

# ULUSLARARASI SOSYAL ARAŞTIRMALAR DERGİSİ THE JOURNAL OF INTERNATIONAL SOCIAL RESEARCH

Uluslararası Sosyal Araştırmalar Dergisi/The Journal of International Social Research

Cilt: 14 Sayı: 78 Temmuz 2021 & Volume: 14 Issue: 78 July 2021

www.sosyalarastirmalar.com Issn: 1307-9581

## BRICS ÜLKELERİNDE HİSSE SENETLERİ FİYATLARI VE DÖVİZ KURU ARASINDAKİ İLİŞKİ: EŞİKLİ EŞBÜTÜNLEŞME VE EŞİKLİ GRANGER NEDENSELLİK

### RELATIONSHIP BETWEEN THE STOCK PRICES AND THE EXCHANGE RATES IN BRICS COUNTRIES: THRESHOLD COINTEGRATION AND THRESHOLD GRANGER CAUSALITY

Mehmet Sinan TEMURLENK\*  
Anıl LÖĞÜN\*\*

#### Öz

Çalışmanın amacı BRICS için borsa endeksleri ve döviz kuru oranları arasındaki ilişkiyi incelemektir. Bu kapsamda 2003:01-2019:03 dönemi analiz edilmiştir. Çalışmada farklı eşbütünleşme yaklaşımları ile uzun dönemli ilişkinin varlığı araştırılmıştır. Bunun yanı sıra, kısa ve uzun dönemde ülkelerin borsa endeksleri ve döviz kuru oranları arasındaki ilişki incelenmiştir. Bu amaçla Enders ve Siklos (2001) yaklaşımı uygulanmıştır. TAR ve MTAR modelleri kullanılarak ülkelerin borsa endeksleri ile döviz kuru oranları arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı araştırılmıştır. Sonuçlara göre ülkeler için bağımlı değişkenin borsa endeksi olduğu hata düzeltme modeli geçerlidir. Eşbütünleşme sonuçları BRICS ülkelerinin borsa endeksleri ve döviz kurları arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu göstermiştir. Kısa dönemde Güney Afrika ve Rusya için borsa endeksinden döviz kuru oranına doğru, Çin ve Hindistan için döviz kuru oranından borsa endeksine doğru nedensellik sonucu bulunmuştur. Brezilya için değişkenler arasında kısa dönemde nedensellik bulgusuna rastlanılmamış ancak uzun dönemde borsa endeksi ve döviz kuru oranları arasında farklı yönlerde nedensellik ilişkisi olduğu görülmüştür.

**Anahtar Kelimeler:** Eşik Değerli Eşbütünleşme, Eşik Değerli Granger Nedensellik, Hisse Senedi Fiyatları, Döviz Kuru Oranları, BRICS

**JEL Kodu:** C32, F30, G15.

#### Abstract

The aim of the study is to examine the relationship between stock markets and exchange rates for BRICS. In this context, the period 2003:01 - 2019:03 has been analyzed. In this study, the existence of long-term relationship with different cointegration approaches has been investigated. In addition, the relationship between stock market indices and exchange rates of countries in the short and long terms has been analyzed. For this purpose, Enders and Siklos (2001) approach is applied. The existence of a cointegration relationship between the stock market and the exchange rate in BRICS is researched by utilizing TAR and MTAR models. According to the results, the error correction model in which the dependent variable is the stock market is valid for all countries. The cointegration results show that there is a long-term relationship between the stock market indices and exchange rates of BRICS countries. The finding of causality in the short term is not found for Brazil but in the long term, there is a causal relationship between the stock market index and exchange rate ratios in different directions.

**Keywords:** Threshold Cointegration, Threshold Granger Causality, Stock Prices, Exchange Rates, BRICS.

**JEL Codes:** C32, F30, G15

\*Prof. Dr., Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, msinan@atauni.edu.tr

\*\*Arş. Gör., Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, logunanil@gmail.com



## 1. GİRİŞ

Hisse senedi fiyatları ve döviz kuru arasındaki ilişkinin hangi yönlü olduğu önemli bir konudur. Bu ilişki geleneksel ve portföy denge modelleri olmak üzere iki farklı yaklaşımla incelenmektedir. Geleneksel yaklaşımda, döviz kuru ile hisse senetleri fiyatları arasındaki ilişki aynı yönlüdür. Ticari ilişkilerin yapıldığı bir ülke ekonomisinde fiyatlar esneklerdir. Bu ülkenin üretimi fiyatların göreceliliğine ve ticaret hadlerine bağlıdır. Ekonominin böyle olması durumunda kısa dönem dengesi, döviz kuru oranı ve ulusal fiyat seviyesiyle örtüşmektedir (Dornbusch ve Fisher, 1980, 960-968). Yurtiçi fiyatlarındaki düşüş nedeniyle ithalat fiyatlarının düşmesi sonucunda döviz kuru oranları artmaktadır. Firmaların hisse senedi fiyatlarının artması, döviz kuru ile hisse senetleri fiyatları arasındaki ilişkinin pozitif olmasına neden olacaktır (Dornbusch ve Fisher, 1980, 966-968). Diğer deyişle, bir ülke parasının değerlendirilmesi yani döviz kurunun düşmesi, ulusal satıcıların mallarını yurtdışında satmalarını zorlaştıracak, yurtdışında de yabancı malların rekabetini arttıracaktır. Çünkü yabancı malların fiyatı ucuzlayacaktır (Mishkin, 2000, 157).

Yabancı sermayenin ülkeye girdisi ve çıktısı yoluyla hisse senetleri fiyatlarındaki değişimler döviz kurunu etkileyebilmektedir (Tabak, 2006, 4). Hisse senetleri fiyatlarındaki azalma ulusal yatırımcıların varlıklarında da azalmaya yol açacaktır. Bunun nedeni, düşük faiz oranlarının ve paraya talepteki azalmadır. Diğer etkilerin sabit olması koşuluyla, faiz oranlarının düşmesi döviz kurundaki azalmaya bağlı olarak ülkeden sermaye çıkışıyla sonuçlanacaktır. Portföy denge modeli yaklaşımında, hisse senetleri fiyatları ve döviz kuru arasında negatif bir ilişki olacaktır (Granger, Huang ve Yang, 2000, 338-339). Enflasyon beklentisinden dolayı döviz kurundaki azalma, hisse senetleri fiyatlarında azalmaya neden olacaktır (Dimitrova, 2005). Enflasyon etkisiyle, döviz kuru ve hisse senetleri fiyatları arasında negatif bir ilişki görülebilmektedir. Bir ülke ekonomisinde enflasyonun artması döviz kurunu da arttıracak yani ulusal paranın değeri düşecektir. Enflasyonun yüksek olacağı beklentisi yatırımcıların yüksek riskli ve yüksek getirilere doğru bir talebe neden olacaktır. Böylece hisse senetleri fiyatları da düşme eğiliminde olacaktır (Wu, 2000, 260-261).

