

Döviz Kurunun Hisse Senedi Endeksi Üzerine Kısa ve Uzun Dönemde Etkileri: Kırılgan Beşli Ülkeleri Üzerine Yumuşak Geçişli Eşik Hata Düzeltme Modeli Uygulaması

Short and Long - Run Effects of Exchange Rate on Stock Price Index: An Application to the Fragile Five Countries by Smooth Transition Regression Error Correction Model

Afşin ŞAHİN¹

ÖZET

Bu çalışmada, hisse senedi piyasasının önemli bir kısmının yabancılar tarafından tutulduğu ve Kırılgan Beşli olarak adlandırılan ülkelerde, döviz kurunun hisse senedi piyasası üzerindeki kısa ve uzun vadeli etkileri tahmin edilmiştir. Uzun dönemli etkiler Engle Granger ve Johansen eşbütünleşme yöntemleri ile tahmin edilirken, kısa dönem etkiler En Küçük Kareler (EKK) ve Yumuşak Geçişli Regresyon (STR) modelleri ile tahmin edilmiştir. Uzun ve kısa dönem etkileri aynı eşitlik içinde hesaba katmaya imkân tanıyan Doğrusal Olmayan Yumuşak Geçişli Hata Düzeltme (LSTRECM) modeli ile de parametreler tahmin edilmiştir. Durağan olmayan iki serinin uzun dönemli etkileşiminin kısa dönemde, rejimler arasında farklılaşabildiği görülmüştür. Çalışmada Türkiye'ye ilişkin bulgular şu şekilde özetlenebilir: Uzun dönemde döviz kurundaki eşanlı bir artış, Engle Granger ve Johansen testlerine göre hisse senedi fiyatlarını yükseltmekte ve iki değişken arasında eşbütünleşme ilişkisine işaret etmektedir. Kısa dönemde ise LSTRECM birinci rejim, EKK ve STR belirtilmelerine göre döviz kurunun hisse senedi fiyatlarına eşanlı etkisi negatif iken; LSTRECM ikinci rejimde ise etki pozitif dönmetedir.

Anahtar Kelimeler: Doğrusal olmama; Finansal piyasalar; Kırılgan Beşli.

ABSTRACT

In this study, short and long-run effects of exchange rate on stock prices are analyzed for the Fragile Five countries where foreign investors have a substantial share. Long term effects are estimated by Engle Granger and Johansen cointegration methods; and short term effects are estimated by Ordinary Least Squares (OLS) and Smooth Transition Regression (STR) models. Parameters are also estimated by Nonlinear Smooth Transition Regression Error Correction Model (LSTRECM) that accounts for short and long-run effects within a same equation. It is observed that long-run interaction of two nonstationary variables may diverge among regimes in the short-run. The results for Turkey can be summarized as follows: A simultaneous increase in the exchange rate increases the stock prices according to Engle Granger and Johansen methods and indicates a cointegration relationship among the two variables. In the short-run, according to the first regime of LSTRECM, OLS and STR specification results, the simultaneous effect of exchange rate on the stock prices is negative but turns to a positive in the second regime of LSTRECM.

Key Words: Nonlinearity; Financial markets; Fragile Five.

Teşekkür: Çalışmada tahmin edilen Yumuşak Geçişli Hata Düzeltme Modeli (LSTRECM) ile ilgili RATS programı kodlarını paylaşan Menzie Chinn'e (Department of Economics, University of Wisconsin, ABD); doğrusal olmayan yöntemleri tahmin ederken karşılaştığım sorunlarla ilgili değerli görüş ve önerilerini belirten Laurent Ferrara (Bank of France, International Macroeconomics Division, Fransa) ve Joscha Beckmann'a (University of Duisburg-Essen, Almanya), Fredj Jawadi'ye (University of Evry, Fransa) ve değerli öneri, görüş ve eleştirilerinden dolayı iki adet ismini bilmediğim hakeme ve makaleyi düzeltme fırsatını veren dergi editörüne teşekkür ederim.

1. GİRİŞ

İktisadi değişkenler durağan ve durağan olmayan olarak iki kategoriye ayrılmaktadırlar. Durağan zaman serileri tahmin edilirken kullanılan yöntemlerle, durağan olmayan zaman serilerini tahmin etmek amacıyla kullanılanlar birbirinden farklılık göstermektedir. Durağan zaman serileri tahminlerinde En Küçük Kareler (EKK)¹, Yumuşak Geçişli Regresyon (STR)² yöntemi ve Vektör Otoregresif Model (VAR)³ gibi yöntemler kullanılmaktadır. Bir zaman serisi durağan olmadığında, parametre tahminlerinde sahte regresyon yanılgısına düşmemek amacıyla, uzun dönem tahmin bulgularına işaret eden Engle Granger ya da Johansen gibi eşbütünleşme yöntemleri uygulanmaktadır. İki seri birinci dereceden bütünlük ise aralarında ortak bir eğilim yakalanabilmekte, kalıntı terimlerinin durağanlığı sağlanabilmekte ve uzun dönem tahminler gerçekleştirilebilmektedir (Şahin ve Akdi, 2007). Durağan olmayan zaman serilerini kullanarak kısa ve uzun dönem ilişkileri eşanlı modellemek ve doğrusal olmayan yapıları gözetmek amacıyla da Yumuşak Geçişli Hata Düzeltme (LSTRECM) modelleri kullanılmaktadır.

Dünyada teknolojik gelişmeleri takiben finans sektöründe de yatırım anlayışı ve davranışları değişmiştir. Teknik analiz sonuçlarına göre eşik değerler belirlenebilmekte, bu durum alış ve satış işlemlerini etkileyebilmektedir. Ya da bilgisayarlara otomatik seviye alım satımları tanımlanabilmektedir. Bu gibi gelişmeler, finansal piyasalarda değişkenler arasındaki doğrusal olmayan ilişkilerin incelenmesi gerektiğine işaret etmektedir. Özellikle 1990 sonrasında finansal piyasalarda artan oynaklık, sıcak para hareketlerdeki hızlanma ve piyasalarda gözlemlenen spekülasyon hareketleri; uzun dönem tahminlerin yanı sıra, analizlerde kısa dönem tahminleri de eşanlı gözetmeyi zorunlu kılmıştır. Zaman serisi kısa dönemde eğilimden sapabilmekte, ancak eğilim durağan serilerde olduğu gibi yeniden uzun dönem dengesine yakınsayabilmektedir. Hata düzeltme modelleri (ECM) uzun ve kısa dönem ilişkileri durağan olmayan seriler açısından tahmin edebilmek amacıyla geliştirilmiştir. ECM modelleri doğrusal (VECM) ve doğrusal olmayan (NECM) olarak iki temel sınıfa ayrılmaktadır.

Bu çalışmada, hisse senedi ve döviz kuru değişkenleri ileride ayrıntılı olarak tahlil edileceği

üzere birim kök içermekte, diğer bir anlatımla, durağan kabul edilmemekte ve dikkate değer ölçüde doğrusal olmama özellikleri göstermektedir. Ayrıca iki değişken arasındaki uzun dönem ilişki yakalanırken; kısa dönem ilişkilerde geçiş parametresine bağlı rejimler söz konusudur. Bu bakımdan rejimler arasında yumuşak geçişe izin veren Lojistik Yumuşak Geçişli Hata Düzeltme Modeli (LSTRECM) de tahmin edilmiştir. Kırılgan beşli olarak adlandırılan Brezilya, Hindistan, Endonezya, Güney Afrika ve Türkiye pek çok açıdan benzer ekonomik göstergelere sahiptir. Morgan Stanley (2013) bu beş ülkeye oynak sermaye hareketlerine, yüksek enflasyon ve düşük büyümeye sahip olmalarından dolayı "Kırılgan Beşli" adını vermiştir. Bu ülkeler yurt dışı temel piyasa gelişmelerinden etkilenmektedir ve kur hareketleri yakından takip edilmektedir. Bu ülkelerin yerli paraları son yıllarda kayda değer ölçüde değer kaybetmiştir ve bazıları ise emtia üreticisi konumundadır. Dolayısıyla bu ülkelerin finansal piyasalarına ilişkin araştırmalar hız kazanmıştır.

İktisat literatüründe doğrusal olmayan yöntemlerden daha fazla yararlanmaya başlanmıştır. Temel iktisat teorilerinin geçerlilikleri, geçmişte sadece doğrusal yöntemlerle ampirik olarak sınanıyordu. Zamanla, doğrusal olmayan yöntemlerin uygulama alanı artmaya başlamıştır. Literatürde geçmişte tahmin edilmiş bazı doğrusal olmayan yöntemlerin uygulama alanları ve tahmin sonuçları yer almaktadır.

Doğrusal olmayan yöntemlerle ilgili eşik değişken kavramı ve geçiş fonksiyonunun kendi içinde şekillenmesiyle beraber, uygulama alanını uzun dönem ilişkilerde yansıtmıştır. Eşbütünleşik eşitliklerde, eşik bir rejim belirleyici olarak alınmış ve rejimler arası farklılıklar, gelişmekte ve gelişmiş ülkeler açısından pek çok iktisadi konu incelenmiştir. Örneğin Ahmad, Aworinde ve Martin (2015) Afrika ülkeleri veri seti ile Eşik Eşbütünleşme Yöntemini ve Eşik Hata Düzeltme Yöntemini ikiz açık hipotezini sınarken kullanmaktadır. Rather, Durai ve Ramachandran (2015) Eşik Otoregresif (TAR) tipi asimetric hata düzeltme modeli ile Hindistan ekonomisinde toptan eşya fiyatları endeksindeki mallar arasındaki fiyat uyarlama hızlarını araştırmaktadır. Balcılar, Gupta, Majumdar ve Miller (2015) Vektör STR modelini ABD'de GSYİH tahmini yapmak amacıyla kullanmaktadırlar. Beckmann ve Czudaj (2014) tarımsal emtialar future

¹Örneğin, Şahin, Akdi ve Atakan (2008)

²Örneğin Cengiz ve Şahin (2014)

³Örneğin, Berument, Togay ve Şahin (2011)

piyasasına Lojistik Yumuşak Geçişli Eşik Regresyon (LSTR) modelini uygulamaktadır. Beckmann, Berger ve Czudaj (2015) hisse senedi fiyatlarının altın fiyatları üzerindeki etkilerini, içerisinde Türkiye, Hindistan ve Güney Afrika'nın da bulunduğu on sekiz ülke 1970 sonrası aylık verisi ve Üstel Yumuşak Geçişli Eşik Regresyon (ESTR) modeli ile tahmin etmekte ve geçiş fonksiyonu ile belirlenmiş rejimler arasında farklılıklar yakalamaktadır. Fahmy (2014) 1900-2007 yıllık verisini kullanarak STR modelini emtia fiyat endeksine uygulamaktadır.

Doğrusal olmayan yöntemlerin gerek konuya uygunluğu, gerekse de değişkenlerin yapısı gereği, parasal ekonomi ve para-banka konularında son yıllarda daha fazla tercih edilmektedir. Bu konularda yapılan çalışmalara örnek vermek gerekirse: Jokivuolle, Pesola ve Viren (2015), LSTR modelini Avrupa Birliği üyesi ülkelerin banka kredileri kayıplarını modellerken kullanmaktadır. Baaziz, Labidi ve Lahiani (2013), LSTR modeli ile doğrusal olmayan Taylor kuralını Güney Afrika için 1995:Q3 – 2011:Q4 çeyrek verisi dönem verisi ile tahmin etmektedir. Baaziz (2015) ise Brezilya 1994:Q4 – 2012:Q2 çeyrek dönem verisini kullanarak LSTR yöntemini Taylor kuralına uygulamakta ve spread oranlarının geçiş değişkeni olarak doğrusal olmayan yöntemlerden daha istikrarlı kalıntı yapısı sergilediğini göstermektedir. Kazanas, Philippoulos ve Tzavalis (2011) gelişmiş ülkeler çeyrek dönem verisi ile Taylor kuralını eşik regresyon modeli ile tahmin etmekte ve ekonominin genişleme dönemlerinde merkez bankalarının Taylor kuralını takip ettiği, enflasyona daha fazla tepki verdiği, daralma dönemlerinde farklı politikalar izlediğini göstermektedir. Jawadi, Mallick ve Sousa (2014) STR modeli ile Brezilya ve Çin'e ait 1990: Q1 – 2008:Q4 verisi ile faiz oranının makroekonomik değişkenlere rejimler arası farklı tepki gösterdiğini bulmaktadır. Beckmann, Belke ve Dreger (2015) gelişmiş ülkeler Taylor kuralının STR ve 1982: Q1-2008:Q4 çeyrek verisi ile faiz farkı, yabancı ülke faizi gibi etkileşime izin veren değişkenler ile tahmin edildiğinde, modelin açıklayıcılığının arttığını göstermektedir.

Bu çalışmada kullanılan Yumuşak Geçişli Regresyon Hata Düzeltme Modelinin (STRECM) ampirik iktisat literatüründe, daha önce pek çok alana uygulandığı görülmektedir. Mcmillan (2004) Lojistik Yumuşak Geçişli Hata Düzeltme Modelinin (LSTRECM) İngiltere kısa ve uzun dönem faiz oranları arası ilişkiyi incelerken, doğrusal modele göre daha iyi tahmin sonuçları verdiğini göstermektedir. Bu

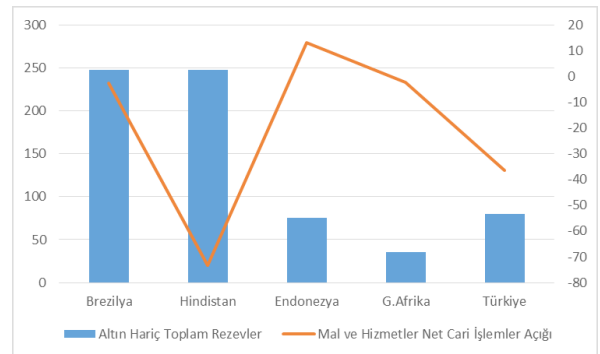
çalışmada temel olarak takip edilen Chinn, Ferrara ve Mignon (2013, 2014) ise iki rejimli, doğrusal olmayan Yumuşak Geçişli Hata Düzeltme Modelini (LSTECM) Okun yasasına uygulamaktadır.

Çalışma bulguları, kırılıgı beşli ülkelere sıklıkla yatırım yapan ve risklerini bu ülkelerde döviz ve hisse senedi piyasaları arasında dağıtan yatırımcılar açısından bir takım önemli çıkarımlar sağlayabilir. Özellikle Amerikan Merkez Bankası'nın faiz artırdığı bir dönemde, Brezilya, Güney Afrika, Endonezya, Hindistan ve Türkiye'de sermaye hareketlerinin yönü, yerli paralarının yabancı paralar karşısındaki değerini etkileyecektir. Finansal piyasaların önemli göstergelerinden birisi olan hisse senedi piyasasının kurdaki gelişmelere kısa ve uzun vadeli duyarlılığının incelemesi iktisadi açıdan önem taşımaktadır. Rejimler arası farklılığa vurgu yapılarak, finansal değişkenler arasındaki ilişki düşük ve yüksek rejimlerde ele alınmaktadır. Çalışmanın bundan sonraki kısmında, veri seti ve yöntem tanıtılmakta, bulgular sunulmaktadır. Üçüncü bölümde değerlendirme ve Türkiye özelinde önceki literatür bulguları yer almakta ve dördüncü bölüm ise sonuç kısmıdır.

2. VERİ SETİ ve YÖNTEM

Çalışmada Kırılgan Beşli olarak adlandırılan Brezilya, Hindistan, Endonezya, Güney Afrika ve Türkiye'ye ilişkin aylık zaman serisi verisi kullanılmıştır. Genellikle yabancı para cinsinden yüksek borca sahip bu ülkelerin yüksek rezerv tuttıkları ve yüksek cari işlemler açığı verdikleri görülmektedir (Grafik 1).

Grafik 1: Kırılgan Beşli, 2005-2014 Ortalaması, Milyar Dolar



Source: IMF International Financial Statistics, Haziran 2014 itibarıyla.

Çalışmada bu ülkelere ait aylık veri setinin seçilmesinin bir takım sebepleri vardır. Günlük

verinin hisse senedi ve döviz kuru serisinin oynaklığını çok fazla artırdığı görülmüştür. Çeyrek dönem verisi ise bazı ülkeler açısından yeterli sayıda gözlem içermemektedir. Dolayısıyla aylık veri seti ile tahminlerin daha uygun olacağı kanaatine varılmıştır. Ancak finansal değişkenlerin tahmininde; günlük, aylık ya da çeyrek dönem veri kullanıp kullanılmaması bulguları değiştirebilir. Ferraro, Rogoff ve Rossi (2015) Kanada ekonomisinde emtia fiyatlarının nominal döviz kuru üzerindeki etkisini tahmin ederken, günlük veri kullanımının daha iyi sonuç verdiğini göstermektedir. Beckman, Berger ve Czudaj (2015, s. 18) ise aylık verinin daha yüksek frekanslı veriye göre, rejim değişimlerini yakalamaya daha uygun olduğunu belirtmektedir. Seriler Harris ve Sollis (2003, s. 115)'de belirtilen mevsimsel arındırmanın serilerin

eğilim yapısını etkileyebilmesi ve sonuçları önemli ölçüde değiştirebilmesi önerisini dikkate alarak mevsimsellikten arındırılmamıştır. Değişkenlerin açıklamaları Tablo 1'de yer almaktadır. Değişkenlerin doğal logaritması alındığında değişkenlerin başına "L" ve logaritmik birinci farkı alındığında ise "DL" eklenmiştir. Türkiye için Ocak, 1990 ile Nisan, 2015 aylarına ilişkin ABD Efektif Satış Kuru (EXC) ve Borsa İstanbul Genel Endeksi (1986=1) (BIST) kullanılmıştır. Çalışmada tüm değişkenlerin doğal logaritması alınmıştır. Değişkenlerin birinci farklarının kullanıldığı analizlerde logaritmik birinci farklar aşağıdaki gibi hesaplanmıştır.

$$dlhisse_t = 100 * (lhisse_t - lhisse_{t-1}) \quad (1.1)$$

$$lddoviz_t = 100 * (ldoviz_t - ldoviz_{t-1}) \quad (1.2)$$

Tablo 1: Değişkenlerin Açıklamaları

Kısaltma	Değişken Adı	Açıklama*	Kaynak	Zaman Aralığı
BRUSDSP	Brezilya Reali	Brazilian Real to US Dollar Exchange Rate	DS	1990:M10-2015M5
BRBOVES	Bovespa Endeksi	Brazil Bovespa Tot Return Ind	DS	1990:M10-2015M6
INUSDRB	Hindistan Rupisi	US Dollar to Ind Rupee FX Fixing Exchange Rate	DS	2000:M1-2015M5
ICRI500	Hindistan Borsası	CNX 500 Price Index	DS	2000:M1-2015M6
JAKCOMP	Endonezya Borsası	IDX Composite Price Index	DS	1985:M1-2015:M5
NUSD	Endonezya Rupisi	Indonesian Rupiah per U.S. Dollar, period average	IFS	1985:M1-2015:M5
BBZARSP	G. Afrika Randı	South Africa Rand to US Dollar Exchange Rate	DS	1985:M1-2015:M7
WISAFRL	G. Afrika Borsası	FTSE South Africa Price Index	DS	1985:M1-2015:M8
TRBIST	Borsa İstanbul	BIST 100 Endeksi, Kapanış Fiyatlarına Göre e (Ocak 1986=1)	EVDS	1990:M1-2015:M5
TRUSD	Türk Lirası	ABD Dolari (Efektif Satis)	EVDS	1990:M1-2015:M5

Not: Thomson Reuters Data Stream veri tabanında yer alan veri seti açıklamaları İngilizce olarak olduğu gibi aynen belirtilmiştir. DS: Data Stream. IFS: International Financial Statistics, IMF. EVDS: Elektronik Veri Dağıtım Sistemi, TCMB.

