

TÜRKİYE’DE HİSSE SENEDİ FİYATLARI VE DÖVİZ KURU ARASINDA DOĞRUSAL VE DOĞRUSAL OLMAYAN EŞ BÜTÜNLEŞME İLİŞKİSİ

Doç.Dr. Bülent DOĞRU

Arş.Gör.Mürşit RECEPOĞLU

Gümüşhane Üniversitesi İİBF İktisat Bölümü

Gümüşhane Üniversitesi İİBF İktisat Bölümü

buldogru@gumushane.edu.tr

mursit_recepoglu@hotmail.com

Özet

Bu çalışmanın amacı Türkiye’de hisse senedi fiyat endeksi ile Euro/TL ve Dolar/TL döviz kurları arasında hem doğrusal hem de doğrusal olmayan eş bütünleşme ilişkisinin varlığını 1980-2012 arası dönemde aylık zaman serisi verileriyle analiz etmektir. Doğrusal eş bütünleşme testi Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen ve aynı düzeyde durağan olmayı gerektirmeyen sınır testi yaklaşımı ile analiz edilmiştir. Doğrusal olmayan eş bütünleşme analizi ise Breitung (2001) rank testi ile gerçekleştirilmiştir. Verilerde Şubat 2001’de yapısal kırılma görüldüğünden ayrıca alt dönemler için de analiz tekrarlanmıştır. Ampirik bulgular, Türkiye’de döviz kuru ve hisse senedi fiyatı arasında uzun dönemde bir eş bütünleşme ilişkisi olduğunu göstermektedir. Bu ilişki uzun dönemde pozitif kısa dönemde ise negatif çıkmıştır. İlişkinin yönü döviz kurundan hisse senedine doğrudur. Bu yüzden Türkiye Ekonomisi için döviz kuru ve hisse senedi arasındaki ilişkiyi açıklayan “geleneksel yaklaşım” teorisi geçerlidir.

Anahtar Kelimeler: Doğrusal ve Doğrusal Olmayan Eş bütünleşme, Sınır Testi, Rank Testi, Döviz Kuru, Hisse Senedi Fiyat Endeksi

JEL Kodu: F31, C58, G10

LINEAR AND NONLINEAR COINTEGRATION RELATIONSHIP BETWEEN STOCK PRICES AND EXCHANGE RATES IN TURKEY

Abstract

The aim of this study is to analyze both the linear and nonlinear co-integration relationship between Euro and U.S. Dollar exchange rates and stock price index with monthly time-series data covering the time period 1980 - 2013 for Turkish Economy. Linear co-integration test is analyzed by the bound test approach, developed by Pesaran, Shin and Smith (2001), that does not need to be applied to the series that are stationary at the same level. Whereas, nonlinear co-integration analysis is investigated by Breitung (2001) rank test. Additionally, because series has a structural break in trend in February 2001, analyzes are also employed for sub-periods. The

empirical findings suggest there is a co-integration relationship between exchange rates and stock price index in the long run. This relationship is positive in long run and negative in short run. The direction of the relationship is from exchange rates to stock prices. Therefore, for Turkish Economy the "traditional approach" describing the relationship between stock prices and exchange rates is valid.

Keywords: Linear and Non Linear Co-integration, Bound Test, Rank Test, Exchange rates, Stock Price Index

JEL Classification: F31, C58, G10

1.Giriş

1990'lı yıllarda finansal serbestleşme ile birlikte gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde tam sermaye hareketliliğinin birçok ülke tarafından benimsenmesi, sermayenin hareketi üzerindeki kontrollerin zayıflatılması, esnek kur rejimlerinin uygulanmaya başlaması, uluslararası ticaretin her alanda ivme kazanmaya başlaması ve uluslararası finansal yapının değişime uğraması döviz kurları ve hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi gittikçe karmaşık bir hal almıştır (Bodnar ve Gentry, 1993; Kıran 2009, s. 67). Hisse senedi ve döviz kuru arasındaki ilişkiyi açıklayan iki teori vardır: Bu teorilerden birincisi olan "geleneksel yaklaşıma" göre; döviz kurlarından hisse senedi fiyatlarına doğru bir nedensellik ilişkisi vardır. Dornbusch ve Fischer'a (1980) göre döviz kurlarında meydana gelen değişme ülkelerin rekabet gücünü ve dolayısıyla dış ticaret dengesini etkileyerek ülke içindeki reel geliri etkilemektedir. İkinci teori olan portföy dengesi yaklaşımı ise nedenselliğin hisse senedi fiyatından döviz kuruna olduğunu öne sürmektedir. Bu yaklaşıma göre hisse sendi fiyatlarındaki artış yabancı yatırımcıların ülke içine sermaye yatırımları yapmasına sebep olmakta ve yerli paranın değerini yükselterek ülke içinde faizlerin yükselmesine neden olmaktadır. Yükselen faizler ülke içine yapılan portföy yatırımlarını arttırarak yerli para talebinin yükselmesine ve döviz kurlarının düşmesine sebep olmaktadır. Düşen hisse senedi fiyatları için bu mekanizma tersine işleyerek döviz kurlarının yükselmesine neden olmaktadır (Kıran, 2009, ss. 67-68; Frankel, 1993). Bu iki teori bağlamında gelişmekte olan ülkelerde döviz kuru ve hisse senedi fiyatları arasında eş bütünleşme ilişkisi olup olmadığını ve ilişki varsa bunun yönünü tespit etmek amacıyla çalışma yapan Nathn ve Samanta (2003), Chen (2012), Lean, Narayan ve Smyth (2011), Kıran (2009), Kasman (2003), Sevüktekin ve Nargeleçekenler (2007), Kaya, Çmlekçi ve Kara (2013) ve Altıntaş ve Tombuk (2011) döviz kurları ve hisse senedi fiyatları arasında uzun dönemde bir eş bütünleşme ilişkisi olduğunu ortaya koymuşlardır. Yazarların bir kısmı nedenselliği çift yönlü bir kısmı ise tek yönlü bulmuşlardır. Yani hem geleneksel teori hem de portföy teorisi yaklaşımlarının farklı ülke ve zaman dilimleri için sağlandığı çalışmalar vardır.

