

FAİZ ORANI - DÖVİZ KURU VE BİST100 ETKİLEŞİMİ: MAKİ EŞ - BÜTÜNLEŞME ANALİZİ



Kafkas Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler
Fakültesi
KAÜİBF
Cilt. 8, Sayı 16, 2017
ISSN: 1309 – 4289
E – ISSN: 2149-9136

Makale Gönderim Tarihi: 31.03.2017 Yayına Kabul Tarihi: 04.10.2017

Abdulkadir BARUT
Öğr. Gör.
Harran Üniversitesi,
Siverek M. Y. O.
kadirbarut@harran.edu.tr

Sadık KARAOĞLAN
Arş. Gör.
İzmir Katip Çelebi
Üniversitesi,
İktisadi ve İdari Bilimler
Fakültesi
karaoglan8912@gmail.com

Mehmet Emin
KARABAYIR
Yrd. Doç. Dr.
Kafkas Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler
Fakültesi
karabayir@hotmail.com

ÖZ Bu çalışmada, 2004:M1-2016:M10 dönemi için faiz ve döviz kurunun BİST100 Ulusal Endeksi üzerindeki etkileri araştırılmıştır. Çalışmada yapılan analizlerde; birim kök testleri için Carrion-i-Silvestre vd. (2009) Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi, uzun dönem ilişkisi için Maki (2012) Çoklu Yapısal Kırılmalı Eş-bütünleşme Testi, eş-bütünleşme katsayılarının tahmini için Dinamik En Küçük Kareler Yöntemi ve son olarak uzun dönem hata düzeltmeleri için ise Hata Düzeltme Modeli kullanılmıştır. Ampirik çalışma sonucunda elde edilen bulgulara göre, faiz oranındaki artışlar BİST100 Ulusal Endeksi'ni negatif etkilemektedir ve bu bulgu literatürle de desteklenmektedir. Döviz kurlarındaki artışın ise BİST100 Ulusal Endeksi'ni pozitif yönde etkilediği tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Faiz, Döviz Kuru, BİST100, Eş-bütünleşme.

JEL Kodu: : C58, E44, M31

Alan: İşletme

Türü: Araştırma

DOI:10.9775/kauibfd.2017.024

Atıfta bulunmak için: Barut, A., Karaoğlan, S. & Karabayır, M. E. (2017). Faiz oranı - döviz kuru ve Bist100 etkileşimi: Maki eş - bütünleşme analizi, *KAÜİBFD* 8(16), 503-523.

INTEREST RATES - EXCHANGE RATE AND BİST100 INTERACTION: MAKI CO-INTEGRATION ANALYSIS



Kafkas University
Economics and Administrative
Sciences Faculty
KAUJEASF
Vol. 8, Issue 16, 2017
ISSN: 1309 – 4289
E – ISSN: 2149-9136

Article Submission Date: 31.03.2017 Accepted Date: 04.10.2017

Abdulkadir BARUT
Lecturer
Harran University
Siverek Vocational School
kadirbarut@harran.edu.tr

Sadık KARAOĞLAN
Research Asistant,
İzmir Katip Celebi
University,
Faculty of Economics and
Administrative Sciences
karaoglan8912@gmail.com

**Mehmet Emin
KARABAYIR**
Assistant Professor
Kafkas University
Faculty of Economics and
Administrative Sciences
karabayir@hotmail.com

ABSTRACT | In this study, the effects of interest rate and exchange rate on BİST100 National Index have been studied for 2004: M1-2016: M10 periods for Turkey. For the analyses used in the study; Multiple Structural Breaks Unit Root Test developed by Carrion-i-Silvestre et al. (2009) for unit root tests, Multiple Structural Breaks Co-integration Test of Maki (2012) for long-term relationships and Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS) Method for long-term error corrections were used. According to the empirical findings of the survey, it was determined that increases in interest rate influence BİST100 National Index negatively, and this result is supported by literature. On the other hand, roll-ups in exchange rate affect BİST100 National Index positively in Turkey.

Keywords: Interest Rate, Exchange Rate, BİST100, Co-integration.

Jel codes: C58, E44, M31

Scope: Business

Type: Research

Cite this Paper: Barut, A., Karaoğlan, S. & Karabayır, M. E. (2017). Interest rates - exchange rate and Bist100 interaction: Maki co-integration analysis, *KAUJEASF* 8(16), 503-523.