Gelişmekte olan ülkeler, her düzeyde potansiyel olarak gelişmiş ülkelere göre daha yüksek büyüme oranlarına sahip olması beklenmektedir. Bu ülkelerdeki iç tüketimin artmasıyla kişilerin gelir seviyelerinin yükselmesi beklenmektedir. Gelişmiş ülkelere büyük iş fırsatları sunan pazarlar oluşmasına imkan sağlanacaktır. Ayrıca, bu ülkelerin para birimlerinin yükselme potansiyeli taşıması nedeniyle gelişmiş ülkelerin yatırım yapmalarına ve daha fazla kar elde etmelerine katkı sağlayacaktır. Dünya ekonomisi içerisinde gelişmekte olan ülkelerin hızlı bir şekilde büyüme eğiliminde olması ve gelişmesi akademik çalışmalarda da incelenmektedir. Bu kapsamda, Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney Afrika ülkelerinin oluşturduğu BRICS ülkeleri gelişmekte olan ülkeler kapsamında önemli bir yere sahiptir. Bu çalışmada BRICS piyasalarının borsa endeksleri ve ülkelerin döviz kuru kullanılarak doğrusal yapıda olmayan Eşik Değerli Otoregresif Model (TAR) ve Momentum Eşik Değerli Otoregresif Model (MTAR) modeli kullanılarak tahmin yapılmıştır. Ayrıca ülkelerin borsa endeksleri ve döviz kuru arasında uzun dönem hareketleri ile kısa ve uzun dönem nedensellik ilişkisi, eşik değerli hata düzeltme modeli ve eşik değerli Granger nedensellik ile incelenmiştir.

## 2. LİTERATÜR

Döviz kuru ile hisse senetleri fiyatları arasındaki nedensellik ilişkisi, farklı dönemlerin ve farklı ülkelerin incelenmesi nedeniyle nedeniyle değişiklik gösterebilmektedir. Bu iki değişken arasındaki nedensellik ilişkisinin incelendiği Türkiye için farklı dönem verileri ele alınarak yapılan çalışmalarda, çift yönlü nedensellik ilişkisinin (Ayvaz, 2006; Pekkaya ve Bayramoğlu, 2008; Aydemir ve Demirhan, 2009); döviz kurundan hisse senetlerine doğru nedensellik ilişkisinin (Kasman, 2003; Şentürk ve Dücan, 2014) olduğu görülmektedir. Türkiye borsa endeksi ve döviz kuru günlük verileriyle farklı yöntemlerin kullanıldığı çalışmada değişkenler arasındaki ilişki pozitif görülmüş yani portföy dengesi yaklaşımı geçerlidir (Berke, 2012).

Kriz dönemlerinde hisse senetleri fiyatları ve döviz kuru arasındaki ilişki farklılık gösterebilmektedir. 1994 Asya krizinin ve 2007-2008 küresel krizinin öncesinde sonuçlar değişebilmektedir. Ramasamy ve Yeung (2002) çalışmalarında Asya krizinin öncesinde Kore, Malezya, Filipinler ve Tayland arasında nedensellik ilişkisi görülmezken; kriz sürecinde Malezya ile Filipinler için borsanın döviz kurunun nedeni olduğu ve Kore ile Tayland ülkelerinde döviz kurunun borsanın nedeni olduğu bulunmuştur. Asya krizinin ele alındığı diğer bir çalışmada ise kriz öncesinde Kore, Singapur ve Hong Kong için borsanın döviz kurunun nedeni olduğu ve kriz sürecinde ise çalışmada incelenen Malezya dışındaki ülkelerin döviz kurunun hisse senetleri fiyatlarının nedeni olduğu sonucuna ulaşılmıştır (Pan, Fok ve Liu, 2007). 2007-2008 küresel krizinin öncesinde Mısır ve Umman



ülkeleri için döviz kuru ve borsa serileri arasında çift yönlü nedensellik ve kriz sonrasında ise çift yönlü nedensellik ilişkisi Lübnan, Kuveyt ve Suudi Arabistan ülkeleri verilerinde görülmektedir (Parsva ve Lean, 2011). 2008 küresel krizinin incelendiği Vietnam için yapılan çalışmada kriz öncesinde nedensellik yokken, kriz sonrasında döviz kuru borsa endeksinin nedeni olduğu görülmektedir (Huy, 2016).

Döviz kuru ve hisse senetleri fiyatları arasındaki uzun dönemli ilişkilerin incelendiği çalışmalarda ABD (Kim,2003) ve AB ülkeleri (Tsagkonos ve Srioupoulos, 2013) için eşbütünleşme görülürken; Çin (Zhao, 2010) için 1994 Asya Krizinin de dikkate alındığı çalışmada eşbütünleşmenin olmadığı sonucu elde edilmiştir. Ayrıca BRICS ülkelerinin ele alındığı analizde, 2007-2008 krizi öncesi Rusya, Hindistan ve Çin ülkeleri için değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin olduğu ve kriz sonrasında ise BRICS ülkelerinde iki değişken arasında eşbütünleşmenin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır (Vanita ve Khusboo, 2015).

Hisse senetleri fiyatlarını etkileyen döviz kuru değişkeni dışında farklı makro ekonomik faktörlerin etkisinin de dahil edildiği çalışmalarda çoklu regresyon modeli ve panel veri analizi yaklaşımları kullanarak incelenmiştir. Bu çalışmalarda faiz oranı, enflasyon oranı (TÜFE), para arzı (M2), gayri safi yurtiçi hasıla (GSYİH), sanayi üretim endeksi, dolar fiyatları, altın fiyatları, S&P 500 Endeksi, kamu harcamaları, uluslararası portföy yatırımları gibi değişkenler ekonometrik modellerde yer almıştır (Albeni ve Demir, 2005; Ayaydın ve Dağlı, 2012). Modelleme sonucunda döviz kurunun hisse senedi fiyatları üzerinde pozitif etkisinin olduğu görülmüştür (Kurihara, 2006; Özer, Çömlekçi ve Kara , 2013). Bazı çalışmalarda döviz kuru ve hisse senetleri arasındaki ilişki negatiftir (Gençtürk, 2009; Sayılğan ve Süslü, 2011).

Otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) ve üstel ARCH (EGARCH) modelleri (Norayan, 2009) geliştirilmiş ARCH (GARCH) modeli (Çiçek ve Öztürk, 2007) ve çok değişkenli GARCH (M-GARCH) modeli (Türkyılmaz ve Balıbey, 2013), doğrusal olmayan nedensellik sınaması Mackey-Glass analizi (Yılcı ve Bozoklu, 2015) ve lojistik yumuşak geçişli hata düzeltme modeli (Şahin, 2016) gibi doğrusal olmayan zaman serileri analizleri kullanılarak döviz kuru ile hisse senetleri fiyatları arasındaki ilişki araştırılmıştır. Borsa İstanbul'da işlem gören şirketlerin verileri kullanılarak yapılan çalışmada, reel efektif döviz kurundaki değişimin yanında firma yaşı ve yurtdışı satışlar kontrol değişkenleri olarak panel veri analizinde yer almıştır. Analiz sonuçlarına göre reel efektif döviz kurundaki değişim hisse senedi getirisi üzerinde pozitif etkisinin olduğu görülmüştür (Boyacıoğlu ve Çürük, 2016). Döviz kuru, altın fiyatları, mevduat faiz oranı ve konut fiyatlarının hisse senetleri üzerindeki etkisinin incelendiği diğer bir çalışmada Johansen ve Maki eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Johansen yaklaşımına göre değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunurken; Maki yaklaşımında eşbütünleşme ilişkisi görülmemektedir (Coşkun ve Ümit, 2016).

### 3. VERİ SETİ VE YÖNTEM

Bu çalışma 2003:01-2019:03 dönemi aylık verilerini içermektedir. Çalışmada investing.com adlı siteden alınan borsa endeksleri ve döviz kuru verileri kullanılmıştır. Ülkelerin döviz kuru oranları ABD dolarına göre oluşturulan oranlardır ve borsa endeksleri dolar cinsinden analize katılmıştır. Çalışmada, yeni gelişen ülke piyasası kapsamında Brezilya, Rusya, Hindistan, Çin ve Güney Afrika (BRICS) ülkelerinin hisse senedi fiyatı ile döviz kuru oranları incelenmiştir. Tüm değişkenlerin doğal logaritmaları alınarak modele dahil edilmiştir.

#### 3.1. Birim Kök Testleri

Zaman serileri analizinde veri setlerinin durağan olduğu varsayımına dayanmaktadırlar. Birim kök testleri zaman serilerinde veri setinin durağanlığının incelenmesi amacıyla kullanılmaktadır. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) (1979, 1981) ve Phillips ve Perron (1988) birim kök testleri serilerin durağanlığının incelenmesinde literatürde oldukça kullanılan yöntemlerdir. Sıfır hipotezi, seride birim kökün varlığını yani durağan olmadığını; alternatif hipotez ise serinin birim köke sahip olmadığını, durağan olduğu şeklinde kurulmaktadır. Sabit ve trendin olduğu ADF birim kök testi için kurulacak denklem,

$$\Delta M_t = \alpha + \beta T + \rho M_{t-1} + \sum_{i=1}^p \omega_i \Delta M_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

şeklinde olacaktır. Denklem (1)'de Sabit parametre  $\alpha$ , zamanı gösteren trend  $T$ , otoregresif katsayı  $\rho$ ,  $\Delta M_t$  birinci farkı alınmış  $M$  serisi ve  $\varepsilon_t$  beyaz gürültülü hata terimini ifade etmektedir. Gecikme uzunluğu  $p$ 'yi belirlemek için Akaike bilgi kriterinden yararlanılabilmektedir (Mamun ve Nath, 2005, 362).

Dickey-Fuller testi hata terimlerinin istatistiksel olarak bağımlı olmadıkları ve değişen varyansı taşımadıkları varsayımına dayanmaktadır. Burada hata terimlerinin ilişkili olmamaları ve sabit varyansa sahip



olduklarına öncelikle bakılmalıdır. Phillips ve Perron (1988), hata terimleri ile ilgili varsayımlar daha esnek hale getirilen alternatif bir test önermiştir.

Phillips ve Perron testinde sabit ve trend değişkenleriyle birinci dereceden otoregresif sürecin tahmin edilir. Phillips ve Perron testi için oluşturulan regresyon denklemi aşağıdaki gibidir (Panas, 2001, 396):

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 (t - T/2) + u_t \quad (2)$$

Burada T gözlem sayısı olarak gösterilmiştir. Bu testin dağılımındaki kritik tablo değerleri Dickey-Fuller testi ile aynıdır (Phillips ve Perron, 1988, 345).

### 3.2. Granger Nedensellik Analizi

Değişkenler arasında nedensellik incelemesinin yapılabilmesi için serilerin kovaryans durağan olmaları gerekmektedir. Serilerin durağanlıklarının aynı mertebeden olmaları şartı aranmamaktadır. Nedensellik incelemesinde gecikme uzunluğunun belirlenmesinde, nedeni araştırılan değişkenin durağan hali ve bu değişkenin gecikmeli değerleriyle farklı modeller kurularak tahmin edilir. Tahmin edilen modellerin bilgi kritik değerlerinden en küçük olan modeldeki gecikme uzunluğu uygun gecikme olarak seçilmektedir. Model, nedensellik araştırmasındaki değişkenler tahmin edilerek F dağılımıyla incelenmektedir (Çil Yavuz, 368-369).

$$Y_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^{n_1} \theta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{n_2} \beta_j X_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (3)$$

$$X_t = \mu_0 + \sum_{i=1}^{n_1} \phi_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{n_2} \gamma_j X_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (4)$$

Burada X ve Y iki değişken ve bu değişkenlerin gecikme değerleri yer almaktadır. Denklemlerde (3) ve (4), nedensellik analizinde seriler durağan halleriyle yer almalıdır. Sıfır hipotezi, nedeni araştırılan değişkenin gecikme uzunluklarının sıfıra eşit olmasıyla oluşturulurken, bu değişkenin Granger nedeni olmadığı anlamına gelmektedir. Alternatif hipotez ise Granger nedenselliğinin olduğu şeklinde kurulmaktadır. Kısıtlı model sıfır hipotezi altında oluşturulur.

