi için maksimum gecikme sayısı 10 olarak alınmış ve Akaike değerini en küçük yapan gecikme uzunluğu modelin gecikme uzunluğu olarak belirlenmiştir. Çalışmamızda bağımsız değişken sayısı 1 dir.

Tablo 3: F testi Alt ve Üst Sınır Değerleri

Anlamlılık Düzeyi	Gecikme Sayısı	Alt Sınır	Üst Sınır
% 1	10	8.74	9.63
%5	10	6.56	7.30
%10	10	5.59	6.26

Tablo 3, Pesaran ve diğerleri (2001) tarafından oluşturulan tabloya göre %1, %5 ve % 10 anlamlılık düzeyindeki alt ve üst sınırlar tablo 3 te izlenebilmektedir. Herhangi bir anlam düzeyinde F istatistiği üst sınır değerinden büyükse uzun dönemli ilişkinin (eşbütünleşik ilişki) olmadığını ifade eden sıfır hipotezi red edilmektedir. F istatistiği alt sınırın altında ise sıfır hipotezi kabul edilmektedir. F istatistiği alt ve üst sınır arasında bir değer alırsa kati bir yorum yapılamamakta ve alternatif eş bütünleşme testleri ne başvurulmaktadır.

Tablo 4: Sınır Testi Sonuçları

Ülkeler	Bağımlı değişken	F İstatistiği	Uzun Dönem Katsayısı	ECM (-1)
Çin	Δ LHSD	6.311***	-1.871*	-0.123**
Türkiye	Δ LUSD	6.661***	-0.761*	-0.312**
Meksika	Δ LUSD	9.715*	-0.132	-0.745*
Hindistan	Δ LHSD	9.871*	-1.712	-0.178*
Romanya	Δ LHSD	6.311***	0.176**	-0.177*
Şili	Δ LUSD	11.414*	-3.123**	-0.971**
Filipinler	Δ LUSD	7.981**	-1.213*	-0.331*

Not:*,** ve *** sırası ile %1,%5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

Tablo 4 te izlendiği gibi modele dâhil olan 10 gelişen ülkenin 7 tanesinde F istatistiğine göre iki değişken arasında eş bütünleşme ilişkisine rastlanmıştır. Çin, Hindistan ve Romanya'da hisse senedinin bağımlı değişken olduğu durumda eş bütünleşme ilişkisi tespit edilirken Türkiye, Meksika, Şili ve Filipinler'de döviz kurunun bağımlı değişken olduğu durumda eş bütünleşme ilişkisi tespit edilmiştir. Uzun dönem katsayılarına göre Meksika ve Hindistan dışındaki ülkeler istatistiki olarak anlamlı bulunmuştur. Bu sonuca göre Çin ve Romanya da döviz kuru, hisse senedi fiyatları üzerinde uzun dönemde negatif bir etkiye sahiptir.

3.3. Nedensellik Testi

Ekonometrik analizlerde, regresyona için kullanılan tüm değişkenlerdeki düzenli mevsimsel oynaklığın tespit edilmesi ve ortadan kaldırılması, katsayıların tahmin gücünü artırır. Çalışmamızda mevsimsellik arındırması Tramo Seats yöntemiyle yapılmıştır (Gomez ve Maravall,1996).

Toda ve Yamamoto (1995) Granger nedenselliğini araştırmak için düzeltilmiş VAR modelin tahminine dayalı bir yöntem geliştirmişlerdir. Serilerin bütünleşme dereceleri veya aralarındaki olası eşbütünleşme ilişkisi bu testin geçerliliğini etkilememektedir. TY testi için önemli olan VAR modelin gecikme uzunluğu (k) ve ilgilenilen serilerdeki maksimum bütünleşme derecesidir (d_{max}). Bu iki değer belirlendikten sonra $k+d_{max}$ gecikme uzunluğunda bir VAR model tahmin edilir ve bu modeldeki parametre sınırlamalarının test edilmesi sayesinde nedensellik analizi yapılır. Toda ve Yamamoto (1995), $d=1$ için gecikme uzunluğu seçme prosedürünün her zaman en azından asimptotik olarak geçerli olacağını ($k>d=1$ olduğu için) belirtmişlerdir. Bu nedenle, prosedür $k \neq 1$ olduğu sürece geçerlidir Her iki serinin de $I(0)$ olması durumunda ise VAR modele herhangi bir gecikme eklenmemekte ve bu durumda TY testi Granger nedensellik testi ile benzerlik göstermektedir. TY testi için aşağıda verilen VAR model görünürde ilişkisiz regresyon yöntemi ile tahmin edilir (Yılancı ve Özcan,2010)

Tablo 5: Toda Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları

Ülkeler	Gecikme Sayısı	HSD→USD		USD→HSD		Nedensellik Yönü
		Katsayı	P Değeri	Katsayı	P Değeri	
Çin	2	7,331	0.03*	8.212	0.000*	USD↔HSD
Hindistan	2	1,231	0,217	3.412	0.431	YOK
Endonezya	1	0,087	0,942	1.312	0.972	YOK
Malezya	1	11,331	0.538**	12.312	0.645**	USD↔HSD
Filipinler	1	14,312	0.075*	15.532	0.134	USD→HSD
Brezilya	4	0,563	0.434*	3.219	0.675*	USD↔HSD
Şili	5	53,312	0,878	12.412	0,743	YOK
Meksika	3	5,542	0.656**	6.213	0.421**	USD↔HSD
Romanya	2	5,099	0,035	5.342	0.442	YOK
Türkiye	2	1,471	0,577	1.675	0.434	YOK

Not:*,**,*** sırayla %1, %5 ve %10 anlam seviyesini göstermektedir.