Eşbütünleşme analizi öncesi serilerin bir akım öncül analizleri yapılmalıdır. Öncelikle serilerin grafikleri ve otokorelasyon fonksiyonları incelenmiştir. Daha sonra Augmented Dickey Fuller (ADF) birim kök testi sabitli, sabitli ve eğilimli ve sabitsiz ve eğilimsiz olarak uygulanmış ve gecikme değerleri Schwarz Bilgi Kriteri ile belirlenmiştir. Tablo 2'de birim kök testlerine ilişkin bulgular yer almaktadır. Sabitli belirtimde LBRUSDSP, LBRBOVES, LTRUSD serileriyle ilgili birim kök sıfır hipotezi red edilmektedir.

Eğilimli ve sabitli belirtimde, LBRUSDSP, LBRBOVES, LWISAFRL serileriyle ilgili birim kök sıfır hipotezi red edilmektedir. Eğilimsiz ve sabitsiz belirtim için ise LICRI500, LJAKCOMP, LWISAFRL, LTRBIST serileriyle ilgili birim kök sıfır hipotezi red edilmektedir. Birinci dereceden bütünleşik, I(1), kabul edilen değişkenlerin birinci farklarının alınmasıyla durağanlaşmış ve I(0) olarak adlandırılmıştır. ADF birim kök testlerinin farklı belirtimlerde karışık sonuçlar vermesi neticesinde, doğrusal olmama ihtimali gözletmiştir.

Tablo 2: ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	Sabitli				Eğilimli ve Sabitli				Eğilimsiz ve Sabitsiz			
	Sev.	Anl.	Fark	Anl.	Sev.	Anl.	Fark	Anl.	Sev.	Anl.	Fark	Anl.
LBRUSDSP	-3.7920	***	-3.3954	**	-3.2735	*	-3.8768	**	0.5492		-3.2408	***
LBRBOVES	-5.3230	***	-3.8565	***	-4.9371	***	-6.6913	***	1.0823		-3.4238	**
LINUSDRB	0.0051		-12.422	***	-0.9182		-12.484	***	1.4248		-12.328	***
LICRI500	-0.9414		-16.653	***	-2.3446		-16.624	***	1.7346	*	-16.494	***
LJAKCOMP	-1.2306		-13.593	***	-2.5491		-13.579	***	1.7767	*	-13.381	***
LNUSD	-1.3894		-14.434	***	-2.0751		-14.430	***	1.5185		-14.303	***
LBBZARSP	-1.0557		-15.957	***	-2.3513		-15.936	***	1.4894		-15.783	***
LWISAFRL	-0.8952		-18.455	***	-3.5408	**	-18.434	***	3.3823	***	-17.865	***
LTRBIST	-1.7707		-13.665	***	-1.7650		-13.777	***	2.3211	**	-13.164	***
LTRUSD	-2.9225	**	-2.9025	**	-1.1615		-3.7243	**	0.0437		-3.0322	***

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

ADF birim kök testinin karışık sonuç vermesi bir takım diğer testlerin serilerin kırılmalı ve doğrusal olmama özelliklerini hesaba katma imkânı verecektir. Tablo 3'de Kırılmalı Augmented Dickey Fuller (KADF) testi sonuçları ve ADF testi sonuçları, serilerin

özellikleri gözetilerek eğilimli ve sabitli olarak ve karşılaştırmaya imkân verecek şekilde 12 gecikme değerlerinde sunulmaktadır. Kırılma tarihleri (Kırılma) dördüncü sütunlarda sunulmaktadır ve istatistiki olarak anlamlıdır.

Tablo 3: Kırılmalı ADF ve Caner ve Hansen (2001) Birim Kök Testleri

	ADF		KADF		Kırılma		Esik	Rejim 2	Wald Testi		R2T		R1T		t1		t2	
LBRUSDSP	-3.3958	*	-7.3524	***	1994M01	***	0.5200	18.4932	98.2353	***	11.6074		2.6544		1.6292		1.6108	
LBRBOVES	-3.9589	**	-6.5264	***	1994M03	***	1.7346	15.7534	56.3435	***	33.8163	***	33.8163	***	3.9521	**	4.2658	**
LINUSDRB	-0.9385		-3.4918		2007M11	***	0.0941	18.6047	38.0709	**	5.4846		5.4846		0.2902		2.3239	
LICRI500	-2.4215		-3.6196		1998M01	***	0.4588	15.3571	44.2933	***	11.6267		11.6267		1.8123		2.8883	
LJAKCOMP	-2.8437		-3.4204		2002M09	**	-0.1727	84.1954	39.1097	**	15.5488	*	15.5488	*	3.3317	*	2.1091	
LNUSD	-1.9165		-2.8550		2001M01	**	0.1508	16.4265	48.5613	*	13.0750		13.0750		0.4243		3.5910	
LBBZARSP	-2.2896		-3.2719		2000M10	**	-0.0249	76.1494	33.7911	*	8.8023		8.8023		2.9641		0.1287	
LWISAFRL	-4.1402	***	-4.4662	*	2000M04	*	-0.0858	84.1954	40.3333	**	20.4726	**	20.4726	**	2.4718		3.7898	**
LTRUSD	-1.7650		-4.6865	**	2001M04	***	0.6013	15.4639	75.6265	**	30.2560	**	30.2560	**	1.0605		5.3973	**
LTRBIST	-1.1615		-5.1484	***	2000M01	***	0.8253	15.4639	41.3330	**	23.1131	***	23.1131	***	1.1731		4.6623	***

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. Anlamlılıklar değerlendirilirken 10000 bootstrap p-değerlerinden yararlanılmıştır. Rejim 2 burada veri setinin % kaçının 2. rejimde yer aldığını göstermektedir.

ADF birim kök testlerinin karışık sonuç vermesini takiben doğrusal olmama ve doğrusal olmayan birim kök testleri ile ilgili Caner ve Hansen (2001) birim kök testi 12 gecikme ve eşik değerinin gecikmesinin 12 olduğu sabitli ve eğilimli model için tahmin edilmiştir.⁴ Caner ve Hansen (2001) birim kök testi

parametreleri, EKK ile tahmin edilen Eşik Otoregresif (TAR) tipi tek değişkenli ve rejimler arası farklılaşmaya izin veren Eşitlik (2)'deki gibidir. Eşitlik (2), Maslyuk ve Smyth (2009), Tiwari (2014)'den yararlanılarak burada sunulmaktadır.

⁴Caner ve Hansen (2001) doğrusal olmayan birim kök testi Matlab 2014a ile Bruce Hansen, University of Wisconsin-Madison, http://www.ssc.wisc.edu/~bhansen/progs/progs_paper.htm adresli web sitesinde yer alan kodlar kullanılarak tahmin edilmiştir.

$$\Delta y_t = \begin{pmatrix} \rho_1 \\ \omega_1 \\ \beta_1 \end{pmatrix}' (y_{t-1} \text{ sabit' trend}'_t \Delta y_{t-1} \Delta y_{t-2} \Delta y_{t-3} \Delta y_{t-4} \Delta y_{t-5} \dots \Delta y_{t-12})' I_{\{y_{t-1} < y_{t-1} - y_{t-11}\}} + \begin{pmatrix} \rho_2 \\ \omega_2 \\ \beta_2 \end{pmatrix}' (y_{t-1} \text{ sabit' trend}'_t \Delta y_{t-1} \Delta y_{t-2} \Delta y_{t-3} \Delta y_{t-4} \Delta y_{t-5} \dots \Delta y_{t-12})' I_{\{y_{t-1} \geq y_{t-1} - y_{t-11}\}} + \varepsilon_t \quad ;(2)$$

$t=1, \dots, T$ olmak üzere Eşitlik (2)'de $I(.)$ gösterge fonksiyonudur ve eşik değerin (esik) altında ya da üstünde olmasına göre düşük rejimde sıfır; yüksek rejimde ise bir değerini almaktadır. Seçilen eşik değişkenin de durağan olması gerekmektedir.

$x_{t-1} = (y_{t-1} \text{ sabit' trend}'_t \Delta y_{t-1} \Delta y_{t-2} \Delta y_{t-3} \Delta y_{t-4} \Delta y_{t-5} \dots \Delta y_{t-12})'$ Eşitliğin sağ kısmında ise yer almaktadır. ρ , ω ve β sırasıyla sabit terim, eğilim ve gecikmeli değişkenlerin parametreleridir. Kalıntı terimleri bağımsız ve aynı dağılım göstermektedirler. $\pi_1 = 0.15$ ve $\pi_2 = 0.85$ *trimming aralığı* olarak alınmıştır.

Tablo 3'de 8. sütunda Caner ve Hansen birim kök testi sonuçları yer almaktadır. Eşik burada tek değişkenli yöntemle tahmin edilmiş eşik değerdir. Rejim 2 ise ikinci rejimde yani eşik değerin üzerinde yüzde kaçının yer aldığını göstermektedir. Eşik değişken $Z_{t-1} = Y_{t-1} - Y_{t-11}$ ile hesaplanmıştır. ADF ile LBRUSDSP, LBRBOVES VE LWISAFRL için birim kök sıfır hipotezleri daha önce red edilmişti. KADF testine göre ise bu üç değişkene ilave olarak LTRUSD, LTRBIST için de birim kök sıfır hipotezi red edilmiştir⁴. Tablo 4 ve 5'de Caner ve Hanser (2011) testine ait parametre tahminleri ayrıntılı biçimde sunulmaktadır.

Herbirseri için eşik değeri $(Z_{t-1} < \lambda)$ altında yer alıyorsa Rejim 1 ve üstünde yer alıyorsa $(Z_{t-1} \geq \lambda)$ Rejim 2 olarak adlandırılmıştır. y_{t-1} in katsayısı mutlak değer olarak LJAKCOMP, LBBZARSP ve LWISAFRL dışındaki serilerde ikinci rejimde daha yüksektir. y_{t-1} in katsayısı ikinci rejimde mutlak değer olarak en yüksek Türkiye hisse senedi ve döviz kuru piyasasında görülmektedir. Birinci rejimde ve ADF istatistiği tahminlerinde ise Türkiye mutlak değer olarak en düşük parametre değerlerinden birine sahiptir. β_1 katsayısı her iki rejimde LJAKCOMP, LNUUSD, LTRBIST, LTRUSD için istatistiksel olarak anlamlıdır ve ikinci rejimde LTRBIST dışındakilerde etki mutlak değer olarak daha küçüktür. Tablo 3'de ayrıca doğrusal

olmama testleri sunulmaktadır. İki rejimde katsayıların eşit olduğu sıfır hipotezine dayalı Wald testi istatistiği ile tüm seriler açısından doğrusal AR modeli belirtimi red edilerek, eşik model kabul edilmiştir. Wald testi istatistiklerine göre serilerde doğrusal olmama yapısı gözlenmektedir. $R1T$ ve $R2T$ istatistikleri birim kök sıfır hipotezini LBRUSDSP, LINUSDRB, LICRI500, LNUUSD, LBBZARSP serileri için red edememektedir ve birim kök bulmaktadır. $t1$ ve $t2$ istatistikleri sırasıyla birinci rejim ve ikinci rejimde kısmi birim kök hipotezleri test edilmektedir. $t1$ ve $t2$ istatistiklerinden en az bir tanesi anlamlı ise kısmi birim kök vardır sonucu çıkmaktadır. $R1T$ ve $R2T$ istatistikleri ile birim kök hipotezi red edilen LBRBOVES, LJAKOMP, LWISAAFRL, LTRUSD ve LTRBIST için $t1$ ve $t2$ istatistikleri kısmi birim köke işaret etmektedir. Testlerin detaylarına girilirse: LBRBOVES için her iki rejimde, LJAKCOMP'da ikinci rejimde, LWISAAFRL, LTRUSD ve LTRBIST için birinci rejimde kısmi birim kök vardır.

Bu makale bulguları ile örtüşen Başçı ve Caner (2005) çalışması, 1973:01 – 1997:04 aylık OECD ülkeleri verileri için reel döviz kurunda doğrusal olmayan Caner ve Hansen (2001) modelinin doğrusal AR modeline göre geleceğe dönük öngörü anlamında daha iyi uyum gösterdiğini ve reel döviz kurunda doğrusal olmayan yapıların olduğunu göstermektedir. Alba ve Park (2005) da 1973:01 – 2004:10 aylık verisi ile Türkiye'de reel döviz kurunda eşik etkiler bulmakta ve kısmi birim kök yakalamaktadır. Ho (2005) 1985 – 2001 dönemine ilişkin OECD ülkelerinde reel döviz kurlarında doğrusal olmayan yapıları işaret etmektedir. Narayan (2006) da ABD hisse senedi piyasası ile ilgili geleneksel birim kök test sonuçlarının doğrusal olmayan yapı nedeniyle karışık sonuç verdiğini ve bu sebeple 1964:03 - 2003:04 aylık verisi ile yaptığı Caner ve Hansen (2001) birim kök testini tahmin ederek; doğrusal olmayan yapıya ve kısmi birim köke işaret etmektedir.

Tablo 4: Caner ve Hansen (2001) Testi Rejimler Arası Tahminler Ayrıntılı Sunum

	LBRUSDSP		LBRBOVES		LINUSDDB		LICRI500		LJAKCOMP	
	Rejim 1	Rejim 2	Rejim 1	Rejim 2	Rejim 1	Rejim 2	Rejim 1	Rejim 2	Rejim 1	Rejim 2
sabit	0.3106 (0.1818)	-0.1047** (0.0459)	0.7520*** (0.1808)	3.2924*** (0.7393)	0.0209 (0.0824)	0.7973** (0.3144)	0.2234* (0.1187)	1.2722*** (0.3748)	0.6220*** (0.2045)	0.1139** (0.0511)
eğilim	0.0000 (0.0001)	-0.0074*** (0.0016)	0.0003 (0.0002)	0.0720*** (0.0174)	0.0001 (0.0000)	0.0006 (0.0004)	0.0004 (0.0002)	0.0006 (0.0004)	0.0010*** (0.0003)	0.0002** (0.0001)
$\rho_{1,2}$	-0.0182 (0.0111)	0.0296*** (0.0099)	-0.0300*** (0.0076)	-0.2889*** (0.0677)	-0.0063 (0.0218)	-0.2159** (0.0929)	-0.0356* (0.0197)	-0.1549*** (0.0536)	-0.1359*** (0.0408)	-0.0231** (0.0110)
β_1	0.0584 (0.0791)	0.8284*** (0.0953)	0.0145 (0.0735)	0.3709*** (0.1006)	0.0897 (0.1039)	0.0242 (0.1847)	0.0256 (0.0669)	-0.2630 (0.1755)	0.3353*** (0.1267)	0.2866*** (0.0628)
β_2	0.1837 (0.0788)	0.4936*** (0.1173)	-0.0818 (0.0715)	0.3471*** (0.1052)	0.1036 (0.1092)	0.1273 (0.1524)	0.0687 (0.0679)	-0.2917 (0.1842)	-0.4200*** (0.1374)	0.0258 (0.0653)
β_3	-0.0700 (0.0647)	-0.4369* (0.2527)	0.0154 (0.0729)	0.2285** (0.1089)	0.0752 (0.1081)	-0.2560* (0.1462)	0.1024 (0.0688)	-0.2975 (0.1872)	-0.1858 (0.1427)	-0.0738 (0.0658)
β_4	0.1535*** (0.0651)	-0.2169*** (0.2508)	0.0631 (0.0761)	0.3393*** (0.1052)	0.0219 (0.1111)	-0.1334 (0.1616)	0.0475 (0.0660)	-0.8605*** (0.2125)	0.0692 (0.1441)	0.0582 (0.0647)
β_5	0.0029 (0.0662)	0.0518 (0.2177)	-0.0359 (0.0759)	0.4719*** (0.1034)	0.0386 (0.1099)	0.0687 (0.1562)	0.1442 (0.0661)	-0.3555 (0.2490)	-0.2981** (0.1367)	0.0084 (0.0653)
β_6	-0.0502 (0.0660)	0.4130* (0.2096)	-0.1040 (0.0705)	-0.0242 (0.1110)	0.2831*** (0.1052)	0.1043 (0.1844)	0.0543 (0.0646)	-0.2803 (0.2444)	-0.1307 (0.1484)	0.0367 (0.0654)
β_7	-0.0718 (0.0657)	-0.4711 (0.1973)	0.0468 (0.0676)	0.1699 (0.1072)	0.0471 (0.1006)	-0.2920* (0.1566)	-0.0128 (0.0653)	-0.1212 (0.2328)	-0.4781*** (0.1445)	0.1357** (0.0661)
β_8	-0.0462 (0.0658)	-0.1155 (0.1982)	-0.1274* (0.0694)	0.2174** (0.0930)	-0.1587 (0.1007)	0.2763 (0.1854)	0.0394 (0.0651)	0.1623 (0.2264)	-0.2483 (0.1742)	0.1349** (0.0665)
β_9	0.0289 (0.0654)	0.2624 (0.2098)	0.0124 (0.0666)	-0.0913 (0.0959)	0.0409 (0.0977)	-0.3317* (0.1737)	-0.0282 (0.0648)	-0.5873** (0.2346)	-0.0618 (0.1506)	-0.0525 (0.0635)
β_{10}	-0.0554 (0.0650)	0.1117 (0.2253)	0.0857 (0.0672)	0.1033 (0.0985)	0.0080 (0.0974)	0.3365* (0.1999)	0.0364 (0.0638)	-0.6547*** (0.2056)	-0.0355 (0.1462)	0.0579 (0.0629)
β_{11}	-0.0738 (0.0646)	0.1058 (0.1897)	0.0150 (0.0664)	0.1538* (0.0897)	-0.0440 (0.0967)	-0.5772*** (0.1729)	0.0477 (0.0632)	0.0490 (0.2395)	-0.1702 (0.1700)	-0.0319 (0.0634)
β_{12}	-0.0114 (0.0631)	-0.2583* (0.1388)	0.0739 (0.0610)	0.0047 (0.0939)	-0.1037 (0.0909)	-0.2230 (0.2202)	-0.0449 (0.0624)	-0.3254 (0.2647)	-0.0561 (0.1317)	0.0603 (0.0599)