### 3.3. Eşikli Eşbütünleşme ve Granger Nedensellik

Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkilerini inceleyen çalışmalar, Engle ve Granger (1987) ile başlamış ve Johansen (1988) yaklaşımıyla sürmüştür. Bu yaklaşımlar doğrusal yapıyı esas almaktadır. Birinci fark değerleriyle Y değişkeni için hata düzeltme modeli oluşturulmuştur:

$$\Delta Y_t = \alpha + \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{i=k-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Y, değişkenlerin oluşturduğu bir vektör,  $\alpha$  sabit parametrelerin oluşturduğu bir vektör olarak ifade edilmiştir. Denklem (5)'te  $\Pi$ , Y vektöründe yer alan değişkenlerin uzun dönem ilişkileri hakkında bilgi sağlayan bir matristir (Johansen, 1988).

Balke ve Fomby (1997) değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinde belirli bir aralıkta aktif olmadığı ve belirli bir eşik değeri aştığında eşbütünleşmenin görüldüğü durumu vurgulanmıştır. Eşikli eşbütünleşme doğrusal olmayan süreci içermektedir (Balke ve Fomby, 1997, 627-628). Enders ve Siklos (2001) eşbütünleşmeyi incelerken otoregresif modeli kullanmıştır.

Çalışmada Enders ve Siklos (2001) yaklaşımıyla eşikli eşbütünleşme analizi yapılmıştır. Bu yaklaşım, Engle-Granger'ın yönteminin genişletilmesini kapsamakta ve asimetric etkileri de içermektedir. Asimetric etkilerin de olup olmadığının tespitinde, Enders ve Siklos'un önerdikleri Eşikli Otoregresif Model (TAR) ve momentum TAR (M-TAR) kullanılacaktır. Burada, denklem (6)'dan elde edilen  $\hat{\varepsilon}_t$  hata terimleri tahmini değerinden yararlanılacaktır. Bu hata terimi bağımsız ve özdeş dağılımlı, sıfır ortalamaya ve sabit varyansa sahiptir.

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = I_t \rho_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta \hat{\varepsilon}_{t-1} + u_t, \quad u_t \sim iid(0, \sigma^2) \quad (6)$$



Bu denklemde  $u_t$ , sıfır ortalamalı, sabit varyansa sahip, bağımsız ve özdeş dağılıma sahiptir. Burada (6)'daki regresyon denkleminin TAR veya M-TAR modeli olarak adlandırılması,  $I_t$  değişkeninin farklı tanımlanmasından kaynaklanmaktadır. (7)'deki gibi tanımlandığında TAR model; (8)'deki gibi olduğunda M-TAR modeli olmaktadır (Yau ve Nieh, 2009, 295).

$$I_t = \begin{cases} 1, & \hat{\varepsilon}_{t-1} \geq \tau \\ 0, & \hat{\varepsilon}_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (7)$$

$$I_t = \begin{cases} 1, & \Delta \hat{\varepsilon}_{t-1} \geq \tau \\ 0, & \Delta \hat{\varepsilon}_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (8)$$

$\tau$  eşik değerin bulunması için Enders ve Siklos, Chan (1993) yaklaşımını kullanmıştır. Bu yaklaşımda TAR modeli için  $\hat{\varepsilon}_{t-1}$  ve M-TAR modeli için  $\Delta \hat{\varepsilon}_{t-1}$  değerleri küçük değerden büyük değere doğru sıralanarak en küçük %15 ile en büyük %15'lik kısmı işleme dahil edilmez. Kalan değerler için model tahminleri yapılarak en küçük hata terimleri karelerini sağlayan eşik değer modelde kullanılır.

Enders ve Siklos (2001) yaklaşımında kurulan TAR ve M-TAR modellerinden değişkenler arasında eşikli eşbütünleşme ilişkisinin varlığı ve aynı zamanda uzun dönemde asimetric bir etkinin olup olmadığı bulunabilmektedir. Sıfır hipotezi  $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$  biçiminde kurulur ve değişkenler arasında bir eşik değerin olduğu eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını test etmektedir. Asimetric bir etkinin olup olmadığının test edilmesinde ise  $H_0: \rho_1 = \rho_2$  sıfır hipotezi kurulmaktadır. Alternatif hipotez ise  $H_0: \rho_1 \neq \rho_2$  şeklindedir. Buna göre sıfır hipotezi uzun dönem dengesinde simetric etkinin olduğunu; alternatif hipotez ise asimetric etkinin olduğunu ifade etmektedir (Enders ve Siklos, 2001, 171-174).

Eşikli eşbütünleşmenin olup olmadığının test edilmesinde, test istatistik değerleri Enders ve Siklos (2001) çalışmasındaki tablo kritik değerleriyle karşılaştırılmaktadır. Modellerdeki asimetric etkinin tespitinde F tablo kritik değerlerinden yararlanılmaktadır.

Hata düzeltme modeli,

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = I_t \beta \hat{\varepsilon}_{t-1} + (1 - I_t) \delta \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^{n_1} \theta_i \Delta \hat{Y}_{t-1} + \sum_{i=1}^{n_2} \phi_i \Delta \hat{X}_{t-1} + u_t \quad (9)$$

biçiminde oluşturulur. Y ve X değişkenlerinin gecikme değerlerinin yer aldığı modelde, alt ve üst eşik değerleri (7) ve (8)'deki gibi oluşturulmaktadır. Denklem (9)'daki model zaman serilerinde asimetric davranışların ekonometrik modellenmesinde kullanılmaktadır (Zapata ve Gauthier, 2003, 7). Granger nedensellik testleri, standart F dağılımına bağlı  $\Delta \hat{Y}_{t-i}$  ve  $\Delta \hat{X}_{t-i}$  bağlı tüm katsayıların istatistiksel olarak sıfırdan farklı olup olmadığını ve  $\beta$  ile  $\delta$  hata düzeltme terimlerinin istatistiksel olarak anlamlılığını incelemektedir. Hata düzeltme modellerinde gecikme uzunluklarının belirlenmesinde Akaike bilgi kriterinden yararlanılmaktadır (Yau ve Nieh, 2009, 298).

#### 4. BULGULAR

Analizde öncelikle ülkelerin döviz kuru oranları ve borsa endekslerinin durağanlıkları ADF ve Phillips-Perron (PP) birim kök testleri ile incelenmiştir. Tablo 1'de ülkelerin ilk sırada borsa endeks serileri olmak üzere döviz kuru oranı serileriyle birlikte verilmiştir. Birim kök testleri sonucunda ülkelerinin tamamı için hisse senedi fiyatları ve döviz kuru oranları serileri I(1) (birinci farkta) düzeyinde durağan oldukları bulunmuştur.