Benzer durum gelişmiş ülkeler için de geçerlidir (bkz. Dilrukshan Simpson, 2009; Ajayi ve Mougoue, 1996; Hatemi ve Irandoust, 2002) Bu çalışmada hisse senedi fiyat endeksi ile döviz kuru arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkisi Türkiye Ekonomisi için aylık verilerle 1990- 2013 dönemi için doğrusal ve doğrusal olmayan eş bütünleşme testleri kullanılarak analiz edilmiştir. Doğrusal eş bütünleşme ilişkisi için farklı durağanlık düzeylerindeki değişkenler arasındaki eş bütünleşmeyi tespit eden ve Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen “sınır testi” yaklaşımı kullanılmıştır. Doğrusal olmayan eş bütünleşme yaklaşımı için ise Breitung’un (2001) iki taraflı “rank testi” yöntemi kullanılmıştır. Hisse senedi fiyatı olarak BİST 100 (daha önce İMKB 100) gösterge endeksi kullanılırken, döviz kuru olarak hem Euro/TL hem de Dolar/TL kullanılmıştır. Çalışmada kullanılan verilerde 2001 Şubat ayında yapısal kırılmaya rastlandığı için kurulan model ayrıca 2001 sonrası dönem için de tahmin edilmiştir. Çalışmanın hem doğrusal hem de doğrusal olmayan eş bütünleşme testlerinin sonuçlarına göre Türkiye Ekonomisinde 1990-2013 arası dönemde döviz kurları ve hisse senedi fiyatı arasında uzun dönemli bir eş bütünleşik ilişkinin varlığı ortaya çıkmaktadır. Çalışmanın geri kalan kısmı şöyle planlanmıştır: İkinci kısımda döviz kurları ile hisse senedi arasındaki ilişkiyi zaman serisi ve panel verilerle dünyanın farklı gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeleri ile Türkiye Ekonomisi için analiz eden çalışmalara yer verilmiştir.

2. Literatür

Ekonomi ve finans literatüründe döviz kuru fiyatları ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi inceleyen çok sayıda zaman serisi ve panel data çalışması vardır. Buna rağmen ikisi arasındaki nedensellik ilişkisinin yönü kesin değildir. Türkiye Ekonomisi ve diğer gelişmekte olan ülkelerde hisse senedi fiyatı ve döviz kuru arasındaki eş-bütünleşme ve nedensellik ilişkisi üzerine son dönemde yapılan çalışmalardan bazıları şöyledir: Chen (2012) Singapur’un Ocak 1998-Ekim 2011 dönemini kapsayan zaman dilimim için yapmış olduğu çalışmasında Breitung (2001) tarafından geliştirilen doğrusal olmayan eş bütünleşme tekniğini kullanmıştır. Çalışmasında hisse senetleri ve döviz kuru arasında uzun dönemde güçlü bir eş-bütünleşme ilişkisi olduğunu ortaya çıkarmıştır. Lean ve diğerleri (2011) 1991-2005 dönemini kapsayan dönemde sekiz Asya ülkesi (Hong Kong, Endonezya, Japonya, Kore, Malezya, Filipinler, Singapur, Tayland) için Gregory ve Hansen’in eş bütünleşme testi ile Westerlund panel Lagrange Multiplier (LM) eş bütünleşme testi ile döviz kuru ve hisse sendi fiyatları arasında eş bütünleşme olup olmadığını analiz etmişlerdir. Çalışmanın sonuçlarına göre, hisse senedi fiyatları ve döviz kuru uzun dönemde eş bütünleşik hareket etmektedir. Nathn ve Samanta (2003) Hindistan’da döviz kuru ile hisse senetleri fiyatları arasındaki ilişkiyi Mart 1993-Aralık 2002 dönemini kapsayacak süreçte analiz etmişlerdir. Çalışmanın ekonometrik yöntemi Granger

nedensellik testine dayanmaktadır. Nathn ve Samanta, Hindistan için hisse senedi piyasası ile döviz kuru arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi elde edememiştir. Dilrukshan Simpson (2009) Ocak 2003- Haziran 2006 dönemini kapsayan süreçte, Avusturalya ekonomisi için hisse senedi ve döviz kuru arasındaki uzun dönemli ilişkiyi analiz etmişlerdir. Yazarlara göre, Avustralya'da hisse senetleri fiyatları ile döviz kuru arasında pozitif yönlü bir etkileşim vardır. Özer, Kaya ve Özer (2011) Türkiye'nin Ocak 1996-Aralık 2009 dönemini kapsayan zaman diliminde BİST 100 endeksi ile bazı makroekonomik değişkenler arasında bir ilişki olup olmadığını tespit etmeye çalışmışlardır. Hisse senedi fiyatlarını döviz kuru ve diğer makroekonomik değişkenlerin anlamlı bir şekilde etkileyip etkilemediğini ve varsa bu etkileşimin yönü analiz edilmiştir. Özer ve diğerleri makalelerinde yöntem olarak Johansen-Juselius eş-bütünleşme testi ve Granger nedensellik testini kullanmışlardır. Ayrıca kurdukları modelin kısa ve uzun dönem dinamiklerini ortaya çıkarmak için Hata Düzeltme Modeli (VECM) yöntemini kullanmışlardır. Çalışmalarında elde ettikleri ampirik bulgulara göre, hisse senedi fiyatı ile bazı makro ekonomik değişkenler arasında uzun dönemli anlamlı bir ilişki bulunmaktadır. Değişken çiftleri arasındaki nedensellik ilişkisi Granger Nedensellik Testi ile sınanmış ve hisse senedi fiyatları ile döviz kuru arasındaki ilişki hariç diğer tüm değişkenlerle BİST 100 endeksi arasında tek yönlü bir nedensellik ilişkisi vardır. Altıntaş ve Tombuk (2011) Türkiye Ekonomisi için 1987-2008 döneminde hisse senedi fiyatı ile büyüme, para arzı, toplam döviz rezervleri ve döviz kuru arasında ilişki olup olmadığını VAR yöntemi ve Granger nedensellik testi ile analiz etmişlerdir. Çalışmalarında elde ettikleri sonuçlara göre, hisse senedi fiyatları ile büyüme, reel döviz kuru, geniş para arzı ve uluslararası rezervler arasında uzun dönemli bir ilişki vardır. Ayrıca hisse senetleri ile reel döviz kuru arasındaki ilişkinin pozitif yönlü olduğunu ortaya çıkarılmıştır. Kıran (2009) Türkiye'nin Ocak 1990-Temmuz 2008 dönemini kapsayan geniş zaman diliminin yanı sıra 1990-1994 ve 2001-2008 alt zaman dilimleri için, hisse senedi fiyatları ve döviz kuru arasındaki eş bütünleşme ilişkisini Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen sınır testi ve Toda Yamamoto (1995) nedensellik testi ile analiz etmişlerdir. Çalışmanın bulgularına göre, Ocak 1990-Aralık 1994 dönemi hariç uzun dönemde döviz kuru ve hisse senedi fiyatları arasında uzun dönemli bir ilişki vardır ve bu ilişki pozitif yönlüdür. 1990-2008 ve 1995-2008 dönemleri için döviz kurları ve hisse senedi fiyatları arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi vardır. Yani bu dönemde hem hisse senedi fiyatları döviz kurlarının hem de döviz kurları hisse senedi fiyatlarının Toda Yamamoto anlamında nedenidir. Buna karşılık 1990-1994 döneminde hisse senedi fiyatı ile döviz kurları arasında anlamlı bir ilişki bulunamamıştır. Kasman (2003), Türkiye'de hisse senedi fiyatları ve döviz kuru arasındaki nedensellik ve eş bütünleşme ilişkisini Johansen eş bütünleşme testi ve Granger

nedensellik testi ile analiz etmiştir. Kasman'ın çalışmasından elde edilen sonuç, döviz kuru ve hisse senedi fiyatı arasında uzun dönemde istikrarlı bir ilişki olduğu şeklindedir.