1. GİRİŞ

1944 yılında Bretton Woods sistemi ile tüm ülkelerin paraları dolara, dolar ise altına bağlanmıştır. Ayrıca bu sistem ile birlikte dünyada ayarlanabilir sabit kur sistemine geçilmiştir. Ancak 1971'den itibaren dolar değer kaybetmiş ve bunun sonucunda 1973 yılında Bretton Woods sistemi çökmüştür. Bu sistemin çökmesi ile birlikte birçok ülke sabit kur sistemini terk etmiş ve bu durum döviz kurunu ekonomik sistemi etkileyen bir faktör haline getirmiştir (Bartov, Gordon & Kaul, 1996: s. 107). Diğer yandan 1960'lı yıllarda dünyada finansal dışa açıklık denilen, sermaye hareketlerinin önündeki engellerin kaldırıldığı bir politika geliştirilmiştir. Finansal dışa açıklığın etkisi ile küreselleşme hızlanmış ve sermaye hareketleri de artmıştır. İşte bu noktada faiz faktörü oraya çıkmıştır. Sermaye hareketleri faiz oranlarının düşük olduğu piyasalardan faiz oranlarının yüksek olduğu piyasalara doğru gerçekleşmektedir. Bu durum ise ülkeye döviz girişi sağlamak suretiyle ülkenin ekonomik yapısını önemli ölçüde etkilemektedir (Şentürk & Dücan, 2014: s. 68).

Hisse senetleri ve döviz kuru arasında temel olarak kabul gören iki görüş mevcuttur. Bunlardan ilki geleneksel yaklaşımdır. Geleneksel yaklaşıma göre döviz kurunun artması ulusal paranın değer kaybetmesine neden olacaktır. Bu durum ise ihracata konu olan malların ucuzlamasına ve ihracatın artmasına yardımcı olacaktır. Bu durum ise firmanın gelir düzeyini ve hisse senetlerinin fiyatını ve getirisini etkileyecektir. Sonuç olarak döviz kurları ve hisse senetleri arasında 'pozitif' ilişki olduğuna dayanan görüş geleneksel görüş olarak kabul edilmektedir (Belen & Melikli, 2016: s. 34). İkinci yaklaşım olan portföy yaklaşımına göre ise, hisse senetleri fiyatlarında meydana gelen değişimlerin döviz kurlarını etkileyeceği yönündedir. Bu görüşe göre; ulusal hisse senedi fiyatlarının artması, yerel para birimine olan talebi artıracak bu durum ise yabancı hisse senetlerinin satılarak yerine ulusal hisse senetlerinin alınmasına neden olacaktır. Bu durum ise döviz kurunda aşağıya doğru bir baskı oluşmasına neden olmaktadır. Yani bu yaklaşım da geleneksel yaklaşımın aksine, döviz kurları ve hisse senedi fiyatları arasında "negatif" yani olumsuz bir etkileşim bulunmaktadır (Berke, 2012: s. 244).

Hisse senedi fiyatları ve getirileri ile faiz oranları arasında genel olarak negatif ilişki ortaya çıkmaktadır. Artan faiz oranları firma maliyetlerini etkileyecek maliyetler ise karlılığı etkileyecektir. Bu bağlamda artan faiz oranları karlılığı azaltacağından hisse senedi getirilerini azaltacak, diğer yandan yeni hisse senetlerinin alımını azaltacak ve hisse senedi fiyatının düşmesine neden olacaktır (Pearce & Roley, 1985; Bae, 1990; Husain, Zaman & Baloch, 2014; Toraman & Başarır, 2014).

Bu çalışmanın amacı Türkiye'de 2004: 01 - 2016: 10 dönemi için hisse

senedi fiyatları, döviz kuru ve faiz oranları ilişkisinin incelenmesidir. Çalışmada yapısal kırılmayı dikkate alan Carrion-i-Silvestre, Josep, Kim & Perron (2009) birim kök testi, uzun dönem ilişkisi için Maki (2012) Yapısal kırılmalı eş-bütünleşme testi, eş-bütünleşme katsayılarının tahmini için dinamik DOLS ve son olarak uzun dönem hata düzetme için ise hata düzetme modeli kullanılacaktır. Bu çalışmanın, mevcut literatürün genişletilmesi ve kullanılan ekonometrik analizlerin (Maki (2012), Carrion-i-Silvestre vd. (2009)) güncelliği açısından önemli olduğu düşünülmektedir. Çalışmanın bundan sonraki kısmı; literatür (alan taraması), veri seti, yöntem, bulgular ve sonuç olmak üzere beş bölümden oluşmaktadır.

2. ALAN TARAMASI

Döviz kuru ve faiz oranları hisse senedi getirisi ve hisse senedi fiyatını etkileyen önemli makroekonomik değişkenlerdir. Bu bağlamda bu alanda birçok akademik çalışma yapılmıştır.

Döviz kuru ve hisse senedi ilişkisi konusunda; Qiao (1997), Bhattacharya & Mukharjee (2002), Fang & Miller (2002), Hatemi & Irandoust (2002), Nath & Samanta (2003), Misra (2004), Phylaktis & Ravazollo (2005), Tabak (2006), Ayaz (2006), Aydemir & Demirhan (2009), Kutty (2010), Kapusuzoğlu & İbicioğlu (2010), Zia & Rahman (2011), Savaş & Can (2011), Berke (2012), Ray (2012), Paramati & Gupta (2013), Büberkökü (2013), Şentürk & Dücan (2014), Ceylan & Şahin (2015), Kendirli & Çankaya (2015), Öncü, Çömlekçi, Yazgan & Bar (2015), Coşkun & Ümit (2016), Belen & Karamelikli (2016) gibi araştırmacılar, hisse senedi ve faiz oranları arasındaki ilişki konusunda ise Pearce & Roley (1985), Hardouvelis (1987), Flannery & James (1984), Cook & Hahn (1988), Bae (1990), Fung, Lie & Moreno (1990), Gjerde & Sættem (1999), Aras & Müslümov (2003), Davig & Gerlach (2006), Alam & Uddin (2009), Vejzagic & Zarafat (2013), Rana (2013), Sayılğan & Süslü (2011), Husain vd. (2014), Toraman & Başarır (2014) gibi araştırmacılar tarafından çalışmalar yapılmıştır. Bu bağlamda yapılan çalışmaların bazıları Tablo.1’de özetlenmiştir.