Not: Standart sapmalar parantez içinde sunulmaktadır. ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 5: Caner ve Hansen (2001) Testi Rejimler Arası Tahminler Ayrıntılı Sunum

	LNUSD				LBBZARSP				LWISAFRL				LTRBIST				LTRUSD			
	Rejim 1		Rejim 2		Rejim 1		Rejim 2		Rejim 1		Rejim 2		Rejim 1		Rejim 2		Rejim 1		Rejim 2	
<i>sabit</i>	0.0403 (0.0841)	0.6301 (0.1647)	***	0.0501 (0.0209)	**	0.170 (0.114)	0.5702 (0.2457)	**	0.4230 (0.1101)	***	0.0813 (0.0387)	**	1.5425 (0.3036)	***	0.0533 (0.0296)	*	3.3979 (0.5810)	***		
<i>eğilim</i>	0.0000 (0.0001)	0.0004 (0.0002)	**	0.0004 (0.0001)	***	0.0000 (0.0001)	0.0015 (0.0006)	**	0.0010 (0.0003)	***	0.0001 (0.0002)	**	0.0326 (0.0070)	***	0.0000 (0.0001)		0.0160 (0.0032)	***		
$\rho_{1,2}$	-0.0049 (0.0116)	-0.0811 (0.0226)	***	-0.0809 (0.0273)	***	-0.0018 (0.0139)	-0.1429 (0.0578)	**	-0.0952 (0.0251)	***	-0.0093 (0.0079)	**	-0.5519 (0.1184)	***	-0.0029 (0.0027)		-0.3813 (0.0706)	***		
β_1	0.2727 (0.1413)	0.2242 (0.0642)	*	-0.1720 (0.1199)	***	0.0834 (0.0673)	-0.0190 (0.1164)		0.0597 (0.0642)		0.2732 (0.0704)	***	0.4526 (0.1340)	***	0.6479 (0.0773)	***	0.1703 (0.0895)	*		
β_2	-0.2092 (0.1411)	0.0369 (0.0670)		-0.1202 (0.1236)		0.0179 (0.0672)	-0.1716 (0.1202)		0.0414 (0.0731)		-0.1094 (0.0705)		0.0663 (0.1510)		-0.3145 (0.0964)	***	-0.0768 (0.0883)			
β_3	0.0894 (0.1489)	-0.0627 (0.0649)		-0.1397 (0.1275)		-0.1424 (0.0678)	0.0971 (0.1170)	**	-0.0374 (0.0739)		0.0347 (0.0721)		0.3608 (0.1462)	**	0.1944 (0.0981)	**	-0.0506 (0.0879)			
β_4	0.0503 (0.1358)	0.1109 (0.0679)		-0.1436 (0.1006)		-0.0499 (0.0745)	-0.1876 (0.1194)		-0.0330 (0.0735)		-0.0497 (0.0709)		0.3168 (0.1561)	**	-0.1298 (0.0983)		-0.0553 (0.0870)			
β_5	0.0734 (0.1289)	0.4233 (0.0667)	***	0.0016 (0.0934)		-0.1366 (0.0743)	-0.3652 (0.1108)	***	0.1510 (0.0731)	**	-0.0386 (0.0696)		-0.1740 (0.1694)		-0.0062 (0.0969)		-0.0636 (0.0862)			
β_6	0.0508 (0.1256)	0.0926 (0.0725)		-0.0822 (0.0963)		-0.1268 (0.0749)	-0.2602 (0.1168)	**	0.1023 (0.0706)		0.0037 (0.0683)		0.0353 (0.1706)		0.0250 (0.0957)		-0.0316 (0.0872)			
β_7	0.0297 (0.1150)	-0.1180 (0.0739)		-0.1084 (0.0976)		-0.0354 (0.0730)	-0.2663 (0.1202)	**	0.0407 (0.0708)		0.0071 (0.0689)		0.1178 (0.1565)		0.1047 (0.0953)		-0.0904 (0.0862)			
β_8	0.1449 (0.1080)	0.1222 (0.0719)	*	0.0663 (0.0940)		0.0957 (0.0735)	-0.2287 (0.1236)	*	0.1298 (0.0696)	**	-0.0248 (0.0685)		-0.1276 (0.1734)	**	-0.0359 (0.0940)		-0.1522 (0.0864)	*		
β_9	0.0231 (0.1076)	-0.2254 (0.0717)	***	0.0005 (0.0935)		0.0673 (0.0722)	-0.1284 (0.1202)		0.0099 (0.0710)		0.0466 (0.0647)		0.2265 (0.1873)		0.0647 (0.0937)		-0.1046 (0.0871)			
β_{10}	0.0649 (0.1005)	-0.2238 (0.0789)	***	-0.1366 (0.1064)		-0.1919 (0.0672)	-0.1300 (0.1093)	***	-0.0829 (0.0661)		0.0254 (0.0645)		0.1755 (0.1992)		-0.0702 (0.0918)		-0.1800 (0.0885)	**		
β_{11}	-0.1453 (0.0906)	0.0005 (0.0845)		0.1718 (0.1122)		-0.1614 (0.0693)	-0.1533 (0.1083)	**	0.0645 (0.0656)		-0.0294 (0.0638)		-0.0295 (0.1749)		0.1050 (0.0846)		-0.1531 (0.0964)			
β_{12}	0.0453 (0.0874)	0.2223 (0.0886)	***	-0.0125 (0.0835)		-0.0646 (0.0769)	-0.3056 (0.1204)	**	0.1252 (0.0646)	*	-0.0450 (0.0635)		0.0930 (0.1895)		-0.0557 (0.0712)		-0.3375 (0.1029)	***		

Not: Standart sapmalar parantez içinde sunulmaktadır. ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

3. BULGULAR

3.1. Uzun Dönem Tahmin Bulguları

Gerek serilerin grafiklerinin incelenmesi, birim kök test sonuçları ve önceki çalışmaların bulguları eşbütünleşme analizinin yapılabileceği yönündeki sinyalleri güçlendirmektedir. Eşbütünleşme testleri, doğrusal ve doğrusal olmayan olarak iki kısma ayrılmaktadır. Doğrusal eşbütünleşme testleri Enders (2015, ss. 344-406)'de ayrıntılı ele alınmakta ve Engle Granger (1987) ve Johansen eşbütünleşme testleri ile ilgili detaylı bilgiler yer almaktadır.

Granger (1986) iki değişken arasındaki uzun dönem ilişkileri incelemek için geliştirilmiş eşbütünleşme yöntemini ayrıntılı olarak açıklamakta ve çeşitli örnekler vermektedir. Eşbütünleşme ilişkisi, dengeye gelmeyen iki durağan olmayan zaman serisinin EKK ile tahmin edildiğinde, eğer kalıntı terimlerinin durağan olduğu tespit edilebiliyorsa kendini göstermektedir. Engle ve Granger (1987)'de açıklayıcı değişkenler ve açıklanan değişken arasında doğrusal bileşimlerinin toplamının sıfır olup olmadığı test edilmektedir. Tüm seriler I(1) olduğu için öncelikle değişkenler arasında Eşitlik (3) sabit terim ve eğilimli olarak En Küçük Kareler yöntemi ile tahmin edilmektedir. Engle Granger (1987) eşbütünleşme testinin birinci aşaması olan En Küçük Kareler sonuçları

Tablo 6'da sunulmaktadır. Döviz kurunun hisse senedi üzerindeki uzun dönem etkileri Brezilya ve Türkiye için anlamlı olarak pozitif iken, Hindistan, Endonezya ve Güney Afrika'da ise döviz kurunun hisse senedi fiyatları üzerindeki etkileri uzun dönemde negatiftir.⁵

$$I_{hisse_t} = Sabit + \beta_1 Trend_t + \beta_2 Idoviz_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Engle Granger testinin⁶ ikinci aşamasında, Eşitlik (3)'den elde edilen kalıntı terimleri (4) eşitliği gibi modellenmektedir. Kalıntılar sıfır ortalamalı olduğu için burada sabitsiz olarak modellenmekte; durağan ise hisse senedi ve döviz kuru arasında uzun dönemli ilişki söz konusu kabul edilmektedir. Durağanlık testi ile ilgili Dickey Fuller birim kök testi uygulanmakta ve kritik değerler için ise MacKinnon (1991)'dan faydalanılmaktadır. Bu bakımdan Dickey ve Fuller (1981) testi ile kalıntı terimlerinin durağan olduğu yönde kanaat varsa, sistem ekonometrik olarak dengeye geliyor yorumu çıkartılmaktadır.

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=2}^p \alpha_i \Delta \hat{\varepsilon}_{t-i} + \zeta_t \quad (4)$$

Parametrik bir yöntem olan ve kalıntı analizine dayanan Engle Granger (1987) doğrusal eşbütünleşme testinde sıfır hipotezi eşbütünleşmenin olmadığıdır.

Tablo 6: Engle Granger, Birinci Aşama, EKK Sonuçları, Sabitli ve Eğilimli

Ülkeler	Sabit		β_1		β_2	
	Değer	Signifikantlık	Değer	Signifikantlık	Değer	Signifikantlık
Brezilya	5.4671	***	0.0090	***	1.1111	***
	(0.1439)		(0.0004)		(0.0119)	
Hindistan	12.2558	***	0.0153	***	-2.1952	***
	(0.5827)		(0.0004)		(0.1639)	
Endonezya	10.1967	***	0.0160	***	-0.7635	***
	(0.3872)		(0.0004)		(0.0532)	
Güney Afrika	4.5266	***	0.0119	***	-0.2847	***
	(0.0387)		(0.0002)		(0.0426)	
Türkiye	-3.8691	***	0.0098	***	0.8218	***
	(0.1920)		(0.0005)		(0.0223)	

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. Parantez içinde standart hatalar yer almaktadır.

⁵Açıklayıcı ve açıklanan değişkenlerin logaritması alındığı için döviz kurundaki %1'lik bir değişimin hisse senedi fiyatlarını % kaç etkilediği makaledeki analizlerde katsayılarla belirlenmeye çalışılmaktadır.

⁶Engle Granger eşbütünleşme testi Rats 9 ile tahmin edilmiştir.

İkinci aşama sonuçları ise Tablo 7'de sunulmaktadır. Brezilya, Hindistan, Endonezya, Güney Afrika ve Türkiye ekonomilerinde Engle Granger (1987) yöntemine göre hisse senedi ile döviz kuru arasında

eşbütünleşmenin olmadığı sıfır hipotezi, yani kalıntıların birim kök içerdiği hipotezi tüm ülkeler için red edilebilmektedir.

Tablo 7: Engle Granger Testi İkinci Aşama, Sabitsiz ve Eğilimsiz

Ülkeler	α_1		α_2	
Brezilya	-0.0593	*		
	(0.0191)			
Hindistan	-0.0927	*		
	(0.0284)			
Endonezya	-0.0400	*	0.2757	***
	(0.0122)		(0.0510)	
Güney Afrika	-0.0716	**		
	(0.0193)			
Türkiye	-0.0710	**	0.2933	***
	(0.0180)		(0.0550)	

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. Parantez içinde standart hatalar yer almaktadır.

Çalışmada ikinci olarak Engle ve Granger testinde kullanılan EKK'den farklı olarak Maksimum Olabilirlik Yöntemine (MLE) ve vektörel bir eşitliğe dayanan Johansen (1988) eşbütünleşme yöntemi ile parametreler tahmin edilmektedir. Johansen eşbütünleşme testinin uygulamasından önce, diğer uzun dönem araştırması yöntemlerinde olduğu gibi; serilerin birim kök testi araştırması yapılmakta, serilerin durağan olmadığından emin olunmaktadır. İkinci önemli aşama, Johansen yönteminde eşbütünleşik eşitlik ve kısa dönem ilişki kısımlarına sabit ve eğilimin eklenip eklenmeyeceğinin tespiti ile ilgilidir. Johansen (1994) deterministik terimlerin farklı belirtilmelerinin tahmin sonuçlarına etkileri konusunda incelenebilir. Burada öncelikle veri setinin grafiği tahlil edilmeli ve olası eğilimin olup olmadığı yönünde kanaate varılmalıdır. Genellikle birim kök içeren iktisadi serilerin zaman eğilime sahip olduğu ve belirli bir sabit sayıdan başlamaları, eğilim ve sabit terimlerin eşbütünleşik eşitliğe dahil edilmesi ile ilgili anlamlı durmaktadır. Gecikme seçimi yanında belirtimin de sonuçları değiştirdiği burada vurgulanabilir.

Engle ve Granger (1987) iki aşamalı geleneksel eşbütünleşme yöntemi iki değişkenin kullanıldığı ve açıklayıcı değişkenin daha net olduğu durumlarda

Johansen yöntemine göre tercih edilmekle birlikte, ekonometrik açıdan Johansen yönteminin daha ön plana çıkarıldığı görülmektedir. Enders (2015, s. 373)'de bu eleştirilere kısaca değinilmektedir. Örneğin bu eleştirilere dayanarak, Engle Granger testinin birinci aşamasında, hisse senedi değişkeninin döviz kuru üzerine regresyon yapılması ile elde edilecek kalıntı terimlerinin direnç ve birim kök özelliklerinin tersi bir regresyondan elde edilecek kalıntılardan sınırlı sayıda gözlem nedeniyle farklı olabileceği öne sürülebilmektedir.

Johansen⁷ yönteminde değişken sayısı 2 olmak üzere (2x1) uzunluğunda hisse senedi fiyatları ve döviz kurundan oluşan bir vektör içindeki birinci tek yönlü eşitlik aşağıda sunulmaktadır. z vektörü hisse senedi fiyatları ve döviz kurundan oluşmaktadır ve (2x1) uzunluğunda ve p. derecedendir.

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-p} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Eşitlik (5) birkaç modifikasyonla yeniden yazılabilir. Kısa dönem parametreleri $\Gamma_i = -A_2 - A_3 - \dots - A_{p+1}$ $i = 1, \dots, p-1$ ve uzun dönem parametreleri $\pi = A_1 + A_2 + \dots + A_p - I = \alpha\beta'$ ile gösterilmek

⁷Johansen eşbütünleşme analizi ile ilgili parametreler Eviews 9 ile tahmin edilmiştir.

üzere, Eşitlik (5) VECM formatında yazılırsa aşağıdaki Eşitlik (6) elde edilmektedir (Harris ve Sollis, 2003, s. 110-111).

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta z_{t-p+1} + \pi z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\begin{aligned} dlhisse_t &= \pi^h (lhisse_{t-1} - \beta_1 ldoviz_{t-1} - \beta_2 trend - sabit^{hc}) + \\ \Gamma_1^{hh} dlhisse_{t-1} &+ \Gamma_2^{hh} dlhisse_{t-2} + \Gamma_1^{hd} dldoviz_{t-1} + \Gamma_2^{hd} dldoviz_{t-2} + sabit^h + \varepsilon_t^h \end{aligned} \quad (7)$$

π^h burada ranki eşbütünlük araştırmasında kullanılan π matrisi içindeki hisse senedine ait hata düzeltme parametresidir ve hisse senedi fiyatlarının sistemin uzun dönem eşbütünlük eşitliğinden sapmalarını göstermektedir. Burada $rank(\pi) = 0$ yani eşbütünlük eşitlikteki sıfırdan farklı olmayan karakteristik kök sayısı sıfır hipotezi reddedilirse en az 1 bağımsız eşbütünlük vektörün varlığı kabul edilmektedir. Johansen (1988, 1991, 1995), Hjalmarsson ve Österhalm (2010), Turner (2009) Johansen yöntemi için incelenebilir. Dikkat edilirse Eşitlik (5)'de parantez içindeki eşbütünlük eşitlikte sabit terim ve eğilim yer almaktadır. Eşitlik (6) ve (7)'de serilerin birinci farklarını temsil eden "d" li değişkenler kısa dönemli ilişkileri temsil etmektedir.