Kırbaş-Kasman (2006), Türkiye'de 1986-2003 dönemini kapsayan aralıkta enflasyon, sanayi üretimi, para arzı ve döviz kuru gibi değişkenlerle hisse senedi fiyatları arasında uzun dönemli ilişki olup olmadığını analiz etmiştir. Çalışmada eş-bütünleşme için Johansen (1998) testi ve uzun ve kısa dönem dinamiklerin tespiti için de Hata Düzeltme Modeli (VECM) kullanılmıştır. Çalışmanın sonuçlarına göre, sanayi üretimi dışındaki diğer makroekonomik değişkenlerin hisse senedi fiyatlarına; hisse senedi fiyatlarının da makroekonomik değişkenlere Granger anlamında neden olduğu ortaya çıkmıştır. Ayrıca sanayi üretim endeksi ile hisse senedi fiyatları arasında sanayi üretiminden hisse senedi fiyatlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Sevütekin ve Nargeleçekenler (2007) Türkiye'de Ocak 1986- Aralık 2006 dönemini kapsayan süreçte BİST endeksi ve döviz kuru (DOLAR) arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkileri araştırmaktadırlar. Çalışmada hisse senetleri fiyatları ve döviz kuru arasında bir uzun dönem ilişkisi Engle-Granger iki aşamalı süreci, Johansen kointegrasyon testi ve Phillips-Ouliaris testleri kullanılarak belirlenmeye çalışılmıştır. Bu çalışmada yazarlar diğer çalışmalardan farklı olarak zaman serilerinin durağanlığı ayrıca yapısal kırılmalı birim kök testleri kullanılarak da analiz edilmiştir. Hem BİST hem de DOLAR serileri yapısal kırılma testlerine göre durağan değildir. Çalışmanın sonucuna göre Türkiye'de hisse senetleri fiyatları ve döviz kuru arasında uzun dönemde pozitif ve anlamlı bir ilişki vardır. Çalışmanın bir diğer sonucuna göre kısa dönemde hisse senetleri fiyatları ile döviz kuru arasında bir nedensellik ilişkisi yoktur ancak uzun dönemde bu ilişki çift yönlüdür. Kaya ve diğerleri (2013) Türkiye için Ocak 2002-Haziran 2012 dönemini kapsayan süreçte BİST 100 endeksini etkileyen makroekonomik değişkenlerin neler olduğunu çok değişkenli regresyon ile EKK tekniğini kullanarak analiz etmişlerdir. Modelin açıklayıcı değişkenleri döviz kuru ile birlikte faiz oranı, para arzı ve sanayi üretim endeksidir. Çalışmanın sonucuna göre hisse senedi getirileri ile döviz kuru arasında negatif yönlü anlamlı bir ilişki vardır. bu çalışmanın sonucu Sevütekin ve Nargeleçekenler (2007) çalışmasının sonuçları ile çelişmektedir. Sevütekin ve Nargeleçekenler, bu ilişkiyi pozitif olarak belirlemişlerdir.

3. Veri

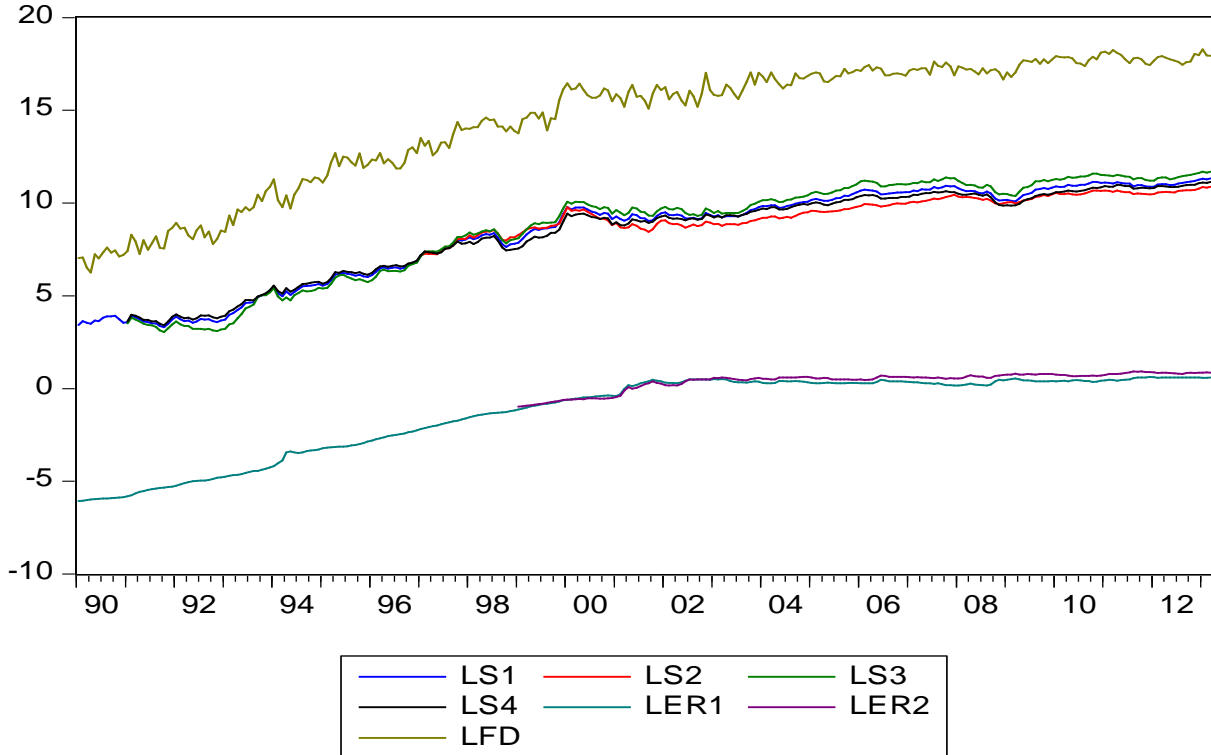
Hisse senetleri ile döviz kuru arasındaki ilişkiyi inceleyen bu çalışmada hisse senedi fiyatı olarak BİST ulusal 100 endeksinin kapanış fiyatının yanı sıra ulusal sanayi endeksi, mali endeks ve hizmetler endeksinin kapanış fiyatları da ele alınmıştır. Döviz kuru olarak da Amerikan doları ve Euro kurunun TL cinsinden satış fiyatları ele alınmıştır. Döviz kurları ile hisse senedi fiyatları