**Tablo 1.** ADF ve PP Birim Kök Testi Sonuçları

Ülkeler	Değişkenler	ADF Testi	PP Testi	Birinci Farklar	ADF Testi	PP Testi
Çin	LCHINA	-1.69	-2.36	$\Delta$ LCHINA	-12.09*	-12.53*
	LCNY	-0.67	-0.58	$\Delta$ LCNY	-9.44*	-9.60*
Brezilya	LBRAZIL	-2.72	-2.72	$\Delta$ LBRAZIL	-12.13*	-12.26*
	LBRL	-1.96	-2.00	$\Delta$ LBRL	-13.63*	-13.99*
Hindistan	LINDIA	-2.74	-2.85	$\Delta$ LINDIA	-12.39*	-12.45*
	LINR	-2.56	-2.63	$\Delta$ LINR	-12.32*	-12.35*
Rusya	LRUSSIA	-2.78	-2.90	$\Delta$ LRUSSIA	-10.83*	-10.93*
	LRUB	-2.32	-2.19	$\Delta$ LRUB	-10.70*	-10.74*
Güney Afrika	LAFRICA	-2.56	-2.65	$\Delta$ LAFRICA	-12.99*	-13.05*
	LZAR	-3.38	-3.34	$\Delta$ LZAR	-15.31*	-15.35*

Not: \* %5 kritik değerine göre anlamlılığı ifade etmektedir. ADF ve PP birim kök test istatistikleri verilmiştir.

Farklı değişkenlerin uzun dönemli ilişkilerinin sınanması anlamındaki eşbütünleşme, I(1) olan ülke değişkenleri için incelenmiştir. Eşbütünleşme analizinin yapılabilmesi için serilerin durağan olmaması gerekmektedir. Johansen eşbütünleşme yaklaşımın sonuçları Tablo 2’de verilmiştir. Buna göre Brezilya ve Güney Afrika için Johansen yaklaşımına göre hem iz istatistiği hem de maksimum özdeğer istatistiği sonuçlarında eşbütünleşmenin olduğu görülmektedir. Hindistan ve Rusya için yapılan analiz sonucunda maksimum özdeğer istatistiklerine göre eşbütünleşmenin varlığı %10 önem düzeyinde anlamlı bulunmuştur.

**Tablo 2.** Johansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Ülkeler	İz İstatistiği			Maksimum Özdeğer İstatistiği	
	Sıfır Hipotezi	İz istatistiği	p Değeri	Maksimum Özdeğer İstatistiği	p Değeri
Çin	r=0	9.4736	0.3234	6.7973	0.5134
	r≤0	2.6762	0.1019	2.6762	0.1019
Brezilya	r=0	15.0602	0.0580**	13.8023	0.0590**
	r≤0	1.2579	0.2620	1.2579	0.2620
Hindistan	r=0	12.6277	0.1292	12.4148	0.0960**
	r≤0	0.2129	0.6445	0.2129	0.6445
Rusya	r=0	13.3781	0.1017	13.2550	0.0717**
	r≤0	0.1231	0.7257	0.1231	0.7257
Güney Afrika	r=0	16.2693	0.0382*	13.8978	0.0570**
	r≤0	2.3715	0.1236	2.3715	0.1236

Not: \*, \*\* sırasıyla %5 ve %10 kritik değerine göre anlamlılığı ifade etmektedir.

TAR ve M-TAR modelleri ile ülkelerin hisse senedi fiyatları ve döviz kuru oranları arasındaki eşbütünleşme ilişkisini sınamada Enders ve Siklos (2001)’un yaklaşımı izlenmiştir. Eşbütünleşmeyi sınavarken Enders ve Siklos(2001) tablo kritik değerlerinden yararlanılmıştır. Burada eşik değerleri elde ederken denklem (5)’deki hata terimleri kullanılmıştır. Tablo 3 ve Tablo 4’de TAR ve MTAR modelinin tahmin sonuçları verilmiştir. Modellerde ülkelerin eşbütünleşme ilişkisini  $\phi$  istatistik değeri dikkate alınmış ve Enders ve Siklos (2001)’un çalışmasındaki tablo kritik değerleriyle karşılaştırılmıştır. Sıfır hipotezi değişkenler arasında eşbütünleşmenin olmadığını; alternatif hipotez ise değişkenler arasında eşbütünleşmenin olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 3 ve Tablo 4’deki  $\phi$  istatistiği sonuçlarına göre BRICS ülkeleri için eşbütünleşme ilişkisinin olduğu görülmektedir. Uygun model seçiminde için AIC bilgi kriterinden yararlanılmıştır ve minimum değeri veren model seçilmiştir. Buna göre Brezilya ve Rusya için TAR; Çin, Güney Afrika ve Hindistan için M-TAR modeli seçilmiştir. Aynı zamanda Brezilya, Çin ve Hindistan için uzun dönem dengesinde asimetrik etkinin varlığı %5 önem düzeyinde anlamlıdır.



**Tablo 3.** TAR Modeli Tahmin Sonuçları

Ülkeler	$\rho_1$	$\rho_2$	$\tau$	$\phi$	F	AIC	k
Çin	-0.0640 (0.0251)	-0.0217 (0.0274)	0.2253	3.5272	1.3159	-2.2263	2
Brezilya	0.0236 (0.0176)	-0.0411 (0.0117)	0.3074	6.8542**	8.9797	-2.9282	3
Rusya	-0.0274 (0.0300)	-0.0558 (0.0168)	0.3757	5.9639**	0.6812	-2.1750	2
Güney Afrika	-0.0456 (0.0313)	-0.0779 (0.0236)	-0.1510	6.5348**	0.6756	-2.0269	2
Hindistan	-0.0741 (0.0279)	-0.0369 (0.0314)	-0.4312	4.5702	0.7105	-1.6748	7

Not: \*, \*\* sırasıyla %5 ve %10 kritik değerine göre anlamlılığı ifade etmektedir. Parantez içindeki değerler standart hataları göstermektedir.  $p_1$  ve  $p_2$  alt ve üst eşik değerlerinin katsayılarını, T eşik değerini,  $\phi$  eşbütünlüğü sınav test istatistiğini, F standart test istatistik değerini, AIC bilgi kriterini ve k gecikme sayısını ifade etmektedir.