Veri setinde doğrusal deterministik eğilime izin verildiği ve gecikme seçiminin Sahwarz Bilgi Kriterine göre yapıldığı Johansen eşbütünlük belirtimi sonuçlarına göre değişkenler arasındaki uzun dönem ilişki Brezilya ve Türkiye dışındaki ülkeler için red edilmiştir.⁸ (Tablo 8-9). Literatürde Engle Granger ve Johansen yöntemleri karşılaştırmasında, Johansen yönteminin ön plana çıkarıldığı görülmektedir. Örneğin Wee ve Tan (1997) Johansen testinin Engle-

Özellikle $z_t = [lhisse_t, ldoviz_t]$ matrisinin ilk kısmına 2 gecikme ile makale konusu olan döviz kurunun hisse senedi üzerindeki etkilerine odaklanılırsa (7) yazılabilir:

Granger'a göre daha güçlü olduğunu belirtmektedir. Turner (2009) ise Johansen yöntemini tahmin ederken, bilgisayar programlarının yanlış kritik değerler kullanması nedeniyle sıfır hipotezinin genellikle red edilme eğiliminde olduğu ve bilgisayar programlarının birbirinden farklı kritik değerler ürettiği eleştirisinde bulunmaktadır. Johansen eşbütünlük yöntemi tahmin edilirken kullanılan VECM modelinin kalıntılarının otokorelasyon göstermemesi, normal dağılması ve durağan olması önemlidir. Tablo 8 incelenirse Hindistan ve Endonezya'da $t-1$ zamanındaki kur artışının t zamanında hisse senedi fiyatlarına etkisi eşbütünlük eşitlikte istatistiksel olarak anlamlı ve negatiftir. Kısa dönem parametreleri incelendiğinde ise $t-1$ zamanında yalnızca Brezilya'da anlamlı ve pozitif olduğu görülmektedir. $t-2$ zamanında ise Brezilya ve Türkiye'de anlamlı ve pozitifdir. Tablo 9 incelenirse Brezilya ve Türkiye dışındaki ülkeler için döviz kuru ile hisse senedi arasındaki eşbütünlük ilişkisi iz ve öz istatistikleri ile red edilmektedir. Hata düzeltme terimine göre, uzun dönem denge değerinden sapmaların bir ayda Brezilya (%0.73), Hindistan (%0.93), Endonezya (%0.026), Güney Afrika (%0.074) ve Türkiye (%0.0007)'i kaybolmaktadır.

⁸Gecikme seçimi sonuçları önemli ölçüde değiştirmektedir. Arestis, Demetriades ve Luintedl (2001)'e göre Johansen'da gecikme seçimi bilgi kriterine göre yapılmalıdır ve kalıntıları durağan olmalıdır.

Tablo 8: Johansen Eşbütünlük Testi Sonuçları, Eğilimli ve Sabitli Eşbütünlük Eşitlik

	Brezilya	Hindistan	Endonezya	Güney Afrika	Türkiye
β_1	0.4669 [1.2788]	2.0768*** [3.6987]	1.1342*** [3.5117]	0.1983 [0.9387]	-2.5739 [-1.4707]
β_2	-0.0031 [-0.3333]	-0.0170*** [-14.058]	-0.0178*** [-7.0257]	-0.0114*** [-10.679]	-0.0738* [-1.6847]
$sabit^{hc}$	-31.6976	-11.3168	-13.0064	-4.4659	39.2844
π^h	-0.0073*** [-3.1097]	-0.0933*** [-3.2393]	-0.0262*** [-2.4000]	-0.0744*** [-3.7509]	0.0007 [0.8654]
Γ_1^{hh}	0.0572 [1.0007]	-0.0204 [-0.2551]	0.3700*** [6.8460]	0.0629 [1.1685]	0.2522*** [4.3303]
Γ_2^{hh}	0.0236 [0.4352]		-0.0778 [-1.4083]		-0.0906 [-1.5594]
Γ_1^{hd}	0.2657** [2.2748]	-0.2930 [-0.8378]	0.1044 [1.4245]	0.0120 [0.1510]	-0.0851 [-0.5570]
Γ_2^{hd}	0.4673*** [3.8958]		0.0342 [0.4711]		0.3186** [2.0911]
$sabit^h$	0.0181** [2.2048]	0.0093 [1.4364]	0.0078* [1.8616]	0.0108*** [3.3039]	0.0164** [2.1153]
Uyaranmış R2	0.3976	0.0434	0.1193	0.0312	0.0758
SSR	3.9573	1.3033	2.0157	1.2588	3.4459
Eşitlik std. hatası	0.1178	0.0856	0.0762	0.0600	0.1081
F-istatistiği	39.2856	3.7366	10.5361	4.7834	5.9210
Schwarz Bilgi Kriteri	-1.3429	-1.9869	-2.2279	-2.7350	-1.5183
Bağ. değ. ortalaması	0.0495	0.0085	0.0125	0.0116	0.0258
Bağ. değ. std. sapması	0.1518	0.0875	0.0812	0.0609	0.1124

Not: Köşeli parantez içinde t- istatistikleri yer almaktadır. ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılıkları göstermektedir.

Tablo 9: Johansen Eşbütünlük Testi Sonuçları, Eğilimli ve Sabitli Eşbütünlük Eşitlik

Eşbütünlük Eşitlik Sayısı	Öz Değeri	İz İstatistiği		Max-Öz Değer İst.	
Brezilya					
Sıfır	0.0806	31.8540	***	24.4578	***
En Fazla 1	0.0251	7.3962		7.3962	
Hindistan					
Sıfır	0.0945	20.1710		18.0744	
En Fazla 1	0.0115	2.0966		2.0966	
Endonezya					
Sıfır	0.0309	14.4460		11.0860	
En Fazla 1	0.0095	3.3600		3.3600	
Güney Afrika					
Sıfır	0.0389	19.0967		14.0497	
En Fazla 1	0.0142	5.0469		5.0469	
Türkiye					
Sıfır	0.0717	34.0008	***	22.3800	**
En Fazla 1	0.0379	11.6208		11.6208	

Not: Gecikme değerleri BIC ile belirlenmiştir. * Eşbütünlük ilişkisi vardır.

Çalışmada bu aşamada iki değişken arasındaki ilişki doğrusal olmayan hata düzeltme modeli ile test edilmektedir. Literatür kısmında da açıklandığı gibi daha önce bu yöntemlerin sıklıkla kullanıldığı görülmektedir. Bu çalışmada temel alınan ve değişkenler arasında kısa ve uzun dönem ilişkileri incelemeye imkân tanıyan; Chinn, Ferrara ve Mignon (2014)'de bir örneği ve uygulaması yer alan ve Okun yasasına uyguladıkları Doğrusal Olmayan Yumuşak Geçişli Hata Düzeltme Modeli (LSTRECM) tahmin edilmektedir. Ancak model içinde sadece kısa dönemli ilişkileri serilerin birinci farkını alarak Yumuşak Geçişli Regresyon Modeli (STR) ile tahmin etmek de mümkündür. Çalışmada uzun dönem doğrusal olmayan model yanında, kısa dönemli ilişkilere de odaklanılmakta ve tahminler öncelikle doğrusal bir model olan En Küçük Kareler (EKK) ve daha sonra Logistik Yumuşak Geçişli Regresyon Modeli (LSTR) ile de tahmin edilmektedir.

Degooijer ve Kumar (1992)'in da belirttiği gibi zaman serileri tahminlerinde, serilerin doğrusallık araştırması önem taşımaktadır. Doğrusallık hipotezi daha önce Caner ve Hansen (2001) ile reddedilmiştir. Tablo 10'da RESET testi sonuçları yer almaktadır. RESET testi ile de doğrusallık sıfır hipotezi Hindistan, Güney Afrika ve Türkiye açısından red edilmiştir. Bu sonuç değişkenler arasındaki ilişkinin bir de doğrusal olmayan model ile tahmin edilmesine olanak

tanımlanmaktadır. Luukkonen, Saikkonen ve Terasvirta (1988) ve Terasvirta (1994) doğrusal olmama testleri ve doğrusal olmayan modeller arası seçimle ilgili bilgiler sunmaktadır. Terasvirta (2004) da doğrusal olmama testleri ile ilgili incelenebilecek kaynaklar arasındadır.

Daha önce VECM modeli ile tahmin edilmiş doğrusal hata düzeltme modelinde, uzun dönem denge düzeyine yakınsama süreci simetrik ve eşit büyüklüklerle gerçekleşmektedir. Dijk ve Fanses (2006)'e göre doğrusal olmayan uyarlamada ise denge düzeyine uyarlama, uyarlama hızının türüne göre farklı katsayılar almaktadır. Granger (1986, s. 225) hata düzeltme modelini tanıtmakta ve doğrusal olmayan hata düzeltme modeline kısmen değinmektedir. Mehra (1993) ve Zou, Pang ve Zhu (2013) gibi pek çok çalışmadan yararlanılarak doğrusal hata düzeltme modeli Eşitlik (8.1 ve 8.2)'deki gibi yazılabilir. Burada uzun dönem ilişkiden elde edilen hata terimlerinin bir dönem önceki gecikmiş değeri modele ilave edilmektedir. ϕ_6 burada hata düzeltme terimi olarak adlandırılmakta ve negatif, anlamlı olması ekonometrik açıdan beklenmektedir. Kısa dönem ilişkiler de aşağıdaki denklem içinde ifade edilmektedir. Döviz kurundaki değişimin hisse senedindeki değişimlere etkileri kısa dönem etkiler olarak ifade edilmekte ve ϕ_3 ve ϕ_4 ile gösterilmektedir.

$$lhis_{i,t} = Sabit + \delta_1 ldoviz_t + \delta_2 ldoviz_{t-1} + \mu lhis_{i,t-1} + v_t \quad (8.1)$$

$$dlhis_{i,t} = \phi_0 + \phi_1 dlhis_{i,t-1} + \phi_2 dlhis_{i,t-2} + \phi_3 dldoviz_{t-1} + \phi_4 dldoviz_{t-2} + \phi_5 Trend + \phi_6 (lhis_{i,t-1} - Sabit - \delta_1 ldoviz_{t-1} - \delta_2 ldoviz_{t-2} - \mu lhis_{i,t-1}) + u_t \quad (8.2)$$

Eşitlik (8.2) temelde hisse senedi ve döviz kurunun seviyede eşitlik içinde bir takım dönüşümlere tabi tutulması sonucunda elde edilmektedir. Burada dikkat edilirse pek çok çalışma ve tavsiyeyi takiben $lhis_{i,t}$ ve $ldoviz_t$ modele dâhil edilmemiştir.

Hata düzeltme formuna geçiş ile ilgili ekonometri kitaplarında bilgiler yer almaktadır. Doğrusal hata düzeltme modeli sonuçları Tablo 8'de daha önce sunulmuştur.

Tablo 10: Regresyon Hata Belirtimi Testi (RESET)

	Brezilya		Hindistan		Endonezya		Güney Afrika		Türkiye	
	$\hat{\varepsilon}_t$	$\hat{\varepsilon}_t$	$\hat{\varepsilon}_t$	$\hat{\varepsilon}_t$	$\hat{\varepsilon}_t$	$\hat{\varepsilon}_t$	$\hat{\varepsilon}_t$	$\hat{\varepsilon}_t$	$\hat{\varepsilon}_t$	$\hat{\varepsilon}_t$
Sabit			-0.4989 (0.7404)	-0.1708 (0.6948)	0.4205 (0.4477)	0.4205 (0.4477)	-0.0480 (0.8545)	-0.3527 (0.5597)	0.1835 (0.8699)	-0.1180 (0.8495)
dldoviz _t			-0.5208 (0.5720)	-0.2330 (0.5258)	-0.4912 (0.1315)	-0.4912 (0.1315)	-0.0777 (0.1611)	-0.0402 (0.1400)	-0.2625 (0.1986)	-0.0555 (0.1464)
dldoviz _{t-1}	-0.2431 (0.1364)	* -0.2429 (0.1369)								
dldoviz _{t-2}	-0.4094 (0.1690)	** -0.3738 (0.1683)							0.3008 (0.2480)	0.1079 (0.2145)
dldoviz _{t-3}	-0.2748 (0.1414)	* -0.2714 (0.1418)								
F2	0.0100 (0.0384)	** 0.0635 (0.0216)	0.0906 (0.0636)	0.0150 (0.0221)	0.0096 (0.0638)	0.0096 (0.0638)	0.1260 (0.5088)	0.3500 (0.1848)	0.0335 (0.0692)	0.0123 (0.0679)
F3	0.0028 (0.0024)	* -0.0011 (0.0005)	-0.0051 (0.0044)	-0.0017 (0.0035)	-0.0271 (0.0075)	-0.0271 (0.0075)	-0.1034 (0.0853)	-0.1003 (0.0850)	-0.0160 (0.0098)	-0.0016 (0.0028)
F4	-0.0001 (0.0000)	* -0.0001 (0.0000)	-0.0007 (0.0005)		-0.0010 (0.0004)	-0.0010 (0.0004)	0.0203 (0.0431)		0.0005 (0.0003)	
RESET Testi F2=F3=F4=0	4.4068	*** 5.1809	0.8376	0.4523	7.4494	7.4494	1.4717	2.100	1.1501	(0.5401)

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. Parantez içinde standart hatalar yer almaktadır.

Bu çalışmada Chinn, Ferrara ve Mingon (2013)'ü takiben Lojistik Yumuşak Geçişli Eşik Hata Düzeltme (LSRTECM) modeli tahmin edilmiştir. Bu amaçla ilgili yazarların web sitesinde paylaştığı RATS programı kodlarından yararlanılmıştır. Burada diğer STR, STVAR modellerinde olduğu gibi, geçiş fonksiyonu tanımlanmakta ve Eşitlik (9)'daki $G(\gamma, c, Z_t)$ ile gösterilmektedir. Sırasıyla γ rejimler arası geçişin yumuşaklık derecesini ölçmekte ve c eşik parametresidir. Eşik parametresi rejimler arası geçişte kritik rol oynayan ve sistem dinamiklerinin kısa dönemde farklılaşmasına yol açan rakamdır. Z_t her bir farklı t zamanında farklı değerler alan geçiş değişkenidir. Geçiş değişkeni seçimi sonuçların farklılaşmasına yol açabilmektedir. Bu bakımdan istatistiki teste dayalı bir seçim yapılması önemlidir. Burada geçiş değişkeni olarak tek geçişli LSTR belirtimi (LSTR1) seçilmiştir:

$$G(\gamma, c, Z_t) = [1 + \exp(-\gamma(Z_t - c))]^{-1} \quad (9)$$

Geçiş fonksiyonu $0 < G < 1$ aralığında yer alan lojistik bir fonksiyondur ve lojistik geçiş fonksiyonu olarak adlandırılır. LSTRECM modelinde değişkenler

arasında uzun dönemde tek bir rejim söz konusu iken, kısa dönemde rejimler arasında farklılıklar ortaya çıkmaktadır.

Doğrusal olmayan hata düzeltme modelini tahmin etmek için öncelikle daha önce yapılan Engle Granger eşbütünleşme testinin birinci aşaması tekrarlanır ve kalıntı terimleri kaydedilir. Daha sonra doğrusal olmama testleri ile geçiş değişkeni ve geçiş fonksiyonu belirlenmektedir. Bu değişkenler ile ilgili Grid başlangıç gama ve geçiş değişkeni ya da durum değeri Tablo 11'deki gibi tahmin edilmiştir. Modellerin tamamı için geçiş fonksiyonunu LSTR1 olarak belirlenmektedir. Beckmann, Belke ve Dreger (2015, s. 72)'e göre, geçiş değişkeninin eşik değerinin üstünde ya da altında olup olmadığına göre, sistemin nasıl davranış değiştirdiğine bakmak istiyorsak lojistik belirtim daha uygundur ancak eşik değerden sapmaların büyük ya da küçük olmasının etkileri incelenmek isteniyorsa üstel belirtim daha uygundur. Dolayısıyla burada LSTR1 modellerinin doğrusal olmama ve F - istatistikleri ile seçilmesi, konuya ve makale amacına uygun bir belirtim olduğu söylenebilir.

Tablo 11: Grid Araştırması

Ülke	Geçiş Değişkeni	Önerilen Model	Gama	Geçiş
Brezilya	$DLBRUSDSP_t$	LSTR1	10.0000	10.8989
Hindistan	$DLINUSDRB_t$	LSTR1	10.0000	1.2382
Endonezya	$DLNUSD_t$	LSTR1	2.3546	-0.7861
Güney Afrika	$DLBBZARSP_{t-1}$	LSTR1	10.0000	4.0614
Türkiye	$DLTRUSD_{t-1}$	LSTR1	1.2669	16.9891

$$\begin{aligned} dlhisse_t = & \alpha_0 + \alpha_1 dlhisse_{t-1} + \alpha_2 dldoviz_t + \alpha_3 dldoviz_{t-1} + \alpha_4 trend + \\ & \alpha_5 (hisse_{t-1} - \beta_1 doviz_{t-1} - \beta_2 trend - sabit)(\beta_0 + \beta_1 dlhisse_{t-1} + \\ & \beta_2 dldoviz_t + \beta_3 dldoviz_{t-1} + \beta_4 trend)G(\gamma, c, Z_t) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (10)$$

Geçiş fonksiyonu burada $G(.)$ ile gösterilmektedir ve pek çok çalışmada olduğu gibi ilgili geçiş değişkeninin standart hatasına bölünerek normalleştirilmektedir. Geçiş fonksiyonunun sıfırdan farklı olmadığı durumlarda, Eşitlik 8.2'deki doğrusal hata düzeltme modeli ile doğrusal olmayan hata düzeltme modeli özdeş olmaktadır. Bu bakımdan geçiş fonksiyonunun sıfırdan farklı olması önem taşımaktadır. Brezilya, Hindistan, Endonezya, Güney Afrika ve Türkiye için tahmin edilmiş geçiş fonksiyonları grafiklerle çizilmiş ve sıfırdan farklı olduğu gözlenmiştir. Geçiş fonksiyonu

içindeki gama parametresi rejimler arasındaki geçiş hızını göstermektedir. Gama parametresi arttıkça iki rejim arasındaki geçiş hızı da yükselmekte ve Enders (2010, s. 458-459)'e göre de gama eğer çok büyük bir sayı ise lojistik model eşik modele denk gelecektir.