arasındaki ilişkiyi açıklamak için kurulan modele Kıran (2009) ve benzeri çalışmalardan hareketle açıklayıcı değişken olarak ayrıca finansal derinlik değişkeni de eklenmiştir. Finansal derinlik değişkeni genel olarak BİST'in kapitalizasyon değerinin toplam menkul kıymet stoklarına bölünmesiyle elde edilmektedir (Kıran, 2009, s. 71). Kurulan modele deterministik trend (t) ile birlikte, D1, D2 ve D3 kukla değişkenleri de ilave edilmiştir. Bu üç kukla değişken sırasıyla Türkiye ekonomisinde yaşanan 1994 Nisan krizini, Şubat 2001 de yaşanan döviz krizini ve 2008 yılında yaşanan Küresel Finansal krizlerinin BİST ve döviz kurları üzerindeki şok etkilerini modelde temsil etmek üzere dahil edilmiştir. D1, D2 ve D3 sırasıyla Nisan 1994, Şubat 2001 ve 2008 yılı boyunca 1 değerlerini diğer aylarda ise 0 değerini almaktadır. Ayrıca bu çalışmada kullanılan veriler aylık olduğu için tramo/seats yöntemi ile mevsimsellikten arındırılma yoluna gidilmiştir. Veriler aylık olup genel olarak 1990:1 – 2013: 3 arası dönemi kapsamaktadır. Euro kurunun başlangıç tarihi 1999:1, hizmet, mali ve sınai endeksin başlangıç tarihleri ise sırasıyla 1997: 1, 1991:1 ve 1991:1'dir. Bütün veriler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası elektronik veri dağıtım sistemi ve Sermaye Piyasası Kurulu istatistiklerinden derlenmiştir. Çalışmada verilerin logaritmik dönüşümleri kullanılmıştır. Tablo 1'de verilere ait tanımlamalar ve betimleyici istatistikler; Şekil 1'de ise döviz kurları ve hisse senedi endekslerinin analiz edilen dönem boyunca sergiledikleri hareket görülmektedir. Tabloya göre BİST 100, hizmet, mali ve sınai endeksine ait ortalamalar sırasıyla 8.32, 9.40, 8.70, 8.41'dir. Dolar kuru Euro kuru ve finansal derinlik serilerinin ortalaması da sırasıyla -1.29, 0.40, 14.40'dır. Serilerin ortalama etrafında gösterdiği değişkenlik olan standart sapma (volatilite) değerlerine bakıldığında hisse senedi endeksleri arasında ulusal hizmet endeksinin diğer endekslere göre daha az değişkenlik gösterdiği görülmektedir. Döviz kurları içinde ise Euro kuru dolar kuruna göre daha az değişkenlik göstermektedir. Hisse senedi endeksleri arasında en büyük volatilite ulusal mali endekse aittir. Serilerin normal dağılıp dağılmadığını ortaya koyan Jarque Bera normallik testine bakıldığında, serilerin hiçbirinin normal dağılmadığı görülmektedir (normal dağıldığını ileri süren Ho hipotezi % 1 hata düzeyinde reddedilmektedir). Serilere ait bu betimleyici istatistiklerden ortaya çıkan sonuçlar Şekil 1 tarafından desteklenmektedir. Şekle göre hem döviz kurları hem de hisse senedi fiyatları belirli bir ortalama etrafında dağılım göstermemekteler ve zaman içerisinde birlikte hareket ediyormuş algısı yaratmaktalar. Ayrıca şekle göre 2001 krizinden sonra trendde bir değişme olmuş yani yapısal kırılma yaşanmıştır. Bu yüzden (1) nolu denklem hem genel analiz dönemi boyunca hem de 2001: 02-2013:03 dönemi için ayrıca tahmin edilmiştir. Bunun için ayrıca yapılsa kırılmalı birim kök testlerini uygulama yoluna gidilmemiştir.

Tablo 1. Serilerin Tanımları ve Betimleyici İstatistikler

	LS1	LS2	LS3	LS4	LER1	LER2	LFD
Ortalama	8.323	9.493	8.705	8.413	-1.294	0.409	14.405
Maksimum	11.323	10.887	11.699	11.135	0.624	0.921	18.283
Minimum	3.295	7.1553	3.0445	3.497	-6.060	-0.981	6.265
Std. Sapma	2.579	0.9109	2.694	2.301	2.176	0.4948	3.406
Jarque-Bera istat.	33.255	10.057	35.227	32.973	44.852	73.473	38.983
Jarque-Bera olas.	0.000	0.0065	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Gözlem sayısı	279	195	267	267	279	171	279
Gözlem dönemi	1990-2013	1997-2013	1991-2013	1991-2013	1990-2013	1999-2013	1990-2013

Notlar: LS1: BİST 100 endeksinin doğal logaritmasını, LS2 : Ulusal hizmet endeksinin doğal logaritmasını, LS3: Ulusal mali endeksinin doğal logaritmasını, LS4: Ulusal sınai endeksinin doğal logaritmasını, LER1: TL/Dolar kurunun doğal logaritmasını, LER2: TL/Euro kurunun doğal logaritmasını ve LFD: BİST'in işlem hacminin doğal logaritmasını göstermektedir.