Tablo 1. Yazın Özeti

Araştırmacılar	Araştırmanın Yapıldığı Ülke(ler)	Değişkenler	Yöntem	Sonuç
Sharma (2016)	Hindistan	Hisse Senedi Getirisi – Döviz Kuru	Korelasyon Analizi	Değişkenler arasında negatif ilişki tespit edilmiştir.
Belen & Karamelikli (2016)	Türkiye	Hisse Senedi Getirileri İle Döviz Kurları	Sınır Testi	Değişkenler arasında uzun dönemli negatif ilişki tespit edilmiştir

Zeren & Koç (2016)	Türkiye-Japonya-İngiltere	Borsa-Döviz Kuru	Bootsrap Nedensellik Analizi	Üç ülkede de çift yönlü nedensellik tespit edilmiştir.
Altunöz (2016)	Gelişmekte olan 8 ülke	Hisse Senedi-Döviz Kuru	Sınır Testi	Değişkenler arasında uzun dönemli ilişki tespit edilmiştir.
Çoşkun & Ümit (2016)	Türkiye	Hisse Senedi Getirisi - Döviz Kuru, Altın Fiyatı-Mevduat Faiz Oranı - Reel Konut Fiyat Endeksi	Maki Eş-Bütünleşme	Değişkenler arasında uzun dönemli ilişki olmadığı tespit edilmiştir.
Alam & Uddin (2015)	Gelişmiş ve Gelişmekte olan 15 ülke	Hisse Senedi Endeksi – Döviz Kuru	Panel Veri Analizi	Tüm ülkeler için bu iki değişken arasında negatif ilişki tespit edilmiştir.
Keskin Benli (2015)	Türkiye	Döviz Kuru - BİST100 Endeksi - Sektör Endeksleri	Johansen Eş-Bütünleşme Testi	Değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin olmadığı, buna karşın kısa dönemde Dolar Satış Kuru (DSK) ile BİST100 Endeksi, DSK ile teknoloji sektör endeksi ve DSK ile hizmet sektör endeksi arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuş, DSK ile mali sektör endeksi arasında tek yönlü nedensellik ilişkisi ve yine DSK ile sanayi sektör endeksi arasında nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.
Amarasinghe (2015)	Srilanka	Hisse Senedi Fiyatları-Faiz Oranı	Regresyon Analizi	Değişkenler arasında negatif ilişki tespit edilmiştir
Toraman & Başarır (2014)	Türkiye	Borsa Kapitalizasyonu- Faiz Oranı	Johansen Eş-Bütünleşme Testi	Bu iki Değişken arasında uzun dönemli ilişki olduğu tespit edilmiştir.
Şentürk & Dücan (2014)	Türkiye	Hisse Senedi Getirisi-	VAR Model	Faiz oranı ve Döviz Kurunun Hisse Senedi

		Faiz Oranı- Döviz Kuru		Getirisi Üzerinde olumsuz etki yarattığı tespit edilmiştir.
Ali (2014)	Pakistan	Hisse Senedi Fiyatları- Faiz Oranı	Regresyon Analizi	Değişkenler arasında negatif ilişki tespit edilmiştir
Doğru & Recepoglu (2013)	Türkiye	Hisse Senedi Fiyat Endeksi - Euro/TL - Dolar/TL Döviz Kurları	Doğrusal ve Doğrusal Olmayan Eş-Bütünleşme Testleri	Çalışma Sonucunda ;Döviz Kuru Ve Hisse Senedi Fiyatı Arasında Uzun Dönemde Bir Eş Bütünleşme İlişkisi Olduğu Ve Bu İlişkinin Uzun Dönemde Pozitif Kısa Dönemde İse Negatif Olduğu Tespit Edilmiştir.
Savaş & Can (2011)	Türkiye	Hisse Senedi Fiyatları – Euro/Dolar Paritesi - Reel Efektif Döviz Kuru Endeksi	Çoklu Doğrusal Regresyon	Euro/Dolar Paritesi - Reel Efektif Döviz Kuru Endeksi ile Hisse Senedi getirisi arasında pozitif ilişki tespit edilmiştir.
Berke (2012)	Türkiye	Hisse Senedi Fiyatları – Döviz Kuru	Engle-Granger Eş-bütünleşme	Değişkenler arasında negatif ilişki tespit edilmiştir
Zia & Rahman (2011)	Pakistan	Hisse Senedi Endeksi – Döviz Kuru	Johansen Eş-Bütünleşme Testi	Değişkenler Arasında İlişki Tespit Edilememiştir.
Sayılğan & Süslü (2011)	Gelişmekte Olan Ülkeler	Makroekonomik Değişkenler	Panel Regresyon Analizi	Hisse senetleri ile döviz kuru arasında uzun dönemli ilişki tespit edilirken, hisse senetleri ile faiz oranları arasında ilişki tespit edilmemiştir.
Khrawish, Walid & Jaradat (2010)	Ürdün	Borsa Kapitalizasyonu- Faiz Oranı	Linner Regresyon	Değişkenler arasında negatif ilişki tespit edilmiştir
Tabak (2006)	Brezilya	Hisse Senedi Fiyatları – Döviz Kuru	GARC Model	Değişkenler Arasında Uzun Dönemli Negatif İlişki Tespit Edilmiştir.
Ayvaz (2006)	Türkiye	Hisse Senetleri Piyasası -	Johansen Eş-Bütünleşme Testi	Bu iki Değişken arasında uzun dönemli ilişki olduğu tespit edilmiştir