Burada kısa dönemli tahminler için geçerli iki ayrı rejim söz konusudur. Düşük rejim parametreleri $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$ dir ve burada düşük rejim geçiş fonksiyonu 0 iken geçerlidir. Yüksek rejim ise geçiş fonksiyonunun 1'e eşit olduğu durumda geçerlidir.

Modeldeki $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ parametreleri birinci rejime ek etkiler olarak adlandırılabilir. Yüksek rejim parametreleri $(\alpha_0 + \beta_0), (\alpha_1 + \beta_1), (\alpha_2 + \beta_2), (\alpha_3 + \beta_3), (\alpha_4 + \beta_4)$ ile gösterilebilir. Eğer ikinci rejimdeki parametrelerin tamamı istatistik olarak anlamsız ise yalnızca doğrusal modeli tahmin etmek yeterli olacaktır. Ancak, ikinci rejimdeki parametrelerin en az bir tanesinin istatistiksel olarak anlamlı yani sıfırdan farklı olduğu kabul ediliyorsa; model açısından doğrusal olmayan bir yapıdan söz edilebilmektedir.

Tablo 12 incelendiğinde, hata düzeltme teriminin tüm ülkelerde negatif ve anlamlı olması beklenen bir sonuçtur. Her ay uzun dönem denge değerinden sapmaların en düşük Brezilya'da, en yüksek ise Endonzya'da denge değerine uyarlandığı

görülmektedir. Uzun dönemdeki ilişkiler EKK ile tahmin edilmekte ve öncekilerle aynıdır. Uzun dönemde döviz kurunun hisse senedi üzerindeki etkisi pozitifdir. Kısa dönem ilişkiler ise 2 farklı rejimde ifade edilmektedir. Eşitliğin birinci kısmı Rejim 1 ve ikinci kısmı Rejim 2 olarak adlandırılmaktadır. Rejim 1 eşik değişkenin eşik değerin altında olduğu; Rejim 2 ise eşik değişkenin eşik değerin üstünde olduğu durumu ifade etmektedir. Rejim 1'de Brezilya, Hindistan, Güney Afrika ve Türkiye'de döviz kurunun eşanlı etkisi negatif ve anlamlıdır. Rejim 2'de ise Brezilya, Güney Afrika ve Türkiye'de marjinal etkilerin pozitif olarak artması ile beraber, döviz kurunun eşanlı etkisi pozitif ve anlamlıdır. Döviz kurunun gecikmeli etkisi ise Rejim 1'de yalnızca Türkiye'de anlamlı ve pozitifdir. Rejim 2'de marjinal etkinin negatife dönmesi ile beraber Rejim 2'de etki Türkiye açısından negatif ve anlamlı olmaktadır.

Tablo 12: Doğrusal Olmayan Hata Düzeltme Modeli

	Brezilya		Hindistan		Endonezya		Güney Afrika		Türkiye	
α_0	5.5833	**	-3.9936		9.9628	*	1.0006		5.4704	***
	(2.6761)		(2.9491)		(5.2713)		(0.6441)		(1.8893)	
α_1	0.0835		0.1707	*	0.2910	**	0.1310	**	0.3143	***
	(0.0678)		(0.1040)		(0.1221)		(0.0583)		(0.0555)	
α_2	-0.9275	***	-1.7280	***	0.3779		-0.4138	***	-1.0984	***
	(0.2439)		(0.5578)		(0.3217)		(0.0944)		(0.1815)	
α_3	0.1689		0.2595		0.1064		0.0186		0.7916	***
	(0.1597)		(0.4240)		(0.0988)		(0.1202)		(0.2255)	
α_4	-0.0186	*	0.0205	**	-0.0017		-0.0005		-0.0149	**
	(0.0109)		(0.0113)		(0.0038)		(0.0031)		(0.0075)	
	-3.3191	*	-9.7386	***	-11.4944	**	-7.2963	***	-4.9393	***
	(1.8305)		(3.2564)		(5.1640)		(2.1003)		(1.6655)	
β_0	10.7197		-4.1026		-15.0663		1.5242		78.4040	**
	(8.5156)		(3.2313)		(6.9512)		(1.8495)		(36.862)	
β_1	0.4132	***	-0.5644	***	0.0280		-0.3382	**	1.8635	**
	(0.1223)		(0.1950)		(0.2032)		(0.1556)		(0.8791)	
β_2	0.9668	**	0.9152		-0.4514		0.4876	**	3.6990	***
	(0.3885)		(0.9611)		(0.3122)		(0.2238)		(1.3463)	
β_3	-0.3639		-0.9720		0.2310		-0.0832		-6.2681	***
	(0.2863)		(0.6624)		(0.1768)		(0.2399)		(1.9629)	
β_4	-25.2979	***	-6.6724		14.8529	*	3.3155		-163.0103	
	(5.3823)		(8.5178)		(7.6032)		(6.0779)		(143.10)	
γ	13.3216		136.0709		2.3705	*	33.9847		2.7652	*
	(9.9443)		(167.5)		(1.2429)		(125.77)		(1.7207)	
c	10.7605	***	1.0461	***	-0.5367		3.8595	***	16.0416	***
	(0.8275)		(0.3685)		(1.5977)		(0.9612)		(1.2757)	

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. Parantez içinde standart hatalar yer almaktadır.

Tablo 12 incelendiğinde durum değişkenlerinin en yüksek Türkiye ve Brezilya'da olduğu görülmektedir. Gama parametresi ise rejimler arası geçiş hızının (düşük rejimden yüksek rejime) en yüksek Türkiye'de olduğuna işaret etmektedir.

Tablo 12.2: Doğrusal Olmayan Hata Düzeltme Modeli Tanılama İstatistikleri

	Brezilya	Hindistan	Endonezya	Güney Afrika	Türkiye
Uyarlanmış ⁹ R ²	0.3681	0.2771	0.2074	0.0841	0.2353
Bağımlı değişken ortalaması	4.9049	0.8502	1.2428	1.1607	2.5426
Bağımlı değişken standart hata	16.4303	8.7486	8.1100	6.0927	11.2425
Tahmin standart hatası	13.0606	7.4384	7.2201	5.8309	9.8310
SSR	49297.1148	9350.7611	17776.3030	11593.8022	27931.7039
F istatistiği	15.6131	6.7816	8.6983	3.7008	8.7196
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
Log olabilirlik	-1197.8937	-616.7146	-1195.4937	-1119.8447	-1112.1101
DW istatistiği	2.0847	1.9058	2.0372	1.9983	1.9616

3.2. Kısa Dönem Doğrusal Tahmin Bulguları

En Küçük Kareler (EKK) yönteminin kullanılabilmesi için serilerin birinci farkları alınarak durağanlaştırılması gerekmektedir. Bu amaçla Eşitlik (1.1) ve (1.2)'deki dönüşümler kullanılmıştır. EKK ile ilgili Eşitlik (11) tahmin edilmiştir.

$$dlhisse_t = sabit + \sum_{i=0}^p \beta_i dldoviz_{t-i} + \varepsilon_t \quad (11)$$

EKK tahminlerinde gecikme değerleri modeller 12 gecikmeye kadar tahmin edilmiş, Schwarz Bilgi Kriteri ile optimum gecikme değerleri her bir ülke için belirlenmiş ve t - istatistiği anlamlı olmayan gecikme değerleri modellerden çıkartılarak tahminler yapılmıştır. Tablo 13'de sonuçlar yer almaktadır.

Döviz kurunun hisse senedine kısa dönem etkilerine bir de EKK ile bakılmıştır. t zamanındaki döviz kurunun t zamanında hisse senedine etkisi Hindistan, Endonezya, Güney Afrika ve Türkiye'de anlamlı ve negatiftir. $t-1$ gecikmeli etkisi yalnızca Brezilya'da anlamlı ve pozitifdir. $t-2$ gecikmeli etkisi ise Türkiye ve Brezilya'da anlamlı ve pozitifdir. Daha sonra Model II istatistiksel olarak anlamsız EKK terimlerinin modelden çıkartılarak tahmin edilmektedir. t zamanında hisse senedinin t zamanında döviz kuruna etkisi Hindistan, Endonezya, Güney Afrika, Türkiye için anlamlı ve negatiftir. $t-1$ zamanında, döviz kurunun t zamanındaki hisse senedine etkisi Brezilya için anlamlı ve pozitifdir. $t-2$ zamanındaki etkisi ise Brezilya ve Türkiye için pozitif ve anlamlıdır.

⁹Uyarlanmış R2 istatistiğinin sıfır olması modelden elde edilen ve açıklanan kareler toplamının sıfır olması anlamına gelmektedir. Böyle bir durumda döviz kurunun hisse senedini açıklayamadığı söylenebilir ve rassal yürüyüş hipotezi (etkin piyasa hipotezi) kabul edilir. Eğer Uyarlanmış R2 bire eşitse kalıntı kareler toplamı sıfır olacaktır ve gözlemlerin tamamı doğrusal regresyon çizgisi üzerinde yer alacaktır. Uyarlanmış R2 ile ilgili ayrıntılı bilgi için Brooks (2014) ve diğer benzer ekonometri kitapları incelenebilir.

Tablo 13: Kısa Dönem Doğrusal Analiz: En Küçük Kareler Tahmini Sonuçları, Model I

Variable	Brezilya		Hindistan		Endonezya		Güney Afrika		Türkiye	
sabit	0.8509		1.5398	***	1.3801	***	1.2240	***	2.4556	***
	(0.7617)		(0.5666)		(0.4186)		(0.0002)		(0.7541)	
dldoviz _t	-0.1997		-1.8503	***	-0.3389	***	-0.2072	***	-0.3862	**
	(0.1189)		(0.2774)		(0.0726)		(0.0081)		(0.1499)	
dldoviz _{t-1}	0.3331	***	-0.0504		0.1069		0.0596		0.0367	
	(0.1273)		(0.2793)		(0.0726)		(0.4447)		(0.1680)	
dldoviz _{t-2}	0.5049	***	-0.1730						0.4036	***
	(0.1303)		(0.2793)						(0.1501)	
dldoviz _{t-3}	0.3098	**	0.0633							
	(0.1272)		(0.2789)							
dldoviz _{t-4}	0.1136		-0.0975	***						
	(0.1189)		(0.0198)							
Uyarlanmış R2	0.4007		0.2713		0.0525		0.0143		0.0390	
Regresyonun Std. Hatası	11.9268		7.4744		7.8474		6.0363		11.0207	
Kalıntı Kareleri Toplamı	40825.0900		9776.5850		21923.0000		12971.4200		36072.5900	
Log olabilirlik	-1152.5380		-617.8549		-1247.4970		-1153.2980		-1147.4200	
F-istatistiği	22.9888		14.4013		10.9242		3.5930		5.0624	
F-istatistiği olasılık	0.0000		0.0000		0.0000		0.0285		0.0020	
Schwarz kriteri	7.9529		6.9995		6.9990		6.4742		7.6999	
Durbin-Watson ist.	1.8738		2.0889		1.4184		1.9855		1.5257	
Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. Parantez içinde standart hatalar yer almaktadır.										

Tablo 14: Kısa Dönem Doğrusal Analiz, En Küçük Kareler Tahmini Sonuçları, Model II

Variable	Brezilya		Hindistan		Endonezya		Güney Afrika		Türkiye	
C			1.5129	***	1.4150	***	1.2539	***	2.4716	***
			(0.5564)		(0.4170)		(0.3199)		(0.7493)	
dldoviz _t			-1.8743	***	-0.3105	***	-0.1971	**	-0.3712	***
			(0.2730)		(0.0701)		(0.0766)		(0.1332)	
dldoviz _{t-1}	0.2667	**								
	(0.1154)									
dldoviz _{t-2}	0.4909	***							0.4186	***
	(0.1229)								(0.1333)	
dldoviz _{t-3}	0.3510	***								
	(0.1154)									
dldoviz _{t-4}			-0.0974	***						
			(0.0197)							
Uyarlanmış R2	0.3843		0.2817		0.0493		0.0154		0.0421	
Regresyonun Standart Hatası	11.9292		7.4208		7.8579		6.0251		11.0031	
Kalıntı Kareleri Toplamı	41695.5900		9802.0970		22105.4100		12995.9600		36078.3700	
Log olabilirlik	-1152.2790		-618.0907		-1251.9630		-1156.3500		-1147.4440	
F-istatistiği	62.4647		36.2934		19.5991		6.6196		7.5941	
F-istaistiği olasılığı	0.0000		0.0000		0.0000		0.0105		0.0006	
Schwarz kriteri	7.8433		6.9159		6.9881		6.4569		7.6811	
Durbin-Watson ist.	1.8651		2.0888		1.4069		1.9783		1.5261	
Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. Parantez içinde standart hatalar yer almaktadır.										

Serilerin birinci farkı alınmış ve durağan hale getirilmiş hallerine, son olarak kısa dönem analiz gerçekleştirmek için Yumuşak Geçişli Eşik Regresyon (STR) modeli uygulanmıştır. STR modeli Terasvirta (1994) ve Terasvirta (1998) tarafından geliştirilmiştir. Terasvirta (1994) LSTAR ve ESTAR modellerini tanıtmış ve LM- tipi doğrusallık testlerini açıklamıştır. Terasvirta (1998) ise bunun çok değişkenli versiyonu olan STR modelini tanıtmış ve hata terimleri arasında otokorelasyon olmama testi, kalan doğrusal olmama, parametre tutarlılığı testi ile ilgili bilgiler sunmuştur.

Grange ve Terasvirta (1993)'nin geliştirdiği STR modeli, iktisatta parasal ekonomi konularında kullanımını artırmıştır. STR modelinin uygulanabilmesi için değişkenlerin durağan olması gerekmektedir (Jawadi, Mallick ve Sousa, 2014, s. 977). Dolayısıyla STR modelini hisse senedi ve döviz ilişkisi konusuna uygulamak amacıyla serilerin birinci farkları alınmıştır. Eşitlik 12'de yer alan STR modeli (başka bir uygulaması için Cengiz ve Şahin, 2014 incelenebilir) değişkenlerin birinci farkı alınarak tahmin edildiği için kısa dönemli analiz olarak kabul edilebilir.

$$dlhisse_t = \phi_1 + \rho_1 dlhisse_{t-1} + \mathcal{G}_1^1 dldoviz_t + \mathcal{G}_1^1 dldoviz_{t-1} + \varepsilon_t^1 + (\phi_2 + \rho_2 dlhisse_{t-1} + \mathcal{G}_2^2 dldoviz_t + \mathcal{G}_2^2 dldoviz_{t-1} + \varepsilon_t^2) G(\gamma, c, s_t) \quad (12)$$

$$G(\gamma, c, s_t) = \frac{1}{1 + e^{-\gamma \prod_{k=1}^K (s_t - c_k)}} \quad (13)$$

Eşitlikteki parantez içinde yer almayan ilk terimler doğrusal kısmı temsil ederken, ikinci parantez içindeki terimler ise doğrusal olmayan kısmı temsil etmektedir. Doğrusal kısım incelendiğinde, t zamanında döviz kuru değişiminin t zamanında hisse senedi fiyatları

değişimine etkisi, Endonezya dışındaki ülkeler için negatif ve anlamlıdır. Doğrusal olmayan kısımda t zamanındaki etkisi Endonezya için negatif ve anlamlı iken diğer ülkelerde ise pozitif ve anlamlıdır. (Tablo 15a ve 15b).

Tablo 15a: STR Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Brezilya		Hindistan		Endonezya		Güney Afrika		Türkiye	
Doğrusal Kısım										
Sabit	0.8587		1.2202		8.5165	**	0.8602	**	0.6464	
	(0.8936)		(0.7739)		(4.0440)		(0.3586)		(2.4268)	
dhissey _{t-1}	0.0765		0.0957		0.2406	**	0.0998	*	0.2336	**
	(0.0751)		(0.0872)		(0.1095)		(0.0582)		(0.1125)	
ddoviz _t	-1.1679	***	-2.0483	***	0.4784		-0.4149	***	-1.2522	***
	(0.2833)		(0.5433)		(0.3130)		(0.0956)		(0.2615)	
ddoviz _{t-1}	0.1677		0.0481	*	0.0789		-0.0311		0.5205	
	(0.1632)		(0.0291)		(0.0913)		(0.1207)		(0.5112)	
Doğrusal Olmaya Kısım										
Sabit	14.8423	**	-5.1796	*	-14.6941	***	1.6371		111.3177	***
	(7.2330)		(3.1773)		(5.6319)		(1.7167)		(41.1184)	
dhissey _{t-1}	0.1397		-0.5101	**	0.1027		-0.3114	**	2.2994	**
	(0.1198)		(0.1726)		(0.1957)		(0.1421)		(1.0303)	
ddoviz _t	0.9870	**	1.9048	**	-0.5229	*	0.4885	***	3.7784	***
	(0.3967)		(0.9678)		(0.3154)		(0.1806)		(1.1524)	
ddoviz _{t-1}	0.2320		-0.7206		0.2710		-0.0128		-5.1947	***
	(0.2928)		(0.5181)		(0.1706)		(0.2286)		(1.7438)	
γ	8.8717	**	12.5333		2.8761	**	1787.2951		1.3241	**
	(4.2308)		(15.41)		(1.3699)		(1768975.52)		(0.5566)	
c	9.0581	***	1.0952	**	0.2604		3.5193		16.2556	***
	(0.9800)		(0.4324)		(1.2413)		(8.6254)		(2.1881)	
Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. Parantez içinde standart hatalar yer almaktadır.										