Tablo 5 te gecikme uzunlukları Akaike (AIC), Schwarz (SC) ve Hannan Quinn (HQ) bilgi kriterlerini en küçük yapan değerlere göre belirlenmiştir. Nedensellik

sonuçlarımıza göre Hindistan, Endonezya, Şili, Romanya ve Türkiye ekonomilerinde döviz kuru ve hisse senedi arasında nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. Çin, Malezya, Brezilya ve Meksika ekonomilerinde her iki değişken arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Filipinler ekonomisinde ise döviz kurundan hisse senedine tek taraflı nedensellik ilişkisine rastlanmıştır. Her denkleme ait J.B. normallik testi, LM serisel korelasyon testi, White değişen varyanslık testi, Ramsey fonksiyonel yapı testi gibi teşhis (diagnostic) testlerin gösterildiği tablo 6 incelendiğinde modelin kabul edilebilir olduğu görülmektedir.

4. Sonuç

Bu çalışmada 1990'lı yıllarla birlikte hem teorik hem de ekonometrik nedenlerle birçok ekonomistin dikkatini çeken döviz kuru ile hisse senedi arasındaki karşılıklı ilişkiler, 10 ekonomisi geliştirmekte olan ülke seçilerek ampirik olarak incelenmiştir. Literatür taraması ardından yapılan ekonometrik modelde seçilen ülkeler için iki değişken arasında eş bütünleşme ilişkisi olup olmadığı saptanmıştır. Ulaşılan sonuçlara göre Çin, Hindistan ve Romanya'da hisse senedinin bağımlı değişken olduğu durumda eş bütünleşme ilişkisi tespit edilirken Türkiye, Meksika, Şili ve Filipinler'de döviz kurunun bağımlı değişken olduğu durumda eş bütünleşme ilişkisi tespit edilmiştir. Uzun dönem katsayılarına göre Meksika ve Hindistan dışındaki ülkeler istatistiki olarak anlamlı bulunmuştur. Daha sonra yapılan nedensellik testinde ise Hindistan, Endonezya, Şili, Romanya ve Türkiye ekonomilerinde döviz kuru ve hisse senedi arasında nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. Çin, Malezya, Brezilya ve Meksika ekonomilerinde her iki değişken arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Filipinler ekonomisinde ise döviz kurundan hisse senedine tek taraflı nedensellik ilişkisine rastlanmıştır.

Bu çalışma hisse senedi ile döviz kuru arasındaki ilişkiyi ortaya koyarak literatüre katkı sağlamasının yanı sıra, hisse senedi piyasası yatırımcılarına yol gösterici olması bakımından önemlidir.

Kaynaklar

- Aggarwal, R. (1981), "Exchange Rates and Stock Prices: A Study of US Capital
- Altunöz U. (2014), İkiz Açık Hipotezinin Geçerliliğinin Sınır Yöntemiyle Sınanması: Türkiye Örneği, Adıyaman Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, Yıl: 7, Sayı: 17,426-446.
- Altunöz, U. (2013). Türkiye'de Enflasyon, Büyüme Ve Finansal Derinleşme İlişkisinin Ampirik Analizi, Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, Cilt: 3 Sayı: 2,175-195.
- Ayvaz, Ö. (2006). Döviz Kuru Ve Hisse Senetleri Fiyatları Arasındaki Nedensellik İlişkisi, Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi 8 / 2 (2006). 1 - 14
- Berke, Burcu (2012) Döviz Kuru ve İMKB100 Endeksi İlişkisi: Yeni Bir Test, Maliye Dergisi Sayı 163 Temmuz-Aralık 2012:242-257.

- 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.
- Erbaykal, E. ve Okuyan,H. (2007). Hisse Senedi Fiyatları ile Döviz Kuru ilişkisi: Gelişmekte Olan Ülkeler Üzerine Ampirik Bir Uygulama, BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar - Cilt:1, Sayı:1, 2007,77-89.
- Gómez, V. and Maravall, A. (1996), "Programs TRAMO (Time series Regression with Arima noise, Missing observations, and Outliers) and SEATS (Signal Extraction in Arima Time Series). Instructions for the User", Working Paper 9628, Research Department, Banco de España.
- Granger, C.W.J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods, *Econometrica*, 37 (3) August, pp.424-438.
- Johansen, S. (1988), "Statistical analysis of cointegration vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(1), 231-54.
- Johansen, S. ve J. K. Juselius (1990). "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 69-206.
- Lean, H.H., N., P., & Smyth, R., (2011). Exchange Rate and Stock Price Interaction in Major Asian Markets: Evidence for Individual Countries and Panels Allowing for Structural Breaks, *The Singapore Economic Review*, 56, 2, 255-277.
- Mah, J., S. (2000) "An Empirical Examination of the Disaggregated Import Demand of Korea – the Case of Information Technology Products", *Journal of Asian Economics*, 11, 237-244.
- Markets Under Floating Exchange Rates", *Akron Business and Economics Review*, 12, 7-12.
- Nath, G. C., & Samanta, G. P. (2003). Dynamic relation between exchange rate and stock prices: a case for India. In 39th Annual Conference paper of Indian Econometric Society also published in NSE News February.
- Nieh, C. ve L, C. (2001), "Dynamic Relationship between Stock Prices and Exchange Rates for G-7 Countries", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 41, 477-490.
- Pesaran, M. H. Shon, Y. Smith, R.J., (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships, *Journal of Applied Econometrics*, 16, pp.289-326
- Pesaran, H, Y S. ve Richard J. S. (2001). "Bound Testing Approaches to the Analysis of Long Run Relationships." *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Yılancı, V. ve Özcan, B.(2010) "Yapısal Kırımlar Altında Türkiye İçin Savunma Harcamaları İle SGMH Arasındaki İlişkinin Analizi" *C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, Cilt 11, Sayı 1, 22-33