		Döviz Kuru Arasındaki		
Soenen & Hennigar (1988)	Amerika	Hisse Senedi-Döviz Kuru	Korelasyon analizi	Değişkenler arasında negatif ilişki tespit edilmiştir
Solnik (1987)	Sanayisi Gelişmiş 8 ülke	Hisse Senedi-Döviz Kuru	Korelasyon analizi	Değişkenler arasında negatif ilişki tespit edilmiştir
Aggarwal (1981)	Amerika	Hisse Senedi Fiyatları – Döviz Kuru	Korelasyon analizi	Değişkenler arasında pozitif ilişki tespit edilmiştir

Not: Tablo yazarlar tarafından oluşturulmuştur.

3. VERİ SETİ VE METODOLOJİ

3.1. Veri Seti

Bu çalışmada, 2004:M1-2016:M10 dönemi verileri kullanılarak, model tahmin edilmiştir. Modelde bağımlı değişken olarak BİST100 endeksinin getirisi (Stock Price; SP), açıklayıcı değişkenler olarak faiz oranı (Interest Rate; IR) ve döviz kuru (Exchange Rate; ER) kullanılmıştır. Analize başlamadan önce, SP ve ER serisinin logaritması alınmış, sonra tüm değişkenlerin analize uygunluğu araştırılmış ve değişkenlerde mevsimsel etkiler gözlenmemiştir. SP ve ER değişkenleri rakam olarak büyük olduğundan daha anlamlı sonuçlar verebilmesi amacıyla logaritmaları alınmıştır. SP verisi Borsa İstanbul'un resmi sitesinden, IR ve ER verileri TCMB-EVDS'den alınmıştır.

Bir zaman serisinde birden fazla kırılma olabileceğinden çoklu kırılmalı testler; tek kırılmalı veya kırılmasız testlerden daha güvenilir sonuçlar vermektedir. Bu bağlamda çalışmanın yapılaş amacı çoklu kırılmalar altında; BİST100 hisse senedi fiyatı, döviz kuru ve faiz oranı ilişkisinin incelenmesidir.

3.2. Metodoloji

Bu çalışmada; faiz ve döviz kurunun, hisse senedi fiyatları üzerindeki etkileri, çoklu yapısal kırılmalı eş-bütünleşme yöntemiyle aşağıdaki model ile analiz edilmiştir. Modelde SP; hisse senedi fiyatı, IR; faiz oranları, ER; Döviz kuru ve u_t ise hata kat sayısını ifade etmektedir.

$$SP_t = \beta_0 + \beta_1 IR_t + \beta_2 ER_t + u_t \quad (1)$$

Denklem (1)'deki model Maki'nin (2012) öne sürdüğü dört modelden ikinci ve üçüncü modelle sınanmıştır. Bunlar sırasıyla serilerde rejim değişikliği ve hem trend hem rejim değişikliği meydana geldiğini ifade etmektedir.

3.2.1. Carrion-i-Silvestre vd. (2009) Birim Kök Testi

Zaman serileri, süreç içinde stokastik ve/veya deterministik trende sahip olabilir. Bu da serinin ya farklarda durağan ya da trende durağan olduğunu ifade

etmektedir. Böylelikle seriler, farklı dönemlerde, değişik deterministik trendler etrafında durağan olabilir. Seriler kendi süreçleri içinde, meydana gelen bazı olaylardan etkilenerek, sabit terimde ve/veya trendde değişiklikler meydana gelebilmektedir. Bu değişiklikler yapısal kırılma olarak ifade edilmekte ve yapısal kırılmaları dikkate alarak geliştirilen birim kök testlerin öncüsü 1989 yılında Perron tarafından geliştirilmiştir. Eğer birim kök testleri yapısal kırılmaları dikkate alamadan yapıyorsa, test sonuçları hatalı olabilmekte ve seri birim köke sahip değilken serinin birim köke sahip olduğunu söyleyebilir, böylelikle bu testlerin gücü zayıflamakta ve ikincil tip hata yapma olasılığı artmaktadır.