Tablo 15b: STR Tahmin Sonuçları Tanılama İstatistikleri

	Brezilya	Hindistan	Endonezya	Güney Afrika	Türkiye
AIC:	3.6335	4.1481	3.3913	3.0548	3.8303
SC:	3.8089	4.3234	3.5666	3.2302	4.0057
HQ:	3.7046	4.2191	3.4624	3.1259	3.9014
R2:	0.4497	0.2673	0.3518	0.1660	0.4228
Uyarlanmış R ²	0.4527	0.2713	0.3554	0.1705	0.4259
Geçiş değişkeninin varyansı	22.4938	4.0214	10.5123	18.1552	19.6104
Geçiş değişkeni standart hatası	4.7428	2.0053	3.2423	4.2609	4.4284
Kalıntı varyansı	35.8874	60.0370	28.1674	20.1196	43.6935
Kalıntı standart hatası	5.9906	7.7484	5.3073	4.4855	6.6101

4. DEĞERLENDİRME

Bir zaman serisi eğilim, çevrimsel ve düzensiz olmak üzere üç adet alt bileşene ayrıştırılabilir. İlk iki bileşen ekonometrik yöntemlerle tahmin edilebilirken, düzensiz bileşen ise adından da anlaşılacağı gibi tahmin edilememektedir. Modellerde eğilimlerin ortak hareketi, seriler arasında uzun dönem ilişkinin ve dengenin olabileceği yönündeki öngörüsü desteklemektedir. Denge, değişken değerinin değişmeme eğiliminde olmasıdır. Eşbütünlük vektörle sağlanan uzun dönem ilişkide, iki değişken arası doğrusal kombinasyon denge noktasında sıfırdır. Çevrimsel bileşenler arası hareket ise kısa dönemli ortak harekettir. Bu çalışmada değişkenler arasındaki uzun dönem ve kısa dönem ilişkiler analiz edilmiştir.

Gelişmiş ülkelerin dışa açılma ve küresel entegrasyon süresi hızlandıkça, diğer ülkelerin finansal piyasalardan daha fazla etkilenmeye başlanmıştır.¹⁰ Özellikle gelişmiş piyasalardaki hadiseler, bu makalede kullanılan Kırılgan Beşli olarak adlandırılan ülkeleri yakından etkilemektedir. Döviz kuru bu etkileşimde diğer değişkenleri etkileyen unsurlardan bir tanesidir. Döviz kurundaki *t* zamanındaki değişimin hisse senedi fiyatlarını *t* zamanında hızlı etkilemesi beklenen bir durumdur. Hisse senedi fiyatları ve kararları döviz kuru değişimlerine hızlı uyarlanmaktadır. Döviz kuruna bazı hisse senetleri ise daha yavaş tepki verebilmekte, bu hisse senetleri daha yavaş etkilenebilmekte, gecikmeli etkileri olabilmektedir. İkinci durumda uyarılmanın daha yavaş olması beklenen bir durumdur. Türkiye'ye gelen yabancı sermaye, faiz oranındaki artışı takiben hızlanmaktadır. Gelen sermaye döviz kurunun değerlendirilmesine yol

açmaktadır. Türk Lirası değer kazanınca yerli para cinsinden enstrümanlara talep artmaktadır. Hisse senedi fiyatları da bu süreçte yükselmektedir. Kısa vadede böylece döviz kuru ile hisse senedi arası negatif ilişki anlamlıdır. Türkiye'ye gelen ve hisse senedi piyasasına yatırım yapan yabancı sermaye; yerli yatırımcıya göre daha uzun vadeli bir yatırım portföyü oluşturmaktadır. Dolayısıyla temettü gelirlerinden faydalanarak yatırım maliyetini karşılama imkânı yakalayabilmektedir. Döviz kurundaki bir artış ve eşik düzeyin üzerinde bir seyir, hisse senedi piyasasından çıkışı yabancı yatırımcı açısından zorlaştırmaktadır. Kur artışı yabancı sermayenin daha az miktarda para ile ülkesine dönmeye yol açabilir. Bu sebeple ikinci rejimde ve uzun vadede döviz kurunun hisse senedi fiyatları üzerindeki pozitif etkileşim ve eşbütünlük eşitlik ilişkisi iktisadi açıdan kabul edilebilir bir sonuçtur.

Bu çalışmadaki bulguların Türkiye literatürdeki çalışmalarla karşılaştırılması yapıldığında ilginç çıkarımlar dikkati çekmektedir. Literatürde Türkiye üzerine de yapılmış pek çok çalışma söz konusudur. Özmen (2007) döviz kuru ve hisse senedi ilişkisine dair literatür sunmakta, 1989-2006 günlük Türkiye veri setini kullanarak iki değişken arasında Johansen eşbütünlük yöntemiyle uzun dönem ilişki tahmin etmektedir. Öztürk (2008) 1997-2006 yılları arasında döviz sepeti ile hisse senedi fiyatları arasında düzey ve birinci farkta pozitif korelasyon bulmaktadır ve İMKB'nin döviz sepetinin nedenseli olduğunu, tersi durumun geçerli olmadığını göstermektedir. Öztürk (2008) VAR modeli ile yaptığı analizde, döviz sepetinin hisse senedi endeksi üzerindeki etkisinin olmadığını belirtmektedir. Önal, Doğanlar ve Canbaş

¹⁰Örneğin Kormaz ve Çevik (2008) Türkiye ve diğer pek çok gelişmiş, gelişmekte olan ülkeler borsaları arası eşbütünlük ilişkisi bulmaktadır. Akel (2015) 2000:11-2013:12 haftalık Kırılgan Beşli ülkeleri hisse senedi verisini kullanmakta ve bu verilerin durağan olmadığını ADF testi ile gösterdikten sonra Johansen testi ile seriler arasında uzun dönem ilişki elde etmektedir.

(2002), Türkiye aylık 1994:05 – 2000: 05 verisiyle USD/TL döviz kurunun İMKB Ulusal 100 üzerine etkilerine bakmaktadır. ADF birim kök testi ile USD/TL döviz kuru ve İMKB-100 endeksinde birim kök bulmaktadır. Daha sonra Johansen eşbütünleşme yöntemi ile 9 banka için döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasında uzun dönem ilişki bulamaz iken, 2 banka için bulabilmektedir. Çukur ve Topuz (2005) Türkiye 1992:04 – 2001:09 aylık verisi ile döviz kuru değişimlerinin tekstil hisse senedi fiyatları değişimleri üzerindeki etkilerini incelemektedir. Tekstil hisse senedinin nominal kurdaki artışa duyarlılığını negatif bulmaktadır. Çalışmalarında serilerin birim kök araştırmalarını yapmamaktadırlar. Ancak nominal döviz kuru ve hisse senedi fiyatlarının aylık yüzde değişimlerini almaları EKK ile kısa dönem araştırmalarına izin vermektedir. Yılmaz, Güngör ve Kaya (2005) Türkiye aylık 1990:01 – 2003:12 veri setini kullanmaktadır. ADF birim kök testi ile USD/TL kurunu ve İMKB Endeksleri için (sabitli ve eğilimli) durağanlık sıfır hipotezlerini reddedememektedir. İMKB endeksi ile döviz kuru arasında EKK tahmini ile döviz kurunun, hisse senedi fiyatları üzerindeki etkisini pozitif bulmaktadır. Ancak serilerin durağan olmaması sahte regresyon olasılığını artırmaktadır. Johansen eşbütünleşme testi ile İMKB endeksi ve döviz kuru arasında eşbütünleşme ilişkisi bulamamaktadır. Kur ile endeks arasında iki yönlü nedensellik yakalamaktadır. Karacaer ve Topuz (2008) ABD dolar kurundaki değişimin hisse senedi fiyatları endeksindeki değişime etkisine 2001: 01 – 2006: 11 aylık verisi ve dağıtılmış regresyon yöntemiyle bakmaktadır. Döviz kurundaki artışın hisse senedi fiyatlarındaki değişime eşanlı etkisini Brezilya, Hindistan, Endonezya, Türkiye için pozitif bulurken, Güney Afrika için negatif bulmaktadır. Karacer ve Topuz (2008) birim kök araştırması yapmamaktadır ancak serilerin birinci farkları alındığı için bulguları kısa dönemli olarak yorumlanabilir. Büberköyü (2010) Türkiye logaritması alınmış 1998 – 2008 verisi ile döviz kurunun hisse senedi üzerindeki etkisini incelemektedir. Türkiye ve Güney Kore verileri için birim kök sıfır hipotezini ADF ve PP ile red edememektedir. Engle Granger testi ile Güney Kore dışındaki diğer ülkelerde uzun dönem ilişki bulamamaktadır. Johansen ile ise Güney Kore ve Türkiye için eşbütünleşme bulamamaktadır. Kısa dönem analizi VAR ile gerçekleştirmekte ve Güney Kore’de hisse senedinin döviz kuruna tepkisini negatif ancak Türkiye için tepkisini anlamsız bulmaktadır. Akel, Kandır ve Yavuz (2015) kırılıgı beşli ülkeleri için hisse senedi ve döviz kuru arasındaki ilişkiyi doğrusal

yöntemlerle ele almaktadır. Savaş ve Can (2011) Türkiye aylık 2000:01 – 2009:07 verisi ile İMKB-100 endeksi üzerine reel döviz kurunun ve Euro-Dolar paritesinin etkisine bakmaktadır. Çalışmalarına göre reel döviz kuru, Euro-Dolar paritesi ve endekste birim kök bulmaktadır. Reel döviz kuru ve Euro-Dolar paritesi hisse senedi endeksinin pozitif etkilemektedir. Pekkaya ve Bayramoğlu (2009) Türkiye 1990:01 – 2007:04 günlük verisi ile döviz kuru ve hisse senedi ilişkisini incelemektedir. ADF birim kökü ve PP’ye göre İMKB-100 ve YTL/USD kurunda birim kök bulmaktadır. Johansen testine göre döviz kuru ve hisse senedi arasında eşbütünleşme bulamamaktadır. Daha sonra serilerin logaritmik birinci farkını alarak durağan hale getirmektedir. İMKB endeksi getirisi ile döviz kuru arasında iki yönlü nedensellik bulmaktadır. Berke (2012) günlük 2002-2012 Türkiye verisi ile TL/USD döviz kuru ile İMKB endeksi arasında negatif ilişki bulmaktadır. Logaritması alınmış döviz kuru ve İMKB 100 endekslerinin ADF, PP, KPSS testlerine göre durağan olmadığını göstermektedir. Engle Granger testi ile iki değişken arasında uzun dönem ilişki bulmaktadır. Daha sonra FMOLS, CCR ve DOLS yöntemleriyle iki değişken arasında eşbütünleşme bulmakta ve ilişkinin katsayısını negatif elde etmektedir. TL değer kaybettiği zaman hisse senetleri fiyatları çalışmalarının sonuçlarına göre azalmaktadır. Bu makaledeki bulguların bir kısmı burada sunulan bulguları desteklerken, bir kısmı ise uyuşmamaktadır.

5. SONUÇ

Bu makalede kullanılan döviz kuru ve hisse senedi değişkenlerinin doğrusal olmayan ve kısmi birim kök davranışları gösterdiği Caner ve Hansen (2001) testi ile ortaya konmuştur. Caner ve Hansen (2001) parametreleri, ikinci rejimde serilerin çoğunda gecikmeli etkilerin mutlak değer olarak daha yüksek olduğuna işaret etmektedir. Mutlak değer olarak en yüksek gecikmeli terim Türkiye hisse senedi ve döviz kurunda ikinci rejimde görülmektedir. Birinci rejimde ve ADF istatistiği tahminlerinde ise Türkiye mutlak değer olarak en düşük parametre değerine sahiptir. Dolayısıyla Türkiye’de bir ay önceki değişmiş değere içsel tepkinin diğer ülkelere göre marjinal olduğu söylenebilir.

Hisse senedinin içsel dinamiklerinde gözlemlenen doğrusal olmayan yapı, dışsal etkilerin ve doğrusal olmayan ilişkilerin gözetilmesini zorunlu hale getirmektedir. Bu çalışmada açıklayıcı değişken olarak sadece döviz kuru alınmıştır ve

elde edilen bulgular politika yapıcılar açısından önem taşımaktadır. Döviz kuru düzeyi Türkiye gibi dış ticaret açığı veren ülkelerde yakından takip edilmektedir. İhracat ve ithalat dinamikleri döviz kuru değişimlerinden etkilenmektedir. Cari işlemler açığı problemi yaşandığı zamanlarda sermaye girişi yeterli düzeyde ve sürdürülebilir düzeyde sağlanmalıdır. Bu sebeple, para otoriteleri ve oyuncular, döviz kurunu yakından takip etmektedirler. Kur belirli bir eşiği geçtiğinde, gösterge faiz oranı da artıyorsa iktisadi karamsarlık belirginleşmekte ve hisse senedi fiyatlarını olumsuz etkilemektedir. Bir diğer nokta döviz kurunun finansal piyasalarda kalıcı ve geçici etkilerinin söz konusu olmasıdır. Eğer şoklar eğilime katkı sağlıyor ve uzun dönem eşbütünleşik

ilişkiyi destekliyorsa uzun dönemde döviz kurunun hisse senedi fiyatlarını artırması beklenir. Ancak kısa dönemde döviz kurundaki artış hisse senedi fiyatlarını yüksek rejimde, düşük rejime göre farklı etkileyebilmektedir. Çünkü iktisadi aktörler döviz kurunun belirli bir eşiği aştığında, ulaştığı düzeyin kalıcı olacağına inanmaktadırlar. Dışa açık, küçük ekonomilerde sermaye hareketleri girişinin yoğunlaşması yerli paranın değer kazanmasına yol açmaktadır. Yerli para değer kazanınca, yerli para cinsinden yatırım araçlarına talep artmaktadır. Risk priminin azaldığı, belirsizliklerin düştüğü ve yerli paranın değer kazandığı dönemlerde hisse senedi fiyatları yükselmektedir.

EK- 1: Kalıntı Analizleri

Modellerden elde edilen kalıntılar ve model tutarlılığı sonuçları incelenmiş, gerekli karşılaştırmalar yapılmış ve Grafik K1-K5 arasında sunulmuştur.

Tablo K1: Kalıntı Kareleri Analizi

	Brezilya		Hindistan		Endonezya		Güney Afrika		Türkiye	
	RMSE	MAE	RMSE	MAE	RMSE	MAE	RMSE	MAE	RMSE	MAE
Engle Granger	0.4782	0.3822	0.2032	0.1590	0.3490	0.2422	0.1621	0.1315	0.3505	0.2698
Johansen	0.1001	0.0717	0.0846	0.0642	0.0756	0.0545	0.0596	0.0432	0.1070	0.0809
LSTRECM	12.7764	8.2900	7.1678	5.4228	7.0863	5.1437	5.7228	4.1193	9.6171	6.9295
EKK	13.3200	9.3077	7.3730	5.4553	7.8637	5.5087	6.0288	4.3095	10.9481	2.8360
STR	5.8246	4.5592	7.5337	5.4213	5.1603	3.9233	4.3612	3.3537	6.4270	4.6450

Grafiksek analiz yanında, Tablo K1'de Kök Ortalama

Kare Hatası (RMSE) = $\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n \text{kalinti}_i^2}{n}}$ ve Ortalama Mutlak

Hata (MAE) = $\frac{\sum_{i=1}^n |\text{kalinti}_i|}{n}$ istatistikleri yer almaktadır.

Bu istatistikler ve ekonometrik açıdan karşılaştırmaları için Chai ve Draxler (2014) incelenebilir. Kısa ve uzun dönem belirtilerinde bağımlı değişken sırasıyla birinci fark ve seviye olduğu için modelleri kendi sınıfı içinde karşılaştırmak gereklidir.

STR modeli belirtimi Brezilya, Endonezya, Güney Afrika ve Türkiye açısından daha küçük RMSE'ye sahiptir. Johansen testi ise Engle Granger'a göre daha düşük RMSE sonuçları vermektedir. LSTRECM ise EKK'dan daha iyi sonuç vermektedir.

Brüggemann ve Riedel (2010)'i takiben, STR ile EKK arasındaki model karşılaştırmasında, Görelî Kök Ortalama Kare Hata (RRMSE) den yararlanılabilmektedir:

$$RRMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\text{dlhisse} - \text{dlhisse_tahmin_dogrusal olmayan kısım})_i^2}{\sum_{i=1}^n (\text{dlhisse} - \text{dlhisse_tahmin_dogrusal kısım})_i^2} \cdot \frac{(n-5)}{(n-7)}} \quad (E1)$$

Bu oranın 1'in altında olması durumunda STR modelinin EKK modeline göre daha iyi sonuç verdiği söylenebilir. Oran Brezilya (0.70), Hindistan (1.11), Endonezya (0.99), Güney Afrika (1.01) ve Türkiye (0.98) ülkeleri için hesaplanmıştır.

Modellerle ilgili ayrıca kalıntı terimlerinin otokorelasyon araştırması yapılmıştır.¹¹ Grafiksel analiz ve Tablo K2'de sunulan Q istatistiklerine dayanarak, LSTRECM ve STR doğrusal olmayan modellerinin düşük otokorelasyon gösterdiği söylenebilir.¹² Durbin Watson istatistiği LSTRECM modelinde belirgin biçimde 2'ye yakındır ve otokorelasyonun

olmadığına işaret etmektedir. Bu yöntemlerin serilerin birinci farkını alarak ve doğrusal olmayan yapıları gözeterek tahmin yapmaları otokorelasyon probleminin azalmasını sağlamaktadır. Benzer şekilde Alcidi, Flamini ve Fracasso (2011) ABD ekonomisi için doğrusal olmayan modellerin daha az otokorelasyon grafiği gösterdiği belirtilmektedir. Baaziz, Labidi ve Lahiani (2013) nin de belirttiği gibi serilerde yapısal kırılmanın mutlak olduğu durumlarda doğrusal olmayan modellerden elde edilen hata terimleri daha düşük otokorelasyon göstermektedir.