Şekil 1. LS1, LS2, LS3, LS4, LER1, LER2 ve LFD Serilerinin Grafikleri

Değişkenler arasındaki basit korelasyon katsayılarının yer aldığı Tablo 2, döviz kurları ve hisse senedi fiyatları arasındaki bu birlikte hareket etme durumunu daha ayrıntılı şekilde açıklamaktadır. Tabloya göre BİST 100, hizmet, mali ve sınai endeksleri ile Dolar ve Euro döviz

kurları arasındaki korelasyon katsayıları sırasıyla 0.63, 0.49, 0.61, 0.70 ve 0.76, 0.65, 0.75, 0.82'dir. İlginç bir şekilde Euro kuru ile endeksler arasındaki ilişkinin derecesi Dolar ile fiyat endeksleri arasındaki ilişkinin derecesinden daha yüksek çıkmıştır. Ancak BİST 100 endeksi ile mali, sınai ve hizmet endeksleri arasında % 98 ve üzeri korelasyon olduğu için kurulacak modellerin BİST 100 endeksi ile tahmin edilmesi yeterli olacaktır. Zira diğer endeksler %98-99 oranına bu endeksle aynı hareket etmektedir. Dolayısıyla bu aşamadan sonra hisse senedi getiri endeksi olarak sadece BİST 100 endeksi getiri oranları dikkate alınacaktır. LS2, LS3 ve LS4 yüksek korelasyondan dolayı model tahminlerine dahil edilmemektedir.

Tablo 2. Korelasyon Matrisi

	LS1	LS2	LS3	LS4	LER1	LER2	LFD
LS1	1						
LS2	0.98	1					
LS3	0.99	0.95	1				
LS4	0.99	0.94	0.98	1			
LER1	0.63	0.49	0.61	0.70	1		
LER2	0.76	0.65	0.75	0.82	0.95	1	
LFD	0.65	0.70	0.784	0.78	0.69	0.80	1

4. Ekonometrik Yöntem

Bu kısımda çalışmada kullanılan ekonometrik yöntemler hakkında teorik bilgiler verilmektedir.

4.1. Pesaran, Shin & Smith (2001) Sınır Testi Metodu

Pesaran et al. (2001) tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımı değişkenlerin bütünleşme dereceleri hakkında ön bilgiye sahip olmayı gerektirmediği gibi, değişkenlerin Johansen'de olduğu gibi aynı düzeyde durağan olmalarına da ihtiyaç duymamaktadır. Ancak her ne kadar değişkenlerin I(0) yad I (1) olmaları fark etmese de I(2) olmamaları gerekmektedir. Bu yüzden birim kök testi yapılmak zorundadır. Sınır testi yaklaşımı, aşağıdaki kısıtsız hata düzeltme modelinin bu çalışmadaki verilerle tahminine dayanmaktadır:

$$DLS_i = \theta_{0i} + \sum_{j=1}^p \theta_{ji} DLS_{i,t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_{ji} DLER_{n,t-j} + \theta_{1i} LS_{i,t-1} + \theta_{2i} LER_{n,t-1} + \theta_{3i} LFD_t + \theta_{4i} D1 + \theta_{5i} D2 + \theta_{6i} D3 + \theta_{7i} t \quad (1)$$

$$i = 1,2,3,4 \text{ ve } n = 1,2$$

Burada, LS_i , BİST fiyat endeksini göstermektedir. Dört farklı endeks ele alınmıştır: BİST 100, sanai, mali ve hizmet endeksi. LER_n döviz kurunun logaritmik değeri olup Dolar/TL ve Euro/TL olmak üzere iki farklı döviz kuru ile model tahmin edilmiştir. D fark operatörünü (Δ); t trendi, D1, D2 ve D3 kriz aylarını temsil eden kukla değişkenleri göstermektedir. Bu kriz ayları Nisan 1994, Şubat 2001 ve 2008 yılının 12 ayıdır. Modelde yer alan LFD_t değişkeni finansal piyasaların derinliğini temsil etmektedir ve Kıran (2009) başta olmak üzere bazı yazarlar Türkiye Ekonomisi için bu değişkeni BİST'in kapitalizasyon değerinin toplam menkul kıymet stoklarına bölünmesi olarak tarif etmektedirler (Kıran, 2009, s. 71).

Sınır testi yaklaşımı Wald testi ile hesaplanan $H_0: \theta_1 = \theta_2 = 0$ temel hipotezinin geçerli olması durumunda iki değişken arasında uzun dönemde eş bütünleşme ilişkisi olmadığını; $H_1: \theta_1 \neq, \theta_2 \neq 0$ hipotezinin kabul edilmesi durumudna ise uzun dönemde eş bütünleşme ilişkisinin olduğuna karar verilir. Wald Testi ile hesaplanan F-istatistikleri Pesaran et al. (2001) çalışmasında sunulan kritik değerlerle karşılaştırılarak karar verilir.

4.2. Breitung (2001) Rank Testi: Doğrusal Olmayan Eş-Bütünleşme Testi

$\{x_t^T\}$ ve $\{y_t^T\}$ arasında $y_t = f(x_t) + \varphi_t$ şeklinde doğrusal olmayan bir eş-bütünleşme ilişkisinin olması için, y_t ve $f(x_t)$ birlikte $\sim I(1)$, yani bütünleşme düzeyleri eşit olmalı ve φ_t 'nin de $\sim I(1)$ olduğunu ileri süren sıfır temel hipotezinin kabul edilmemesi gerekmektedir. Alternatif hipotez φ_t 'nin $\sim I(0)$ olduğunu ileri sürmektedir ki bu durumda y_t ve x_t arasında eş bütünleşme ilişkisi vardır. Breitung (2001) $f(x_t)$ 'nin doğrusal olmadığı durum için de $R_T(x_t) = Rank[X_t, \dots, X_T]$ olacak şekilde bir zaman dizisi tabanlı rank testi geliştirmiştir. Aynıısını $R_T(y_t)$ içinde yapmıştır. Daha sonra $R_T(x_t)$ ve $R_T(y_t)$ arasındaki farkı ölçen iki farklı ölçüm önermiştir (Breitung, 2001; Chen, 2012, p. 130):

$$k_T^* = \frac{T^{-1} \sup |d_t|}{\hat{\sigma}_{\Delta d}} \quad (2)$$

$$\xi_T^* = \frac{T^{-3} \sum_t^T d_t^2}{\hat{\sigma}_{\Delta d}^2} \quad (3)$$

Burada, T gözlem sayısını, t ise ilgili gözlemi göstermektedir. $\hat{\sigma}_{\Delta u}^2 = T^{-2} \sum_{t=2}^T (\tilde{u}_t^R - \tilde{u}_{t-1}^R)^2$ olup $\tilde{u}_t^R = R_T(y_t) - \hat{b}'_T R_T(x_t)$ ifadesinden elde edilmektedir. Burada, \hat{b}'_T , $R_T(y_t)$ 'nin, $R_T(x_t)$ üzerine regresyonundan elde edilen en küçük kareler tahmincisidir. Doğrusal olmayan

$g(y_t)$ ve ya $f(x_t)$ fonksiyonlarının monotonik artan ya da azalan oldukları bilinmediğinden Breitung, kalıntı karelerine göre normalize edilmiş çok değişkenli rank istatistiği olarak aşağıdaki testi önermiştir (Breitung, 2001, p. 335):

$$\Xi_T(k) = T^{-3} \sum_{t=1}^T (\tilde{u}_t^R)^2 / \hat{\sigma}_{\Delta u}^2 \quad (4)$$

Breitung (2001) bu test için Monte Carlo simülasyonuna göre elde edilmiş kritik değerleri kendi çalışmasında tablo 1’de sunmaktadır. Hesaplanan test istatistiği kritik değerlerin altında kalırsa eş bütünleşme olmadığını ileri süren temel hipotez ret edilmektedir.