Yapısal kırılmaları dikkate alarak geliştirilen birim kök testleri, Zivot-Andrews (1992), Lumsdaine-Papell (1997), Perron (1997), Ng-Perron (2001), Lee-Strazicich (2003) ve Carrion-i-Silvestre vd. (2009) ile devam etmiştir. Carrion-i-Silvestre vd. (2009)(CS) testinde,) testi 5 tane kırılma altında birim kök analizine izin verilmekte ve kırılma tarihleri test tarafından belirlenebilirken diğer yöntemlerde, serilerde ancak bir veya iki tane yapısal kırılma altında birim kök analizine izin verilebilmekte ve kırılma tarihleri analist tarafından dışsal faktör olarak analize dahil edilmektedir. CS testi, Bai ve Perron (2003) algoritmasını ve quasi-GLS yöntemini kullanarak, dinamik programlamayla hata kareler toplamını minimize ederek yapısal kırılma noktalarını elde etmektedir. Bu testin diğer bir üstünlüğü ise örneklem büyüklüğünün fazla geniş olması gerekmektedir (Carrion-i-Silvestre vd. 2009). Testin stokastik veri üretme süreci şöyledir:

$$y_t = d_t + u_t \quad (2)$$

$$u_t = \alpha u_{t-1} + v_t \quad t = 0, 1, \dots, T \quad (3)$$

Carrion-i-Silvestre vd. (2009), bu stokastik süreçle elde edilen serilerin durağanlığını test etmek için, beş farklı test istatistiği geliştirmiştir:

$$P_T(\lambda^0) = \frac{[S(\bar{\alpha}, \lambda^0) - \bar{\alpha}S(1, \lambda^0)]}{S^2(\lambda^0)} \quad (4)$$

$$MP_T(\lambda^0) = \frac{[c^{-2}T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 + (1 - \bar{c})T^{-1}\tilde{y}_T^2]}{s(\lambda^0)^2} \quad (5)$$

$$MZ_\alpha(\lambda^0) = (T^{-1}\tilde{y}_T^2 - s(\lambda^0)^2) \left(2T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{-1} \quad (6)$$

$$MSB(\lambda^0) = \left(s(\lambda^0)^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{1/2} \quad (7)$$

$$MZ_t(\lambda^0) = (T^{-1} \tilde{y}_T^2 - s(\lambda^0)^2) \left(4s(\lambda^0)^2 T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{1/2} \quad (8)$$

Testin hipotezleri;

P_T , MP_T ve MSB testlerine göre;

H_0 : Seriler durağandır.

H_A : Seriler durağan değildir.

MZ_α ve MZ_t testlerinin hipotezleri P_T , MP_T ve MSB testlerinin tersine;

H_0 : Seriler durağan değildir.

H_1 : Seriler durağandır.

P_T , MP_T ve MSB testlerinde serinin durağan olabilmesi için, yani H_0 'ın kabul edilmesi için hesaplanan değer kritik değerden büyük olması gerekmektedir. MZ_α ve MZ_t testlerinde ise serinin durağan olabilmesi için H_0 hipotezinin reddedilmesi gerekmektedir. Bunun için ise hesaplanan değer < kritik değer olması gerekmektedir (Altıntaş, 2016: s. 12).

3.2.2. Eş-bütünleşme Analizi

Finansal ve ekonomik değişkenlerin büyük bölümü düzeyde durağan olmamaktadır. Regresyon analizlerinin güvenilir sonuçlar üretebilmesi için, regresyona konu olan değişkenlerin ya durağan olması, eğer durağan değilse bu zaman serileri arasında eş-bütünleşme ilişkisinin olması gerekmektedir. Durağan olmayan zaman serileri arasında eşbütünleşme ilişkisi yoksa yapılan regresyon analizleri gerçek ilişkileri yansıtmaz ve sahte regresyon problemi ile karşılaşılır (Gujarati, 2009: s. 737, s. 748). Seriler eş-bütünleşik ise, bu seriler $I(0)$ iken yapılan uzun dönem analizi sahte regresyon problemini içermez. Eş-bütünleşik seriler kısa dönemlerde bazı sapmalar gösterebilir, ancak uzun dönemde denge ilişkisi içerisindedirler (Enders, 1995: s. 356, s. 365).

Yapısal kırılmaların mevcut olduğu serilerde, birim kök testleri sapmalı sonuçlar verdiği gibi, uzun dönem ilişkisinin varlığını inceleyen eş-bütünleşme testlerinde de aynı problemle karşılaşılır. Bu problemi minimize etmek için eş-bütünleşme testlerinde de yapısal kırılmaların oluşturmuş olduğu etkilerin dikkate alınması gerekmektedir. Geliştirilen bu testler, yapısal kırılmalar altında seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisinin varlığını araştırmaktadır.