Tablo K2: Kalıntı Serileri Q-İstatistiği Otokorelasyon Analizi

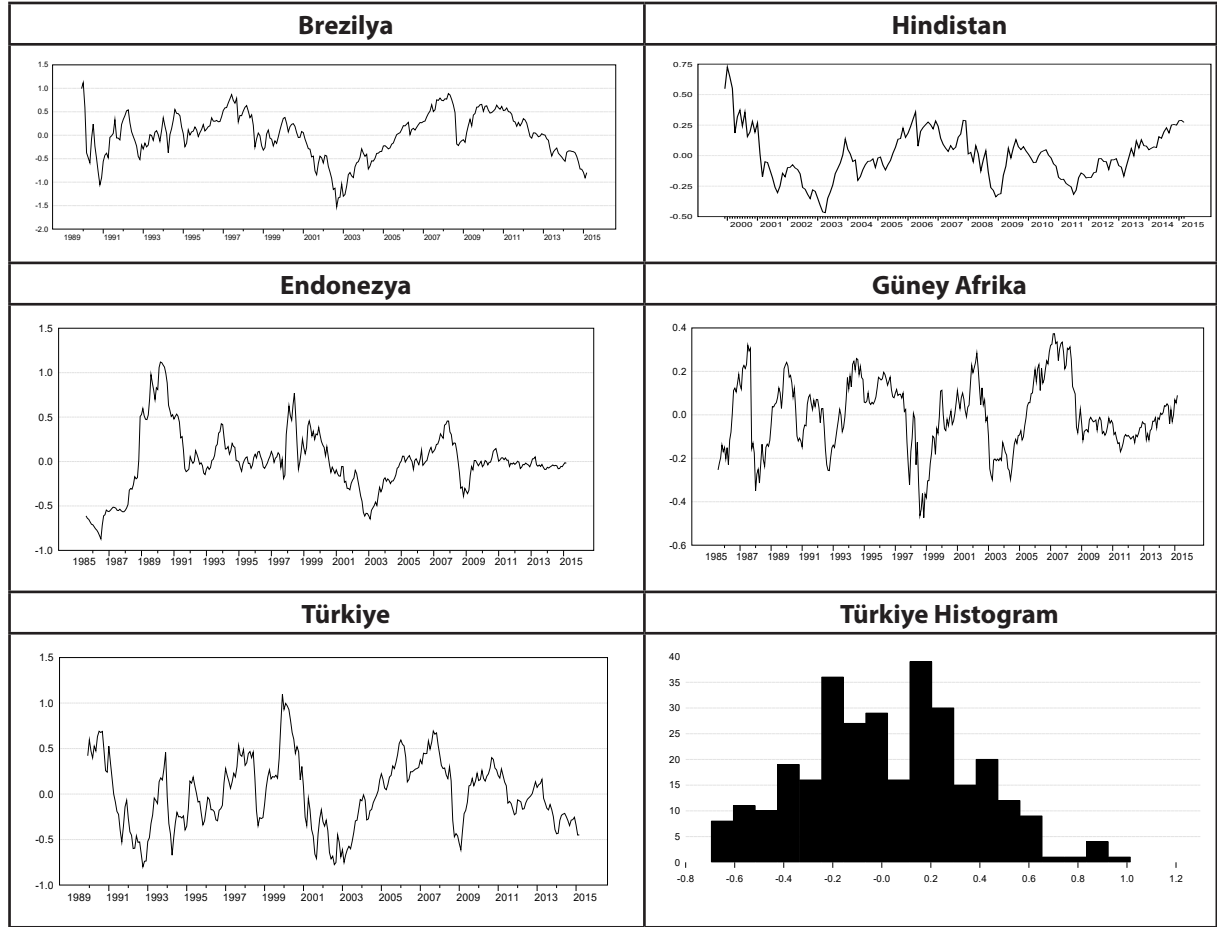
	Engle Granger		Johansen		LSTRECM		EKK		STR
Brezilya	1643.3000	***	16.0040		19.0810		12.4900		8.2787
Hindistan	635.9100	***	11.3080		11.1680		7.1258		12.0140
Endonezya	2375.1000	***	0.1620		13.5750		37.5440	***	5.3278
Güney Afrika	1462.8000	***	9.6393		5.4806		7.3740		4.6874
Türkiye	1289.0000	***	18.5130	*	14.5450		154.5100	***	13.2340

Not: ***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığa işaret etmektedir. Q istatistiği sıfır hipotezi 12 gecikmeye kadar otokorelasyonun olmadığıdır.

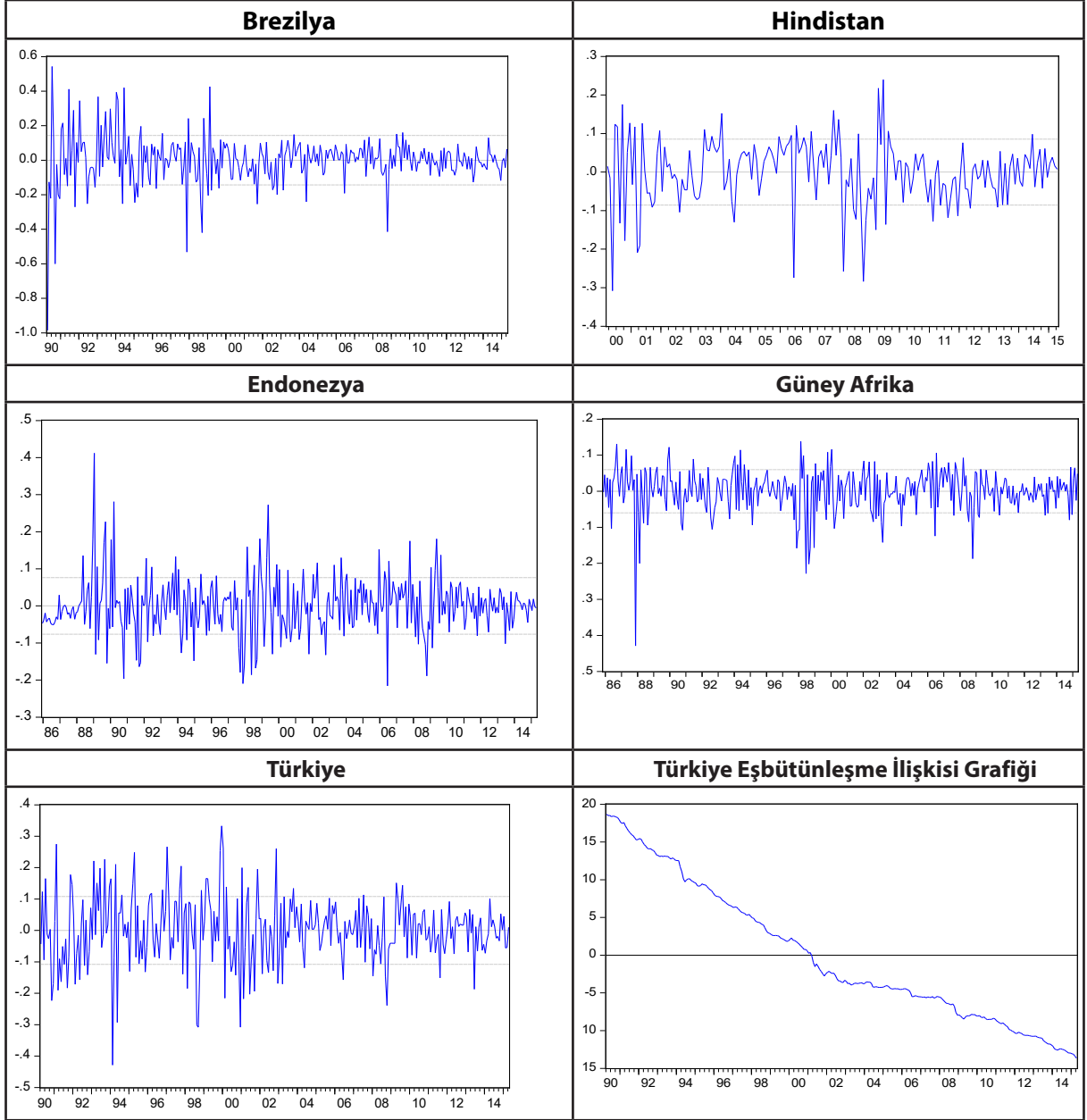
¹¹Breusch-Godfrey LM testiyle de modellerden elde edilen kalıntılara ilişkin otokorelasyon analizleri yapılabilmektedir. Ayrıca White testi ile de kalıntı terimlerinde değişen varyans sorunu araştırılabilmektedir. Brooks (2014) ve Johnston ve Dinardo (1996) ve Greene (1990, Ünite 14-15) kalıntı analizi testleri ile ilgili çok ayrıntılı bilgiler sunmaktadır ve incelenmesi anlamında tavsiye edilmektedir.

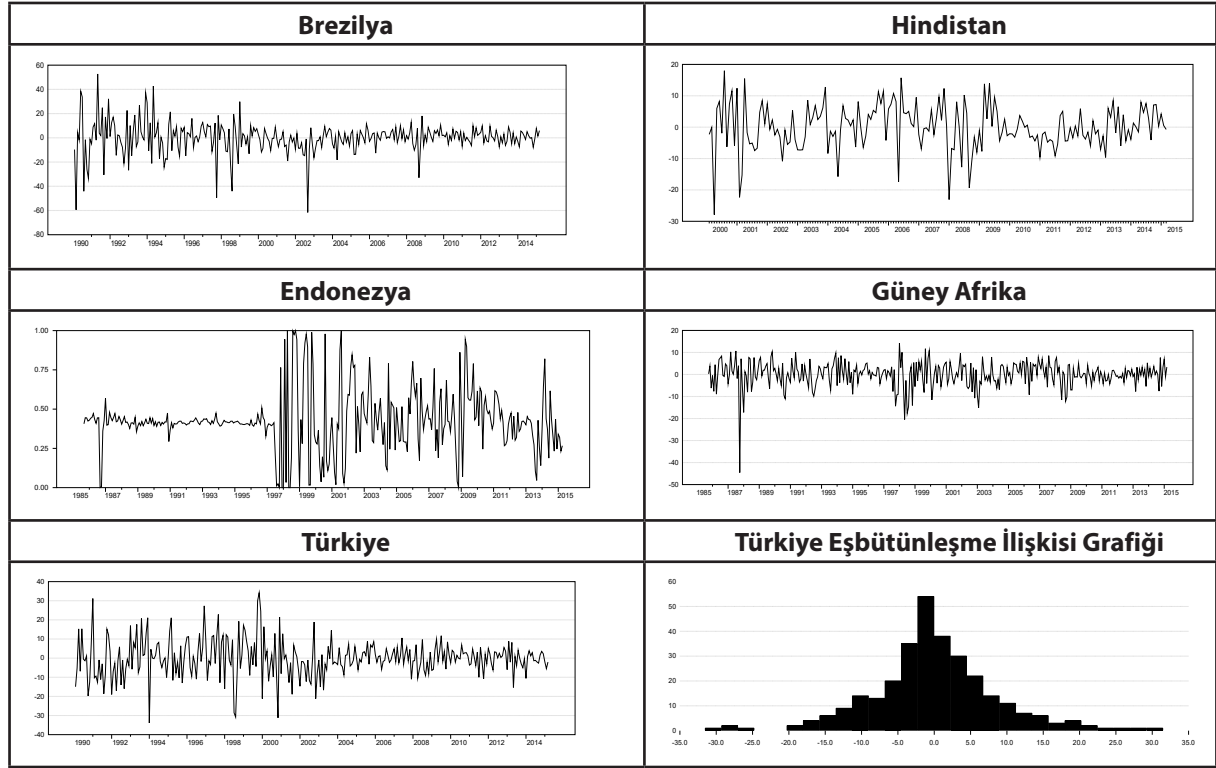
¹²EKK gibi yöntemlerde elde edilen tahminlerde otokorelasyon problemi görülebilmektedir. Otokorelasyon sorunda, parametreler değişmemekte, ancak standart hatalar ise sorunlu olmaktadır. Dolayısıyla otokorelasyon probleminde değişkenlerin anlamlılıklarında problem ortaya çıkabilmektedir. EKK tahminlerindeki otokorelasyon problemi Genelleştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi ile bazı dönüşümler yapılarak giderilmeye çalışılmaktadır. Otokorelasyon problemi döviz kurundaki ani değişimlerden kaynaklanabilmektedir çünkü bu ani değişimler kalıntılara aktarılabilmekte ve kendi içinde bir dinamiğin oluşmasına yol açabilmektedir. Bu sebeple ekonometride serilerin gecikmiş değerlerinin eklenmesi otokorelasyon problemini azaltmaktadır. Doğrusal olmayan ilişkilerin varlığı da hata terimlerinde otokorelasyon probleminin ortaya çıkmasına yol açabilmektedir. Greene (1990) ve ilgili diğer ekonometri kitaplarında otokorelasyon ve değişen varyans sorununa etkileri ispatlanmakta ve ayrıntılı olarak konuları açıklanmaktadır.

Grafik K1: Engle Granger Kalıntı Grafikleri

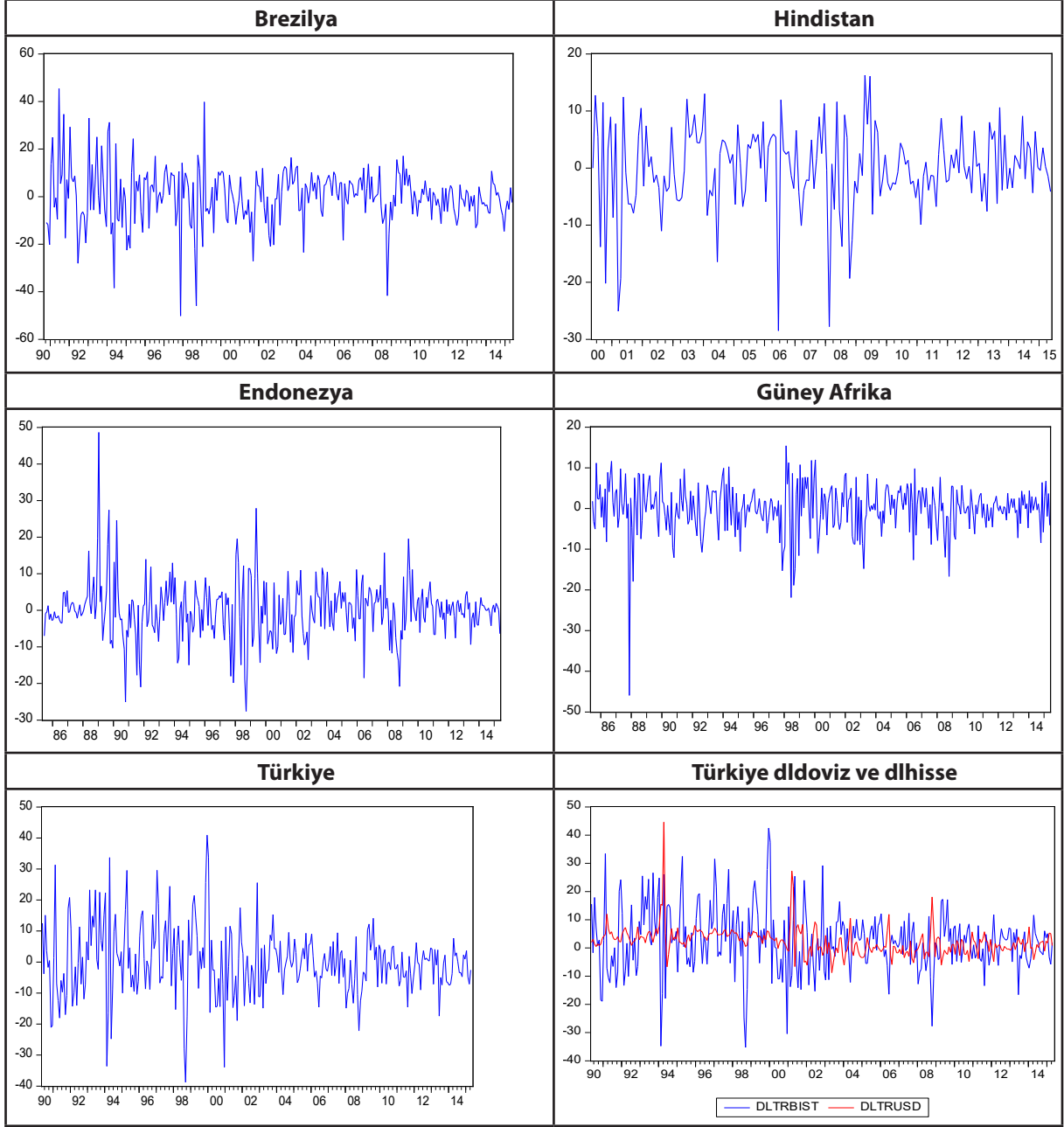


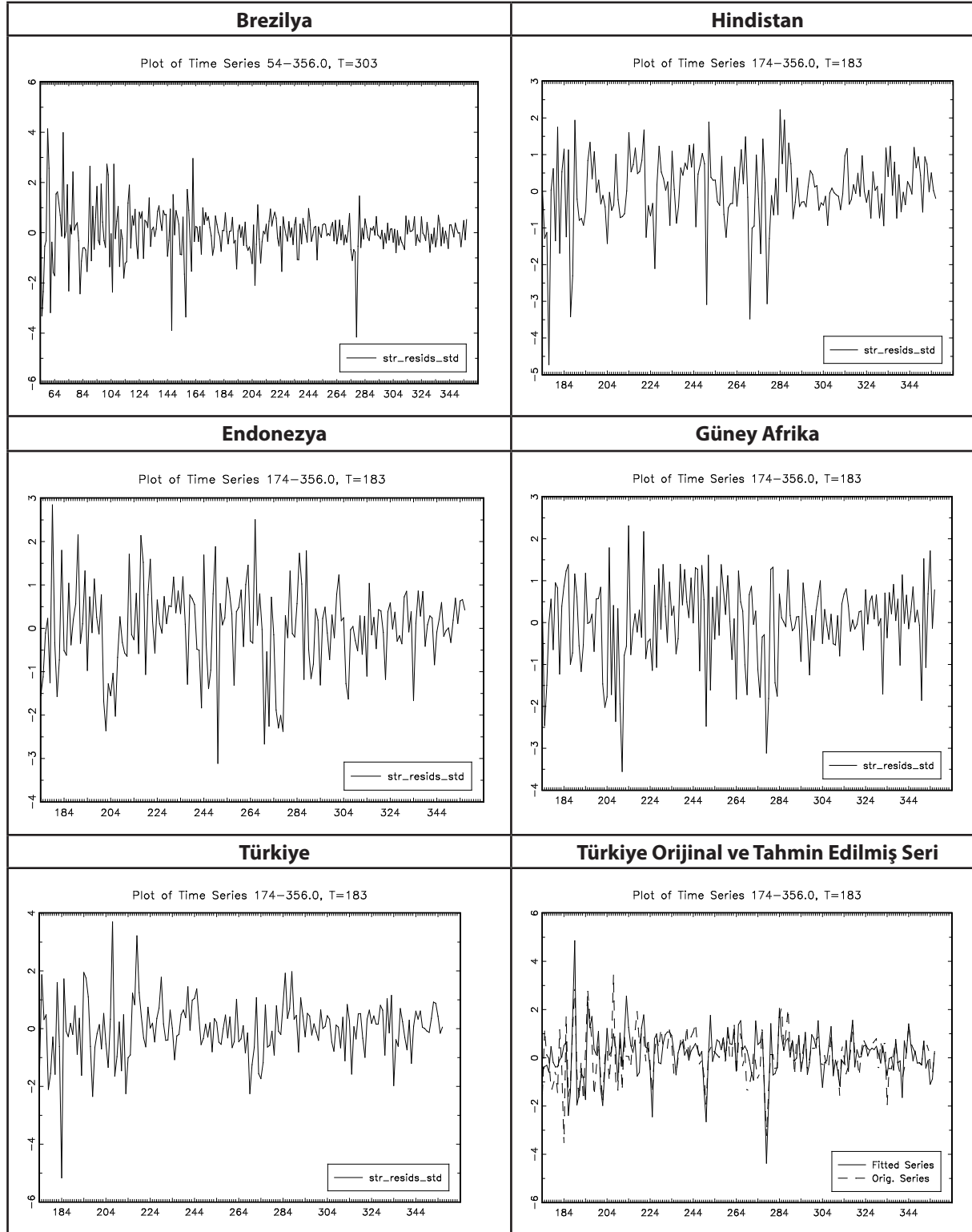
Grafik K2: Johansen Eşbütünleşme Kalıntı Grafikleri