**Tablo 4.** MTAR Modeli Tahmin Sonuçları

Ülkeler	$\rho_1$	$\rho_2$	$\tau$	$\phi$	F	AIC	k
Çin	0.0470 (0.0416)	-0.0662 (0.0204)	0.0623	5.9598**	6.0381	-2.2489	2
Brezilya	-0.0146 (0.0103)	-0.0677 (0.0287)	-0.0447	3.7988	3.0137	-2.8905	3
Rusya	-0.0809 (0.0337)	-0.0414 (0.0163)	0.0870	6.1864**	1.1012	-2.1697	2
Güney Afrika	-0.0548 (0.0219)	-0.0990 (0.0374)	-0.0359	6.7221**	1.0270	-2.0287	2
Hindistan	-0.0799 (0.0232)	-0.0003 (0.0371)	-0.0217	5.9263**	3.3005	-1.6892	7

Not: \*, \*\* sırasıyla %5 ve %10 kritik değerine göre anlamlılığı ifade etmektedir. Parantez içindeki değerler standart hataları göstermektedir.  $p_1$  ve  $p_2$  alt ve üst eşik değerlerinin katsayılarını, T eşik değerini,  $\phi$  eşbütünlüğü sınav test istatistiğini, F standart test istatistik değerini, AIC bilgi kriterini ve k gecikme sayısını ifade etmektedir.

Ülkelerin döviz kuru oranları ve borsa endeksleri arasında nedensellik ilişkisi Granger nedensellik analizine göre incelenmiştir. İlk sıradakiler ülkenin borsa endekslerinin döviz kurunun nedeni olup olmadığını incelerken, ikinci sıradakiler ise döviz kuru oranının borsa endeksinin nedeni olup olmadığını incelemektedir. Tablo 5’de de görüldüğü üzere Rusya, Güney Afrika ve Hindistan için değişkenler arasında çift yönlü nedensellik olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Çin için döviz kuru oranından borsa endeksine doğru nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir. Brezilya için değişkenler arasında Granger nedensellik ilişkisi görülmemiştir.

**Tablo 5.** Granger Nedensellik Analizi Sonuçları

Ülkeler	Değişkenler	F İstatistik Değeri	p Değeri
Çin	lchina » lcny	0.7764	0.3794
	lcny » lchina	3.2229	0.0742**
Brezilya	lbrazil » lbrl	1.6093	0.2028
	lbrl » lbrazil	0.4880	0.6147
Rusya	lrussia » lrub	3.3153	0.0212*
	lrub » lrussia	3.9197	0.0096*
Güney Afrika	lafrica » lzar	2.7050	0.0079*
	lzar » lafrica	1.8337	0.0739**
Hindistan	lindia » linr	5.5209	0.0000*
	line » lindia	3.3636	0.0037*

Not: \*, \*\* sırasıyla %5 ve %10 kritik değerine göre anlamlılığı ifade etmektedir. Gecikme uzunlukları LR kriterine göre belirlenmiştir.



**Tablo 6.** Eşik Değerli Granger Nedensellik Sonuçları(Uzun dönem için)

Ülkeler	Sıfır hipotezleri	F Test İstatistik Değeri	Sonuç
Çin	$H_0: \theta_1 = \beta = 0$	0.5363	Reddedilemez
	$H_0: \theta_1 = \delta = 0$	1.5810	Reddedilemez
	$H_0: \phi_1 = \beta = 0$	2.9832**	Red
	$H_0: \phi_1 = \delta = 0$	6.1187*	Red
Brezilya	$H_0: \theta_1 = \beta = 0$	1.2239	Reddedilemez
	$H_0: \theta_1 = \delta = 0$	3.2339*	Red
	$H_0: \phi_1 = \beta = 0$	0.3995	Reddedilemez
	$H_0: \phi_1 = \delta = 0$	5.8446*	Red
Rusya	$H_0: \theta_1 = \beta = 0$	2.5288**	Red
	$H_0: \theta_1 = \delta = 0$	2.4979**	Red
	$H_0: \phi_1 = \beta = 0$	0.6748	Reddedilemez
	$H_0: \phi_1 = \delta = 0$	5.3509*	Red
Güney Afrika	$H_0: \theta_1 = \beta = 0$	6.5189*	Red
	$H_0: \theta_1 = \delta = 0$	9.6346*	Red
	$H_0: \phi_1 = \beta = 0$	3.0541*	Red
	$H_0: \phi_1 = \delta = 0$	2.6089**	Red
Hindistan	$H_0: \theta_1 = \beta = 0$	3.5073*	Red
	$H_0: \theta_1 = \delta = 0$	0.5075	Reddedilemez
	$H_0: \phi_1 = \beta = 0$	9.3915*	Red
	$H_0: \phi_1 = \delta = 0$	1.6077	Reddedilemez

**Not:** \*, \*\* sırasıyla %5 ve %10 kritik değerine göre anlamlılığı ifade etmektedir. İlk iki sıradaki sıfır hipotezler sırasıyla ülkelerin alt ve üst eşik değerlerine göre borsa endekslerinin döviz kurunun uzun dönemde nedeni olmadığını ifade ederken; diğer iki sıradaki hipotezler ise ülkelerin alt ve üst eşik değerlerine göre döviz kurlarının borsa endeksinin uzun dönemde nedeni olmadığını vurgulamaktadır. Sıfır hipotezlerinin reddedilmesi borsa endekslerinin döviz kurunun nedeni olduğuna ya da döviz kurlarının borsa endekslerinin nedeni olduğunu söylemektedir.

Tablo 6'da ülkelerin döviz kuru oranları ve borsa endeksleri arasındaki uzun dönem nedensellik ilişkisi eşik değer kullanılarak incelenmiştir. Sıfır hipotezi eşik değerli nedensellik olmadığını ifade etmektedir. Rusya ve Güney Afrika için borsa endeksleri ve döviz kuru oranları arasında eşik değerli Granger nedensellik sonucuna göre uzun dönemde çift yönlü bir ilişki elde edilmiştir. Çin için alt ve üst eşik değerlerinde döviz kurundan borsa endeksine doğru nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Brezilya için değişkenler arasında Granger nedensellik ilişkisi olmamasına rağmen, eşik değerli Granger nedensellik sınavında borsa endeksinden döviz kuruna doğru ve döviz kurundan borsa endeksine doğru üst eşik değerinde nedensellik olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Hindistan için yapılan eşik değerli nedensellik sınavına sonuçlarında sadece üst eşik değerine göre çift yönlü nedensellik görülmüştür.