Bu çalışmada SP, IR ve ER serileri arasında eş-bütünleşme ilişkisi,

Maki (2012) testi ile incelenmiştir. Bu testte analize konu olacak bütün serilerin $I(1)$ 'de entegre olması gerekmektedir. Maki (2012), yapısal kırılmaları da göz önünde bulundurarak seriler arasındaki eş-bütünleşmenin tespit edilebilmesi için dört farklı model geliştirmiştir:

Model 0: Sabit terimde kırılma var, trend yok.

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i K_{i,t} + \beta x_t + u_t \quad (9)$$

Model 1: Sabit terimli ve eğimde kırılma var, trend yok.

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i K_{i,t} + \beta x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i K_{i,t} + u_t \quad (10)$$

Model 2: Sabitli ve eğimde kırılma var, trend var.

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i K_{i,t} + \gamma x + \beta x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i K_{i,t} + u_t \quad (11)$$

Model 3: Sabit terimli, eğimde ve trendde kırılma var.

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i K_{i,t} + \gamma t + \sum_{i=1}^k \gamma_i t K_{i,t} + \beta x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i K_{i,t} + u_t \quad (12)$$

Maki (2012), kukla değişken olan K_i şöyle tanımlanmıştır:

$$K_i = \begin{cases} 1 & t > T_B \text{ iken} \\ 0 & \text{diğer durumlarda} \end{cases}$$

T_B ; yapısal kırılma tarihini belirtmekte olup testin boş hipotezi şöyledir:

H_0 : Yapısal kırılmalar altında eş-bütünleşme yoktur.

3.2.3. Uzun Dönem Eş-bütünleşme Katsayılarının Tahmini

Eş-bütünleşme ilişkisinin varlığı gözlemlendikten sonra uzun dönem eş-bütünleşme katsayıları DOLS tahmincisi veya Tam Değiştirilmiş EKK (TDEKK) yöntemlerinden biriyle incelenebilir. Eğer eş-bütünleşme ilişkisi yoksa EKK yöntemi kullanılabilmektedir (Gregory & Hansen, 1996).

Stock-Watson (1993), modele; hem açıklayıcı değişkenlerin düzey değerleri hem de açıklayıcı değişkenlerin farklarının gecikmeleri (lag) ve öncülleri (lead) de eklemeyi önermiştir. Böylelikle EKK tahminindeki sapma ve oto-korelasyon problemlerini gidermeyi amaçlamıştır. Eğer seriler arasında eş-bütünleşme ilişkisi yoksa DOLS tahmincisinin kullanılması uygun değildir. DOLS tahmincisinde, bağımlı değişkenin $I(1)$ olması durumunda, bağımsız değişkenlerin bazılarının $I(1)$, diğerlerinin ise $I(0)$ olmasına izin vermektedir. Eş-bütünleşme varlığı tespit edildikten sonra uzun dönem eş-bütünleşme

katsayıları DOLS ile tahmin edilebilir. DOLS yöntemi, bağımsız değişkenler arasında içsellik ve oto-korelasyon olması halinde, güçlü ve tutarlı tahminler üretebilmektedir (Esteve & Requena, 2006: s. 118). DOLS ile tahmin yapılırken denklem (1)'de yer alan model şu hale getirilmektedir:

$$SR_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 IR_t + \alpha_3 ER_t + \sum_{i=-p}^q \beta_i \Delta IR_{t-i} + \sum_{j=-p}^q \Omega_j \Delta ER_{t-j} + K_u + \varepsilon_t \quad (13)$$

Burada K_u ; kukla değişken, q ; optimum öncül ve gecikme değerini ifade etmekte olup Schwarz Bilgi Kriteri (Schwarz Information Criteria: SIC) yardımıyla belirlenmiştir.

3.2.4. Kısa Dönem Analizi: Hata Düzeltme Modeli

Kısa dönem analizinde, uzun dönemde kullanılan değişkenlerin birinci farkı alındıktan sonraki formları ve uzun dönem analiz sonucundan üretilen hata terimi serisinin bir gecikmeli değeri (ECT_{t-1}) kullanılmaktadır. Hata düzeltme modeli şöyle oluşturulmuştur:

$$\Delta SR_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta IR_t + \alpha_2 \Delta ER_t + \alpha_3 ECT_{t-1} + u_t \quad (14)$$

4. BULGULAR

Tablo 2. Tanımlayıcı İstatistikler

	SR	ER	IR
Ortalama	11.10195	15.89593	15.45734
Medyan	11.20832	15.88509	14.92500
Maximum	11.77134	16.23348	32.46000
Minimum	9.889978	15.61325	8.090000
Standart Sapma	0.512688	0.142023	4.943796
Çarpıklık	-0.608393	0.225625	0.713351
Basıklık	2.368558	2.093269	3.335751
Jarque-Bera	12.05875	6.582143	13.78433
Probability	(0.00240)	(0.037214)	(0.001016)
Gözlem	154	154	154

Tablo 2 hisse senedi getirisi, döviz kuru ve faiz oranı değişkenlerine ait tanımlayıcı istatistikleri vermektedir. Gujarati (1999), bir zaman serisinin normal bir dağılım göstermesi için çarpıklık değerinin 0, basıklık değerinin ise 3 olması gerektiğini ifade etmektedir. Ayrıca Jarque-Bera istatistiğinin olasılık değeri olan P'nin de yüksek olması beklenmektedir (Kaya & Barut, 2016: s. 637). Tablo 2 incelendiğinde değişkenlerin normal dağılım göstermediği görülmektedir.