Grafik K3: LSTECM Tahmin Sonuçları Kalıntı Grafikleri

Grafik K4: EKK Tahmin Sonuçları Kalıntı Grafikleri



Grafik K5: STR Tahmin Sonuçları Kalıntı Grafikleri

KAYNAKÇA

- AHMAD, Ahmad Hassan, AWORINDE, Olalekan Bashir, MARTIN, Christopher (2015). "Threshold Cointegration and the Short-run Dynamics of Twin Deficit Hypothesis in African Countries", *The Journal of Economic Asymmetries*, Vol. 12, No. 2: 80-91.
- AKEL, Veli (2015). "Kırılgan Beşli Ülkelerinin Hisse Senedi Piyasaları Arasındaki Eşbütünleşme Analizi", *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, Cilt: 11, Sayı: 24: 75-96.
- AKEL, Veli, KANDIR, Serkan Yılmaz, YAVUZ, Özge Selvi (2015). "Dynamic Relationship between Stock Prices and Exchange Rates in Emerging Markets: Evidence from Fragile Five Economics". İçinde: *Handbook of Research on Strategic Developments and Regulatory Practice in Global Finance*, Ed. Özlem Olgu, Hasan Dinçer, Ümit Hacıoğlu, IGI Global Pub., USA.
- ALBA, Joseph D., PARK, Donghyum (2005). "An Empirical Investigation of Purchasing Power Parity (PPP) for Turkey", *Journal of Policy Modeling*, Vol. 27, No. 8: 989-1000.
- ALCIDI, Cinzia, FLAMINI, Alessandro, FRACASSO, Andrea (2011). "Policy Regime Changes, Judgment and Taylor Rules in the Greenspan Era", *Economica*, Vol. 78, No. 309: 89-107.
- ARESTIS, Philip, DEMETRIADES, Panicos O., LUINTEL, Kul B. (2001). "Financial Developmet and Economic Growth: The Role of Stock Markets", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 33, No. 3: 16-41.
- BAAZIZ, Yosra (2015). "Estimating Interest Rate Setting Behavior in Brazil: A LSTR Model Approach", *Economics*, Vol. 3, No. 2: 55-71.
- BAAZIZ, Yosra, LABIDI, Moez, LAHIANI, Amine (2013). "Does the South African Reserve Bank Follow a Nonlinear Interest Rate Reaction Function?", *Economic Modelling*, Vol. 35, September: 272-82.
- BALCILAR, Mehmet, GUPTA, Rangan, MAJUMDAR, Anandamayee, MILLER, Stephan M. (2015). "Was the Recent Downturn in US Real GDP Predictable?", *Applied Economics*, Vol. 47, No. 28: 2985-3007.
- BAŞCI, Erdem ve CANER, Mehmet (2005). "Are Real Exchange Rates Nonlinear or Nonstationary? Evidence from a New Threshold Unit Root Test", *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, Vol. 9, No. 4: 1-21.
- BECKMANN, Joscha, BELKE, Ansgar, DREGER, Christian (2015). "The Relevance of International Spillovers and Asymmetric Effects in the Taylor Rule", *CEPS Working Document*, No. 403: 1-15.
- BECKMANN, Joscha, CZUDAJ, Robert (2014). "Non-Linearities in the Relationship of Agricultural Futures Prices", *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 41, No. 1: 1-23.
- BECKMANN, Joscha, BERGER, Theo and CZUDAJ, Robert (2015). "Does Gold Act as a Hedge or a Safe Haven for Stocks? A Smooth Transition Approach", *Economic Modelling*, Vol. 48, August: 16-24.
- BERKE, Burcu (2012). "Döviz Kuru ve İMKB 100 Endeksi İlişkisi: Yeni Bir Test", *Maliye Dergisi*, Sayı: 163, Temmuz-Aralık: 243-257.
- BERUMENT, Hakan, TOGAY, Selahattin, ŞAHİN, Afşin (2011). "An Identification of Monetary Policy Disturbances Using Non-borrowed Reserves for a Small-Open Economy: Turkey", *Open Economies Review*, Vol. 22, No. 4: 649-667.
- BROOKS, Chris (2014). *Introductory Econometrics for Finance*, Third Edition, Cambridge University Press, United Kingdom.
- BRÜGGEMANN, Ralf, RIEDEL, Jana (2010). "Nonlinear Interest Rate Reaction Functions for the UK", *University of Konstanz, WP No. 2010-15: 1-24*.
- BÜBERKÖKÜ, Önder (2010). "Hisse Senedi Fiyatları ile Döviz Kurları Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülkelerden Kanıtlar", *İMKB Dergisi*, Yıl: 13, Sayı: 52: 1-19.
- CANER, Mehmet, HANSEN, Bruce E. (2001). "Threshold Autoregression with a Unit Root", *Econometrica*, Vol. 69, No. 6: 1555-1596.
- CENGİZ, Sibel, ŞAHİN, Afşin (2014). "Modelling Nonlinear Behavior of Labor Force Participation Rate by STAR: An Application for Turkey", *International Journal of Economic Sciences and Applied Research*, Vol. 7, No. 1: 113-127.
- CHAI, Tianfeng ve DRAXLER, Richard R. (2014). "Root Mean Square Error (RMSE) or Mean Absolute Error (MAE): Arguments Against Avoiding RMSE in the Literature", *Geoscientific Model Development*, Vol. 7, No. 3: 1247-50.
- CHINN, Menzie, FERRARA, Laurent, MIGNON, Valerie (2014). "Explaining US Employment Growth After the Great Recession: The Role of Output-Employment Non-Linearities", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 42, December: 118-129.
- CHINN, Menzie D., FERRARA, Laurent, MIGNON, Valerie (2013). "Post-Recession US Employment through the Lens of a Non-Linear Okun's Law", *NBER Working Paper 19047: 1-19*.

- ÇUKUR, Sadık, TOPUZ, Yusuf Volkan (2005). "Döviz Kuru Riski: İMKB Tekstil Sektörü Üzerine Ampirik Bir Çalışma", İMKB Dergisi, Yıl: 8, Sayı: 30: 19-33.
- DEGOOIJER, Jan G., KUMAR, Kuldeep (1992). "Some Recent Developments in Non-Linear Time Series Modelling, Testing and Forecasting", *International Journal of Forecasting*, Vol. 8, No. 2: 135-156.
- DICKEY, David A., FULLER, Wayne A. (1981). "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, Vol. 49, No. 4: 1057-1072.
- DIJK, Dick van, FRANSES, Philip, Hans (2006). "Nonlinear Error Correction Models for Interest Rates in the Netherlands, Nonlinear Econometric Modelling in Time Series Proceeding.
- ENDERS, Walter (2015). *Applied Econometric Time Series*, Wiley Publications, Fourth Edition, USA.
- ENDERS, Walter (2010). *Applied Econometric Time Series*, Wiley Publications, Third Edition, USA.
- ENGLE, Robert E, GRANGER, Clive W.J. (1987). "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, Vol. 55, No. 2: 251-276.
- FAHMY, Hany (2014). "Modelling Nonlinearities in Commodity Prices Using Smooth Transition Regression Models with Exogenous Transition Variables", *Statistical Methods Applications*, Vol. 23, No. 4: 577-600.
- FERRARO, Domenico, ROGOFF, Kenneth, ROSSI, Barbara (2015). "Can Oil Prices Forecast Exchange Rates? An Empirical Analysis of the Relationship between Commodity Prices and Exchange Rates", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 54, June: 116-141.
- GRANGER, C.W.J. (1986). "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, No. 3: 213-228.
- GRANGER, C.W.J., TERASVIRTA, Timo. (1993). *Modelling Nonlinear Economic Relationships*. Oxford University Press.
- GREENE, William H. (1990). *Econometric Analysis*, Macmillan Publication Company, New York.
- HARRIS, Richard ve SOLLIS, Robert (2003). *Applied Time Series Modelling and Forecasting*, Wiley Publications, USA.
- HJALMARSSON, Erik, ÖSTERHOLM, Pär (2010). "Testing for Cointegration Using the Johansen Methodology When Variables are Near-Integrated: Size Distortions and Partial Remedies", *Empirical Economics*, Vol. 39, No. 1: 51-76.
- HO, Tsung-wu (2005). "Investigating the Threshold Effects of Inflation on PPP", *Economic Modelling*, Vol. 22, No. 5: 926-948.
- JAWADI, Fredj, MALLICK, Sushanta Kumar, SOUSA, Ricardo Magalhaes (2014). "Nonlinear Monetary Policy Reaction Functions in Large Emerging Economies: The Case of Brazil and China", *Applied Economics*, Vol. 46, No. 9: 973-984.
- JOHANSEN, Soren (1995). *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press, New York.
- JOHANSEN, Soren (1994). "The Role of the Constant and Linear Terms in Cointegration Analysis of Nonstationary Variables", *Econometric Reviews*, Vol. 13, No. 1: 205-229.
- JOHANSEN, Soren (1991). "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, Vol. 59, No. 6: 1551-1580.
- JOHANSEN, Soren (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, No. 2-3: 231-254.
- JOHNSTON, Jack, DINARDO, John (1996). *Econometric Methods*, McGraw Hill Publications, USA.
- JOKIVUOLLE, Esa, PESOLA, Jarmo, VIREN, Matti (2015). "Why is Credit to GDP a Good Measure for Setting Countercyclical Capital Buffers?", *Journal of Financial Stability*, Vol. 18, June 117-126.
- KARACAER, Semra, TOPUZ, Yusuf Volkan (2008). "ABD Doları Değerindeki Değişimin Gelişmekte Olan Ülkelerin Hisse Senedi Endekslerine Etkisi: Ocak 2001 – Kasım 2006 Örneği", İMKB Dergisi, Cilt: 11, Sayı: 42: 1-19.
- KAZANAS, Thanassis, PHILIPPOULOS, Apostolis, TZAVALIS, Elias (2011). "Monetary Policy Rules and Business Cycle Conditions", *The Manchester School*, Vol. 79, No. 2: 73-97.
- KORKMAZ, Turhan, ÇEVİK, Emrah İsmail (2008). "Türkiye ve Uluslararası Hisse Senedi Piyasaları Arasındaki Eşbütünlük İlişkisi ve Portföy Tercihleri", *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar*, Vol. 2, No. 1: 59-84.
- LEYBOURNE, Steve, KIM, Tae-Hwan, NEWBOLD, Paul (2008). "A More Powerful Modification of Johansen's Cointegration Tests", *Applied Economics*, Vol. 40, No. 6: 725-729.
- LUUKKONEN, Ritva, SAIKKONEN, Pentti, TERASVIRTA, Timo (1988). "Testing Linearity Against Smooth

- Transition Autoregressive Models”, *Biometrika*, Vol. 75, No. 3: 491-499.
- MACKINNON, James G. (1991). “Critical Values for Cointegration Tests”. In: Engle, R.F., Granger, C.W.J. (Eds.), *Long-Run Economic Relationships*, Oxford University Press, Oxford.
- MASLYUK, Stevlana ve SMYTH, Russel (2009). “Non-linear Unit Root Properties of Crude Oil Production”, *Energy Economics*, Vol. 31, No. 1: 109-118.
- MCMILLAN, David G. (2004). “Non-Linear Error Correction: Evidence for UK Interest Rates”, *The Manchester School*, Vol. 72, No. 5: 626-640.
- MEHRA, Yash (1993). “The Stability of the M2 Demand Function: Evidence from an Error-Correction Model”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 25, No. 3: 455-460.
- MORGAN STANLEY (2013). “FX Pulse: Preparing for Volatility”, *Global Outlook*, August, 01: 1-32.
- NARAYAN, Paresh Kumar (2006). “The Behaviour of US Stock Prices: Evidence from a Threshold Autoregressive Model”, *Mathematics and Computers in Simulation*, Vol. 71, No. 2: 103-108.
- ÖNAL, Yıldırım B., DOĞANLAR, Murat, CANBAŞ, Serpil (2002). “Döviz Kuru Riskinin Özel Türk Bankalarının Hisse Senedi Fiyatlarına Etkisinin Araştırılması”, *İMKB Dergisi*, Cilt: 6, Sayı: 22, ss. 17-35.
- ÖZMEN, Mehmet (2007). “Farklı Döviz Kuru Rejimleri Altında Hisse Senetleri Fiyatları ile Döviz Kurları Arasındaki İlişkinin Ekonometrik Analizi”, *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, Cilt: 16, Sayı: 1: 519-538.
- ÖZTÜRK, Beyamil (2008). “Makroekonomik Faktörlerin İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Ulusal 100 Endeksi ve Volatilitesi Üzerindeki Etkilerinin İncelenmesi (1997-2006)”, İstanbul Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Yüksek Lisans Tezi.
- PEKKAYA, Mehmet, BAYRAMOĞLU, Fatih (2009). “Hisse Senedi Fiyatları ve Döviz Kuru Arasındaki Nedensellik İlişkisi: YTL/USD, İMKB-100 ve S&P500 Üzerine Bir Uygulama”, *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, Vol. 38, Nisan: 163-176.
- RATHER, Sortaj Rasool, DURAI, Raja S. Stehu, RAMACHNDRAN, M. (2015). “Asymmetric Price Adjustment: Evidence for India”, *The Journal of Economic Asymmetries*, Vol. 12, No. 2: 73-79.
- SAVAŞ, İncilay, CAN, İsmail (2011). “Euro-Dolar Paritesi ve Reel Döviz Kurunun İMKB 100 Endeksine Etkisi”, *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, Vol. 6, No. 1: 323-339.
- ŞAHİN, Afşin, AKDİ, Yılmaz, ATAKAN, Cemal (2008). “An Investigation on the Shuttle Trade Dynamics of a Small-Open-Economy”, *International Journal of Economic Sciences and Applied Research*, Vol. 1, No.2: 1-12.
- ŞAHİN, Afşin, AKDİ, Yılmaz (2007). “Çiftçinin Eline Geçen Fiyatların, Genel Fiyat Endeksleri ve Döviz Kuruyla İlişkileri”, *İktisat, İşletme ve Finans*, Cilt: 22, Sayı: 252: 116-122.
- TERASVIRTA, Timo (2004). “Smooth Transition Regression Modelling”. In: *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge University Press, ss. 222-243.
- TERASVIRTA, Timo (1998). “Modelling Economic Relationships with Smooth Transition Regressions”. In: *Handbook of Applied Economic Statistics*, (Ed.) Aman Ullah and David E.A. Giles, Marcel Dekker Inc., USA.
- TERASVIRTA, Timo (1994). “Specification, Estimation and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 89, No. 425: 208-218.
- TIWARI, Aviral Kumar (2014). “Unemployment Hysteresis in Australia: Evidence Using Nonlinear and Stationarity Tests with Breaks”, *Qual Quant*, Vol. 48, No. 2: 681-695.
- TURNER, Paul (2009). “Testing for Cointegration Using the Johansen Approach: Are we Using the Correct Critical Values?”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 24, No. 2: 825-831.
- WEE, Poh Chee, TAN, Randolph (1997). “Performance of Johansen’s Cointegration Test”, *East Asian Economic Issues*, Ed: Joh D. Kendall, World Scientific, ss. 402-415.
- YILMAZ, Ömer, GÜNGÖR, Bener, KAYA, Vedat (2005). “Hisse Senedi Fiyatları ve Makroekonomik Değişkenler Arasındaki Eşbütünleşme ve Nedensellik”, *İMKB Dergisi*, Yıl: 8, Sayı: 34: 1-17.
- ZOU, Xiao-Peng, PANG, Yu-Xiao, ZHU, Hui-Lin (2013). “The Study between Shadow Banking and Financial Fragility in China: An Empirical Analysis Based on Co-integration Test and Error Correction Model”, *Qual Quant*, Vol. 47, No. 6: 3363-3370.