**Tablo 7.** Eşik Değerli Granger Nedensellik Sonuçları(Kısa dönem için)

Ülkeler	Sıfır hipotezleri	F Test İstatistik Değeri	Sonuç
Çin	$H_0: \theta_1 = 0$	1.0355	Reddedilemez
	$H_0: \phi_1 = 0$	4.8077*	Red
Brezilya	$H_0: \theta_1 = 0$	1.8546	Reddedilemez
	$H_0: \phi_1 = 0$	0.7986	Reddedilemez
Rusya	$H_0: \theta_1 = 0$	3.4986*	Red
	$H_0: \phi_1 = 0$	1.3119	Reddedilemez
Güney Afrika	$H_0: \theta_1 = 0$	9.1734*	Red
	$H_0: \phi_1 = 0$	0.5046	Reddedilemez
Hindistan	$H_0: \theta_1 = 0$	0.9587	Reddedilemez
	$H_0: \phi_1 = 0$	3.1877**	Red

**Not:** \*, \*\* sırasıyla %5 ve %10 kritik değerine göre anlamlılığı ifade etmektedir. İlk sıradaki sıfır hipotezi ülkelerin borsa endekslerinin döviz kurunun kısa dönemde nedeni olmadığını ifade ederken; ikinci sıradaki sıfır hipotezi ise ülkelerin döviz kurlarının borsa endeksinin kısa





dönemde nedeni olmadığını vurgulamaktadır. Sıfır hipotezlerinin reddedilmesi borsa endekslerinin döviz kurunun nedeni olduğuna ya da döviz kurlarının borsa endekslerinin nedeni olduğunu söylemektedir.

Tablo 7’de ülkelerin borsa endeksleri ve döviz kuru oranı değişkenleri arasındaki kısa dönem için eşik değerli Granger nedensellik ilişkisi sonuçları verilmiştir. Buna göre Rusya ve Güney Afrika için borsa endeksinin döviz kurunun nedeni olarak bulunurken; Çin ve Hindistan için döviz kurunun borsa endeksinin nedeni olduğu sonucu ulaşılmıştır. Kısa dönemde Brezilya için değişkenler arasında nedensellik ilişkisi sonucu elde edilmemiştir.

## 5. SONUÇ

Ülkelerin piyasaları hisse senedi fiyatları ve döviz kuru oranları arasındaki uzun dönem dengesi ve nedensellik ilişkisi eşik değer kullanılarak incelenmiştir. Literatürde hisse senedi fiyatları ve döviz kuru oranları arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalarda da görülmektedir ki, söz konusu değişkenlerin birbirine etkisi konusu tartışmalı bir konudur. Elde edilen analiz sonuçlarına göre BRICS ülkelerinin hepsi için bağımlı değişkenin borsa endeksleri yani etkilenen değişken olduğu hata düzeltme mekanizması çalışmaktadır. Tam aksine bağımlı değişkenin döviz kuru olduğu hata düzeltme modelinde katsayıların anlamlı olmaması nedeniyle mekanizma hatalıdır. Doğrusal eşbütünleşme tahmini sonucunda maksimum özdeğer istatistiklerine göre Çin dışında diğer ülkelerin hisse senedi fiyatları ve döviz kurları arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğu görülmektedir. TAR ve M-TAR tahminleri sonucunda ise BRICS ülkeleri için eşbütünleşmenin olduğu sonucu elde edilmiştir.

Doğrusal nedensellik ve doğrusal olmayan eşik değerli nedensellik ilişkisi bakımından farklı sonuçlarla karşılaşmıştır. Belli bir eşik değerinin altında veya üstünde olması, ülkelerin döviz kuru oranları ile hisse senedi fiyatı açısından farklı sonuçlar ortaya çıkarabilmektedir. Brezilya dışındaki tüm ülkelerde borsa endeksleri ve döviz kuru oranları arasında hem kısa dönemde hem de uzun dönemde farklı yönlerden nedensellik sonucu bulunmuştur. Güney Afrika ve Rusya için kısa dönemde borsa endeksi döviz kuru oranlarının nedeniyken; uzun dönemde ise çift yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Çin ve Hindistan kısa dönemde döviz kuru oranları, borsa endeksinin nedenidir. Uzun dönemde ise Çin için alt ve üst eşikte nedensellik ilişkisi yönünden benzer sonuçlar elde edilirken; Hindistan için alt eşikte borsa endeksi ve döviz kuru oranları arasındaki nedensellik ilişkisi farklılık göstermektedir. Elde edilen sonuçlarda belirli bir eşik değerinin üstünde olması durumunda ülkelerin borsa endeksleri ve döviz kurlarının genellikle farklı sonuçlar ortaya çıkardığı görülmektedir. Rusya ve Güney Afrika portföy denge modeli yaklaşımına uygunken, Çin ve Hindistan ise geleneksel yaklaşıma uygun bulgulara ulaşılmıştır.

Bu çalışmada belirli bir eşik değerinin altında veya üstünde BRICS ülkelerinin borsa endeksleri ve döviz kurları arasındaki ilişkinin hangi yönde birbirini etkilediği ortaya konmaya çalışılmıştır. Bu kapsamda elde edilen bulgular, ülkelerin döviz kurları ve borsa endeksleri arasındaki bağlantıları ortaya koymaları açısından yatırımcılara faydalı bilgiler sağlayabilir.

## KAYNAKÇA

- Al Mamun, K. A., & Nath, H. K. (2005). Export-led growth in Bangladesh: a time series analysis. *Applied Economics Letters*, 12(6), 361-364.
- Albeni, M., & Demir, Y. (2005). Makro ekonomik göstergelerin mali sektör hisse senedi fiyatlarına etkisi (İMKB uygulamalı). *Muğla Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, (14), 1-18.
- Ayaydın, H., & Dağlı, H. (2012). Gelişen piyasalarda hisse senedi getirisini etkileyen makroekonomik değişkenler üzerine bir inceleme: Panel veri analizi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 26(3-4), 45-66.
- Aydemir, O., & Demirhan, E. (2009). The relationship between stock prices and exchange rates: Evidence from Turkey. *International research journal of finance and economics*, 23(2), 207-215.
- Ayvaz, Ö. (2006). Döviz Kuru ve Hisse Senetleri Fiyatları Arasındaki Nedensellik İlişkisi. *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 8(2), 1-14.
- Balke, N. S. & Fomby, T. B. (1997). Threshold cointegration, *International Economic Review*, 627-645.
- Berke, B. (2012). Döviz Kuru ve İMKB100 Endeksi İlişkisi: Yeni Bir Test. *Maliye Dergisi*, 163, 243-257.
- Boyacıoğlu, M. A., & Çürük, D. (2016). Döviz kuru değişimlerinin hisse senedi getirisine etkisi: Borsa İstanbul 100 endeksi üzerine bir uygulama. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, (70), 143-156.
- Chan, K. S. (1993). Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model. *The annals of statistics*, 21(1), 520-533.
- Coşkun, Y., & Ümit, A. Ö. (2016). Türkiye’de Hisse Senedi ile Döviz, Mevduat, Altın, Konut Piyasaları Arasındaki Eşbütünleşme İlişkilerinin Analizi. *Business & Economics Research Journal*, 7(1), 47-69.
- Çiçek, M. & Öztürk, F. (2007). Yabancı Hisse Senedi Yatırımcıları Türkiye’de Döviz Kuru Volatilitisini Şiddetlendiriyor Mu?. *Ankara*



Üniversitesi SBF Dergisi, 62(04), 83-107.