5. Ekonometrik Bulgular

Pesaran et al. (2001) tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımı doğrusal eş bütünleşme olup olmadığını farklı durağanlık seviyeleri için ortaya çıkarabilmektedir. Ancak her ne kadar değişkenlerin durağanlık düzeyleri aynı olmasa da hiçbir değişkenin I(2) olmaması gerekmektedir. Bu amaçla yapılan Augmented Dickey Fuller (ADF) ve Philips Perron (PP) birim kök testi sonuçları tablo 3’te sunulmaktadır. Tabloya göre hisse senedi fiyatları birinci farkında, döviz kurları ise düzey değerlerinde durağandır. Hiçbiri I(2) değildir.

Tablo 3. ADF ve PP Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	Düzye				Birinci fark				Sonuç
	ADF ^a istatistik	P	PP ^b istatistik	P	ADF istatistik	P	PP istatistik	P	
LS1	-1.881	4	-1.504	5	-13.127***		-13.035***	5	I(1)
LER1	-5.872***	4	-2.173**	5	-		-		I(0)
LER2	-3.749**	5	-4.583**	4	-		-		I(0)
LFD	-1.904	5	-2.504	5	-21.486***		-23.801***		I(1)

Notlar: Gecikme uzunluğu (P) Schwarz bilgi kriterine (SC) göre seçilmiştir. -ADF ve PP testleri sabitli ve trendli model baz alınarak yapılmıştır. ^a Augmented Dickey Fuller Test, ^b Philips-Perron Test

***, ** ve * sırasıyla %1,5 ve 10 hata düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir

Model (1)’in sınır testi yaklaşımı ile tahmin edilmesi için uygun gecikme uzunluğunun tespit edilmesi gerekmektedir. Bu amaçla (1) nolu model 6, 5,4,3,2 ve 1 gecikmeler için tahmin edilerek her basamakta AIC ve SC değerleri rapor edilmiştir. Breusch-Godfrey LM test istatistiğine göre serisel otokorelasyon probleminin olmadığı en küçük AIC ve SC değerine sahip gecikme en optimal gecikme değeri olarak seçilmiştir. Sonuçlar tablo 4’te sunulmaktadır.

Tablo 4. Gecikme Uzunluğu Tespiti

Dolar Döviz kuru modeli için uygun gecikme uzunluğu tespiti						
1990:01-2013:03						
Gecikme	6	5	4	3	2	1
AIC	-1.5286	-1.532	-1.5325	-1.5354	-1.5689	-1.5099
SC	-1.3424	-1.3377	-1.3635	-1.3883	-1.4132	-1.4187
BG-LM test	0.49	1.12	0.018	1.5	2.85**	3.94**
2001:02-2013:03						
Gecikme	6	5	4	3	2	1
AIC	-2.1351	-2.1514	-2.1521	-2.1584	-2.1547	-2.1564
SC	-1.8335	-1.8864	-1.9347	-1.9756	-2.0146	-2.0549
BG-LM test	5.44**	3.55**	4.40**	7.80***	9.58***	6.11***
Euro Döviz kuru modeli için uygun gecikme uzunluğu tespiti						
1999:1-2013						
Gecikme	6	5	4	3	2	1
AIC	-1.843	-1.5017	-1.8431	-1.8551	-1.8622	-1.8585
SC	-1.5404	-1.5882	-1.6228	-1.6684	-1.7135	-1.7474
BGSC test	0.06	0.88	0.95	0.01	1.62	3.07**
2001:02-2013:03						
Gecikme	6	5	4	3	2	1
AIC	-2.1445	-2.1856	-2.207	-2.1984	-2.2163	-2.2146
SC	-1.8389	-1.9193	-1.9798	-2.0142	-2.0673	-2.1129
BG-LM test	6.63***	1.49	2.88**	3.94**	4.45**	3.55***

Notlar: ***, ** ve * sırasıyla % 1, 5 ve 10 hata düzeylerinde serişe otokorelasyon olduğunu ifade etmektedir. BG-LM; Breusch-Godfrey serisel otokorelasyon testisidir.

Tabloya göre Dolar'ın döviz kuru olarak kullanıldığı modeller için 1990-2013 ve 2001-2013 döneminde en uygun gecikmeler sırasıyla 2 ve 2'dir. Euro'nun döviz kuru olarak kullanıldığı modeller için 1999-2013 ve 2001-2013 döneminde en uygun gecikmeler sırasıyla 1 ve 1'dir. Bu uygun gecikme değerleri ve D1, D2 ve D3 kuklaları ile finansal derinlik değişkenini (LFD) ihtiva eden modellere ait tahmin sonuçları tablo 5'te sunulmaktadır.

Tablo 5. (1) Nolu Kısıtsız Modelin Tahmin Sonuçları

Bağımlı değiş:	Model: M1				Model: M2			
	1990:01-2013:03		2001:2-2013:03		1999:01-2013		2001:02-2013:03	
	Katsayılar	Olasılıklar	Katsayılar	Olasılıklar	Katsayılar	Olasılıklar	Katsayılar	Olasılıklar
DLS1								
SABİT	-0.976	0.005	-1.334	0.000	-0.815	0.000	-1.067	0.000
DLS1(-1)	0.124	0.371	-0.072	0.366	0.142	0.034	0.073	0.359
DLS1(-2)	-0.127	0.083	-0.131	0.078				
DLER1	-0.371	0.005	-1.038	0.000				
DLER2					-0.056	0.000	-0.835	0.000
DLER1(-1)	-0.114	0.224	-0.188	0.219				
DLER1(-2)	0.238	0.117	0.235	0.112				
LS1(-1)	-0.046	0.005	-0.134	0.000	-0.067	0.000	-0.136	0.000
LER1(-1)	0.036	0.630	0.024	0.625				
LER2(-1)					0.125	0.004	0.069	0.131
DLER2(-1)					-0.213	0.397	0.140	0.309
LFD	0.152	0.005	0.170	0.000	0.172	0.000	0.152	0.000
TREND	0.001	0.230	-0.001	0.103	0.001	0.075	-0.001	0.125
D1	-0.053	0.148						
D2	-0.209	0.000			-0.196	0.011		
D3	-0.067	0.000	-0.066	0.004	-0.042	0.081	-0.049	0.019
BG-LM test	1.49 (0.12)		0.98(0.23)		0.55(0.44)		1.65(0.10)	
Ramsey Reset	0.65(0.42)		0.74(0.38)		0.89 (0.21)		0.55 (0.19)	
White test	1.32(0.11)		1.44 (0.31)		1.56 (0.14)		1.65 (0.23)	

Notlar: M1 Doların döviz kuru olarak kullanıldığı modeli; M2 ise Euro'nun döviz kuru olarak kullanıldığı modeli göstermektedir.

Değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisi olup olmadığı (1) nolu modeldeki gecikmeli değerlere ait parametrelerin aynı anda Ho hipotezine göre sıfıra eşit olup olmadığı ile açıklanmaktadır. Bunun için sınır testi uygulanacaktır. Bu testin sonuçları tablo 6 da gösterilmiştir. Hesaplanan F-istatistiği kritik üst değerden daha büyükse eş bütünleşme olduğuna; kritik alt değerden küçükse eş bütünleşme olmadığına karar verilir. Hesaplanan F-değeri alt ve üst değerler arasında yer aldığı zaman eş bütünleşme için kesin bir yargıya varılamaz. Tablo 6'da hesaplanan F-istatistikleri Pesaran et al. (2001) tarafından bulunan kritik değerlerin üst değerlerinden daha yüksek çıkmıştır. Bu yüzden döviz kuru ve hisse senedi fiyatı arasında uzun uzun dönemde bir eş bütünleşme ilişkisi vardır. Yani değişkenler bir uzun dönem denge noktasına doğru yakınsamaktadırlar. Dengeden sapmalar geçicidir.

Tablo 6: Eş-bütünleşme Testi Sonuçları (Sınır Testi)

Model	Dönem	F-istatistiği	Kritik değerler		
			Hata düzeyi	Alt değer	Üst değer
M1	2001:02-2013:03	36.62	%1	8.74	9.63
M1	1990:01-2013:03	18.41	%2.5	7.46	8.27
M2	1999:01-2013:03	65.01	%5	6.56	7.30
M2	2001:02-2013:03	18.72	%10	5.59	6.26

Not: k, (1) nolu eşitlikteki bağımsız değişken sayısıdır. Kritik değerler Pesaran et al . (2001, p.35) tablo C1 (V)'den alınmıştır.

Tablo 7 ise Breitung'un (2001) doğrusal olmayan eş bütünleşme testi sonuçlarını göstermektedir. Breitung'un iki taraflı rank testi sonuçlarına göre eş bütünleşme olmadığını öne süren temel hipotez ret edilmektedir. Yani Breitung testi de hisse senedi ve döviz kuru arasında eş bütünleşme olduğunu ileri sürmektedir.

Tablo 7: Doğrusal Olmayan Eş Bütünleşme Modelleri İçin Breitung Rank Testi

M1	LS1	M2	LS1
LER1	0.00145*	LER1	0.00131**

Notlar: Kritik değerler Breitung (2001) tablo 1'den alınmıştır

* ve ** sırasıyla % 1 ve 5 hata düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

Hisse senedi fiyatı ve döviz kurları arasında uzun dönem ilişkisi bulduğumuz için, kısa ve uzun dönem dinamiklerini (elastikyetleri) hesaplamak için (1) nolu modeli tahmin etmemiz gerekmektedir. Tahmin edilen (1) nolu modelin sonuçları Tablo 8'de yer almaktadır. Tabloya göre bütün dönemler için hesaplanan uzun ve kısa dönem elastikyetleri (katsayılar-dinamikler) anlamlıdır. Buna göre hem Euro/TL hem de Dolar/TL döviz kurlarında meydana gelecek bir değişme hisse senedi fiyatlarını kısa ve uzun dönemde etkileyecektir. Dolar/TL kurunun yüzde 1 artması, hisse senedi fiyatlarını 1990: 01-2013: 03 ve 2001: 02- 2013: 03 dönemlerinde sırasıyla yüzde 0.782 ve yüzde 0.179 arttıracaktır. Aynı dönemlerde Euro/TL kuruna meydana gelecek yüzde 1'lik artış ise hisse senedi fiyatlarını sırasıyla yüzde 1.865 ve yüzde 0.507 arttıracaktır.

Tablo 8. Kısa ve Uzun Dönem Dinamikler

Model	Zaman Dilimi	Dönem	Katsayı
M1	1990: 01-2013: 03	Uzun	0.782*
		Kısa	-0.371**
M1	2001:2-2013: 03	Uzun	0.1791*
		Kısa	-1.038***
M2	1999: 01-2013: 03	Uzun	1.865**
		Kısa	-0.056***
M2	2001: 02-2013: 03	Uzun	0.507*
		Kısa	-0.835***

Notlar: -***, ** ve * sırasıyla % 1, 5 ve 10 hata düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

Kısa dönem elastikiyetler $DLER_{1t}$, $DLER_{2t}$ ve DLS_{1t} değişkenlerinin katsayılarıdır. Her modelde hesaplanan uzun dönem katsayıları (elastikiyetleri) LER_{1t-1} ve LER_{2t-1} katsayılarının LS_{1t-1} değişkeninin katsayısına bölünmesi ve (-1) ile çarpılması sonucu elde edilir: $-(\theta_{2i}/\theta_{1i})$

Seriler arasında uzun dönemli eş bütünleşme ilişkisi ortaya çıktığına göre Granger'ın Temsil Teoremine göre (Granger representation theorem) x_t ve y_t gibi iki olay eş bütünleşik ise o zaman x_t ve y_t arasında tek yönlü ya da iki yönlü bir nedensellik ilişkisi beklenmelidir (Gujarati, 2004, p. 852) .Son olarak nedenselliğin yönünü bulmak için Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Böylece hisse senedi ve döviz kuru arasında var olan “portföy dengesi yaklaşımı” ve “geleneksel yaklaşım” tezlerinden hangisinin Türkiye için geçerli olduğu ortaya çıkacaktır. Tablo 9’da yer alan Granger nedensellik sonuçlarına göre Türkiye’de sadece 1999: 01-2013:03 döneminde Euro döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasında çift yönlü bir ilişki vardır. Dolar kuru ile hisse senedi arasında hem 1990-2013 hem de 2001-2013 döneminde Dolardan hisse senedine tek yönlü ilişki vardır. Aynı tek yönlü ilişki Euro’dan hisse senedine doğru 2001-2013 döneminde de görülmektedir. Sonuç olarak Türkiye’de Döviz kurundan hisse senedine doğru bir nedensellik ilişkisi vardır. Bu yüzden Türkiye Ekonomisinde “geleneksel yaklaşım” geçerlidir sonucuna varılmaktadır.