Çalışmada, serilerin birim kök içerip içermedikleri Carrion-i-Silvestre

vd. (2009) (CS) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testiyle analiz edilmiş ve testin bulguları, Tablo.3’de sunulmuştur.

Tablo 3. Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Düzyer Değerleri I(0)					Kırılma Tarihleri
	PT	MPT	MZA	MSB	MZT	
SP	15.01* (9.33)	13.53* (9.22)	-33.16* (47.47)	0.12* (0.10)	-4.07* (-4.84)	2006:M1,2007:M12,2009:M3,2011:M4,2013:M4
IR	13.42* (9.22)	13.03* (9.33)	-42.01* (47.72)	0.10 (0.11)	-4.29* (-4.86)	2005:M4,2006:M11,2009:M3,2011:M11,2013:M4
ER	16.67* (8.99)	15.98* (8.99)	-27.08* (47.09)	0.13* (0.10)	-3.67* (-4.85)	2006:M4,2008:M8,2010:M11,2013:M3,2014:M1
Değişkenler	Birinci Fark Değerleri I (1)					Kırılma Tarihleri
	PT	MPT	MZA	MSB	MZT	
Δ SP	6.22* (5.54)	5.78* (5.54)	-16.42 (-17.32)	0.17* (0.16)	-2.82 (-2.89)	-
Δ IR	15.63* (5.54)	14.04* (5.54)	-6.50 (-17.32)	0.26* (0.16)	-1.71* (-2.89)	-
Δ ER	30.49* (5.54)	26.50* (5.54)	-2.36* (-17.32)	0.32* (0.16)	-0.76* (-2.89)	-

Not.*; %5 anlamlılık düzeyinde durağanlığı, Δ ; ilgili serinin birinci farkın alındığını ifade etmektedir. Parantez içi değerler, bootstrap aracılığı ile 1000 defa tekrarlanarak bulunan kritik değerlerdir.

Tablo 3’de PT, MPT, MZA ve MZT testlerine göre tüm değişkenler (SP, ER, IR) seviye değerinde durağanken, MSB testine göre ise seviye değerinde; SP, ER değişkenleri durağanken IR değişkeni durağan değildir. Maki (2012) testinin yapılabilmesi için serilerin I(1)’de durağan olmaları gerekmektedir. Bu bağlamda tüm serilerin I(1) durağan oldukları görülmektedir. Dolayısıyla seriler arasındaki eş-bütünleşme ilişkisinin araştırılabileceğine karar verilmiştir.

Türkiye ekonomisinde meydana gelen yapısal kırılma tarihleri düşünüldüğünde test yönteminin bu yapısal kırılma tarihlerini başarılı bir şekilde tespit ettiği söylenebilir. Türkiye’de gelişen bazı siyasî ve ekonomik olaylar, 2008 küresel ekonomi krizi ve sonrasında 2013 yılının Aralık ayındaki 17 ve 25 Aralık operasyonları ekonomide yapısal değişimlere neden olmuştur.

Testin kritik değerleri Monte Carlo Simülasyonu yöntemiyle hesaplanmış olup, çalışmada Maki (2012) modellerinden olan denklem (11) ve

(12) için ayrı ayrı test yapılmış, elde edilen sonuçlar Tablo 3'te sunulmuştur.

Tablo 4. Çoklu Yapısal Kırımlı Eş-bütünleşme Testi Sonuçları

Denklem (1); Maki (2012) Modelleri	Test İstatistiği	Kritik Değer			Kırılma Tarihleri
		%1	%5	%10	
Model II	7.75*	7.47	6.87	6.56	2006:M11, 2008:M4, 2011:M11, 2013:M2
Model III	9.65*	8.71	8.12	7.81	2005:M10, 2007:M12, 2009:M4, 2012:M12, 2014:M9

Not: Tablodaki kritik değerler Maki (2012) Tablo 1'de yer alan değerlerden alınmış olup, beş kırılmaya kadar izin veren sabit terimli ve trend durumunda kırılmaya izin veren model kullanılmıştır. * ise, %1 önem düzeyinde eş-bütünleşme ilişkisinin olduğunu göstermektedir.

Tablo 4'deki sonuçlara göre, seriler arasında Model II ve Model III için eş-bütünleşme ilişkisinin mevcut olduğu anlaşılmaktadır. Uzun dönemde seriler dengeye ulaştığı için serilerin düzey değerleriyle yani fark işlemi yapılmadan ya da birim kök içeren haliyle yapılacak olan uzun dönem analizi, sahte regresyon sorunu içermeyecektir. Sonuç olarak, seriler arasındaki uzun dönem eş-bütünleşme katsayılarının kestirimine geçilebileceğine karar verilmiştir. Test yöntemiyle elde edilen yapısal kırılma tarihleri, kukla değişkenlerle uzun dönem eş-bütünleşme katsayılarının tahmininde analize dahil edilmiştir.