Çil Yavuz, N. (2015). *Finansal Ekonometri*, İstanbul: Der Yayınları.

Dimitrova, D. (2005). The relationship between exchange rates and stock prices: Studied in a multivariate model. *Issues in political Economy*, 14(1), 3-9.

Dornbusch, R., & Fischer, S. (1980). Exchange rates and the current account. *The American Economic Review*, 70(5), 960-971.

Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.

Engle, R. F., & Yoo, B. S. (1987). Forecasting and testing in co-integrated systems. *Journal of econometrics*, 35(1), 143-159.

Gençtürk, M. (2009). Finansal Kriz Dönemlerinde Makroekonomik Faktörlerin Hisse Senedi Fiyatlarına Etkisi. *Suleyman Demirel University Journal of Faculty of Economics & Administrative Sciences*, 14(1), 127-136.

Granger, C. W., Huangb, B. N., & Yang, C. W. (2000). A bivariate causality between stock prices and exchange rates: evidence from recent Asian flu. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 40(3), 337-354.

Hayaloğlu, P., Kalaycı, C., & Artan, S. (2015). Küreselleşme farklı gelir grubundaki ülkelerde ekonomik büyümeyi nasıl etkilemektedir. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 10(1), 119-152.

Huy, T. Q. (2016). The linkage between exchange rates and stock prices: Evidence from Vietnam. *Asian Economic and Financial Review*, 6(7), 363.

Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2-3), 231-254.

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

Kim, K. H. (2003). Dollar exchange rate and stock price: evidence from multivariate cointegration and error correction model. *Review of Financial Economics*, 12(3), 301-313.

Kurihara, Y. (2006). The relationship between exchange rate and stock prices during the quantitative easing policy in Japan. *International Journal of Business*, 11(4), 375-386.

Mishkin, Frederic S. (2000). *Para teorisi-politikası*. İlyas Şıklar ve diğerleri (Çev.). İstanbul: Bilim Teknik Yayınevi.

Narayan, P. K. (2009). On the relationship between stock prices and exchange rates for India. *Review of Pacific Basin financial markets and policies*, 12(02), 289-308.

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

Pan, M. S., Fok, R. C. W., & Liu, Y. A. (2007). Dynamic linkages between exchange rates and stock prices: Evidence from East Asian markets. *International Review of Economics & Finance*, 16(4), 503-520.

Panas, E. (2001). Estimating fractal dimension using stable distributions and exploring long memory through ARFIMA models in Athens Stock Exchange. *Applied Financial Economics*, 11(4), 395-402.

Parsva, P., & Lean, H. H. (2011). The analysis of relationship between stock prices and exchange rates: Evidence from six Middle Eastern financial markets. *International research journal of finance and economics*, 66, 157-171.

Pekkaya, M., & Bayramoğlu, M. F. (2008). Hisse Senedi Fiyatları ve Döviz Kuru Arasındaki Nedensellik İlişkisi: YTL/USD, IMKB 100 ve S&P 500 Üzerine Bir Uygulama. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, (38), 163-176.

Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.

Ramasamy, B., & Yeung, M. C. (2002). The relationship between exchange rates and stock prices: implications for capital controls. *The Asia Pacific Journal of Economics & Business*, 6(2), 46-60.

Sayılgan, G. & Süslü, C. (2011). Makroekonomik Faktörlerin Hisse Senedi Getirilerine Etkisi: Türkiye ve Gelişmekte Olan Piyasalar Üzerine Bir İnceleme. *Journal of BRSA Banking & Financial Markets*, 5(1), 73-96.

Sentürk, M., & Dücan, E. (2014). Türkiye'de Döviz Kuru-Faiz Oranı ve Borsa Getirisi İlişkisi: Ampirik Bir Analiz. *Business and Economics Research Journal*, 5(3), 67-80.

Sevüktekin, M. & Nargeleçekenler, M. (2010). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi Eviews Uygulamalı*, Ankara: Nobel Yayınları.

Şahin, A. (2016). Döviz Kurunun Hisse Senedi Endeksi Üzerine Kısa ve Uzun Dönemde Etkileri: Kırılgan Beşli Ülkeleri Üzerine Yumuşak Geçişli Eşik Hata Düzeltme Modeli Uygulaması. *Ege Academic Review*, 16(2), 319-419.

Tabak, B. M. (2006). The dynamic relationship between stock prices and exchange rates: Evidence for Brazil. *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, 9(08), 1377-1396.

Tsagkanos, A., & Siriopoulos, C. (2013). A long-run relationship between stock price index and exchange rate: A structural nonparametric cointegrating regression approach. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 25, 106-118.

Türkyılmaz, S., & Balıbey, M. (2013). The relationships among interest rate, exchange rate and stock price: A BEKK-MGARCH approach. *International Journal of Economics, Finance and Management Sciences*, 1(3), 166-174.

Vanita, T., & Khushboo, A. (2015). Long run co-integrating relationship between exchange rate and stock prices: empirical evidence from BRICS Countries. *Advances in Management*, 8(1), 15-25.

Wu, Y. (2000). Stock prices and exchange rates in VEC model – The case of Singapore in the 1990s. *Journal of Economics and Finance*, 24(3), 260-274.

Yau, H. Y., & Nieh, C. C. (2009). Testing for cointegration with threshold effect between stock prices and exchange rates in Japan and Taiwan. *Japan and the World Economy*, 21(3), 292-300.

Yılanç, V. & Şeref, B. (2015). Analysis of Symmetric and Asymmetric Nonlinear Causal Relationship Between Stock Prices and Exchange Rates for Selected Emerging Market Economies. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 16(2), 155-164.

Zapata, H., & Gauthier, W. (2003). "Threshold Models in Theory and Practice", In *Southern Agricultural Economics Association Annual Meeting*, 9, 1-17.

Zhao, H. (2010). "Dynamic Relationship Between Exchange Rate and Stock Price: Evidence from China", *Research in International Business and Finance*, 24(2), 103-112.