Tablo 9. Granger Nedensellik Testi Sonuçları

<i>LER1 ve LS1 arasındaki nedensellik</i>		
Dönem	Nedenselliğini yönü	Nedenselliğini yönü
1990: 1- 2013: 03	LER1'den LS1'e doğru değildir	LS1'den LER1'e doğru değildir
F-istatistiği	4.712*	0.327
2001: 02-2013: 03	LER1'den LS1'e doğru değildir	LS1'den LER1'e doğru değildir
F-istatistiği	3.42**	0.798
<i>LER2 ve LS1 arasındaki nedensellik</i>		
Dönem	Nedenselliğini yönü	Nedenselliğini yönü
1999: 01-2013: 03	LER2'den LS1'e doğru değildir	LS1'den LER2'ye doğru değildir
F-istatistiği	3.823**	5.367*
2001: 02-2013: 03	LER2'den LS1'e doğru değildir	LS1'den LER2'ye doğru değildir
F-istatistiği	2.500***	1.757

Not: Granger nedensellik testi 2 gecikme için uygulanmıştır.

***, ** ve * sırasıyla % 10, 5 ve 1 hata düzeylerinde anlamlılık düzeylerini göstermektedir

6. Sonuç

Bu çalışmanın amacı Türkiye'de hisse senedi fiyatı ile Euro/TL ve Dolar/TL döviz kurları arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkileri aylık verilerle 1990- 2013 arası dönemde Pesaran et al. (2001) tarafından geliştirilen doğrusal eş bütünleşme testi yaklaşımı (sınır testi) ve Breitung (2001) tarafından geliştirilen doğrusal olmayan eş bütünleşme yaklaşımı (rank test) çerçevesinde analiz etmektir. Çalışmada kullanılan verilerde 2001 Şubat ayında yapısal kırılmaya olduğu için bu testler ayrıca 2001 sonrası dönem için de uygulanmıştır. Çalışmanın doğrusal ve doğrusal olmayan eş bütünleşme testlerinin sonuçlarına göre Türkiye'de hem 1990-2013 arası dönemde hem de 2001-2013 dönemde döviz kurları ve hisse senedi fiyatları eş bütünleşik hareket etmektedir. Bu ilişki döviz kuru olarak Euro veya Dolar kullanılmasına göre değişmemektedir. Çalışmadan elde uzun dönem elastikiyetleri bütün dönemler ve döviz kurları için anlamlı ve pozitifdir. Buna göre döviz kurlarında meydana gelen yüzde birlik artışların hisse senedi fiyatlarını yüzde 0.5 ile yüzde 1.8 arasında arttırması beklenmektedir.

Çalışmadan elde edilen bir diğer bulgu da Türkiye Ekonomisinde döviz kurundan hisse senedi fiyatlarına doğru bir nedensellik ilişkisinin var olduğunun saptanmasıdır. Bu yüzden Türkiye'de

hisse senedi ve döviz kuru arasındaki ilişkiyi açıklayan yaklaşımlardan “geleneksel yaklaşıma” geçerlidir

KAYNAKÇA

- Altıntaş, H., Tombak, F., (2011). *Türkiye’de Hisse Senedi Fiyatları ve Makro Ekonomik Değişkenler Arasındaki İlişkinin Ekonometrik Analizi: 1987-2008*, Paper presented at EconAnadolu 2011: Anadolu International Conference in Economics II.
- Ajayi, R. A, & Mougoue, M. (1996). On the Dynamic Relation Between Stock Prices and Exchange Rates. *Journal of Financial Research*, (19), 193-207.
- Bodnar, G. M., Gentry, W. M. (1993). Exchange rate exposure and industry characteristics: evidence from Canada, Japan, and the USA. *Journal of international Money and Finance*, 12(1), 29-45.
- Breitung, J., (2001). Rank tests for nonlinear cointegration , *Journal of Business and Economic Statistics* 19, 331–40.
- Chen, T-H., (2012). The Cointegration between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Singapore, *Middle Eastern Finance and Economics*, 18, 126-133.
- Dilrukshan, R. & Simpson, J.(2009), The Interaction between Exchange Rates and Stock Prices: An Australian Context, *International Journal of Economics and Finance*, 1(1), 1-23.
- Dornbusch, R. ve Fischer, S. (1980). Exchange Rates and the Current Account, *Amercian Economic Review*, 70, 960-971.
- Emirmahmutoglu, F., Kose, N. (2011), Testing for Granger causality in heterogeneous mixed panels, *Economic Modelling* , 28, 870–876.
- Frankel, J. A, (1993). *Monetary and Portfolio Balance Models of the Determination of Exchange Rates*, MIT Pres, Cambridge.

Gujarati, D. (2004). *Basic Econometrics*, Fourth Edition, The McGraw Hill Company.

Hatemi, J. A., Roca, E. (2005). Exchange Rates and Stock Prices: Interaction During Good and Bad Times: Evidence from the Asean 4 Countries, *Applied Financial Economics*, 15, 539-546.

Kıran, B., (2009). Türkiye’de Döviz Kuru ve Hisse Senedi Fiyatlarının Sınır Testi Analizi, *İktisat İşletme ve Finans*, 24(275), 66-88.

Kasman, S., (2003). The Relationship Between Exchange Rates and Stock Prices: A Causality Analysis, *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 5, 2, 70-79.

Kırbaş-Kasman, S.(2006). Hisse Senetleri Fiyatları ve Makro Ekonomik Değişkenler Arasında Bir İlişki Var mı? *İktisat İşletme ve Finans*, (21,) 88-99.

Kaya, V., Çömlekçi, İ., & Kara O., (2013). Hisse Senedi Getirilerini Etkileyen Makro Ekonomik Değişkenler 2002-2012 Türkiye Örneği, *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 35, 167-176.

Lean, H.H., Narayan, 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.

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*.

Özer, A., Kaya A., & Özer, N., (2011). Hisse Senedi Fiyatları ile Makro Ekonomik Değişkenlerin Etkileşimi, *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 26, 1, 163-182.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289-326.

Sevüktekin, M., ve Nargelecekenler, M. (2007). *Türkiye'de İMKB Ve Döviz Kuru Arasındaki Dinamik İlişkinin Belirlenmesi*, 8. Ekonometri ve İstatistik Kongresi, Malatya, 24-25 Mayıs.

Toda, H.Y., Yamamoto, T., (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66, 225–250.