Çalışmada, uzun dönem eş-bütünleşme katsayıları; Maki'nin (2012) sunduğu Model II ve Model III test sonuçlarına göre elde edilen yapısal kırılma tarihlerinin farklı olması nedeniyle her bir sonuç için DEKK yöntemiyle ayrı ayrı tahmin edilmiş ve elde edilen sonuçlar Tablo.5 ile Tablo.6'da sunulmuştur.

Tablo 5. Model II ve III için Uzun Dönem Eş-bütünleşme Katsayıları

Denklem (13) için	Sabit Terim	IR	ER	K1	K2	K3	K4	K5	R ²	JB
Model II	-0.67	-0.052*** [-6.445]	0.794* [1.660]	-0.030 [-0.564]	0.125* [1.642]	-0.039 [-0.544]	0.178*** [0.476]	-	0.86	0.37 7
Model III	1.91	-0.054*** [-10.716]	0.627** [2.312]	-0.050 [-4.43]	0.135*** [2.651]	-0.470*** [-4.716]	0.148*** [3.896]	0.095** [1.71]	0.88	0.91 0

Not: Parantez içindeki değerler, t istatistik değerlerini ifade etmektedir. Newey-West yöntemi kullanılarak kestirimlerdeki oto-korelasyon ve değişen varyans sorunları giderilmeye çalışılmıştır.***, ** ve *; sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. JB; Jarque-Bera normallik testine ait olasılık olup, bu değer 0.05'ten büyük olduğunda elde edilen t

istatistikleri ve R2 değerlerinin güvenilir olduğuna karar verilmektedir.

Tablo 5'te Maki'nin (2012) makalesinde öne sürdüğü Model II ve Model III, denklem (13) için ayrı ayrı sınanmış ve modeller yapısal kırılma tarihlerini farklı olarak sunmuştur. Uzun dönem analizinde, bu farklılıklar da göz önünde bulundurularak her bir model için ayrı uzun dönem eş-bütünleşme katsayıları bulunmuştur. Tablo 5'te yer alan Model II sonuçlarına göre; Türkiye'de faiz oranları (IR) 1 birim arttığında borsa ulusal endeksini (SP) 0.052 birim azalmakta, aynı zamanda döviz kurundaki (ER) 1 birimlik artış borsa ulusal endeksini (SP) 0.794 birim artırmaktadır. Model III sonuçlarına göre; Türkiye'de faiz oranları (IR) 1 birim arttığında hisse senedi fiyatları (SP) 0.054 birim azalmakta, döviz kuru (ER) 1 birim artış gösterdiğinde borsa ulusal endeksini (SP) 0.627 birim artırmaktadır. Model II ve Model III için bulunan ilişkiler istatistikî olarak da anlamlıdır. Modellerde, yapısal kırılmayı temsil etmek için kullanılan kukla değişkenler de model I için K1 ve K3, model II 'de ise K1 dışında istatistikî olarak anlamlı ve Türkiye ekonomisi dinamiklerini ve etkilerini büyük oranda yansıtmaktadır.

Denklem (14)'de DEKK yöntemiyle tahmin edilmiş ve elde edilen bulgular, Tablo.6'da sunulmuştur.

Tablo 6. Kısa Dönem Hata Düzeltme Modeli Tahmin Sonuçları

	<i>Sabit Terim</i>	<i>ΔIR</i>	<i>ΔER</i>	<i>ECT_{t-1}</i>	<i>R²</i>	<i>JB</i>
Denklem 14 için	0.011	-0.019 [-2.50]**	1.839 [6.02]***	-0.009 [-2.67]***	0.34	0.120

Not:[] içindeki değerler, t istatistikleridir. Tahminlerdeki oto-korelasyon ve değişen varyans sorunları, Newey-West yöntemi ile giderilmeye çalışılmıştır. *** ve **; sırasıyla %1 ve %5 önem derecesinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 6'daki sonuçlar incelendiğinde, hata düzeltme katsayısı negatif ve istatistikî olarak anlamlı bulunmuştur. Bu bağlamda kurulan kısa dönem hata düzeltme modelinin anlamlı olduğu söylenebilmektedir. Bu model kısa dönemde meydana gelebilen sapmaların 0.009 birim oranında uzun dönemde düzeldiğini ifade etmektedir. Hata düzeltme mekanizmasının böyle çalışması, yapılan uzun dönem analizlerinin güvenilir olduğunun göstergesi olmaktadır. Döviz kurundaki (ER) değişimlerin borsa ulusal endeksi (SP) üzerindeki etkilerinin kısa dönemde daha yüksek olduğu görülmektedir.

5. SONUÇ

Bu çalışmada döviz kuru ve faiz oranlarının BİST100 hisse senedi fiyatları üzerindeki etkisi 2004:M1-2016:M10 dönemi için incelenmiştir. Bu bağlamda öncelikle serilerin durağanlıkları incelenmiştir. Durağanlıklar

incelendikten sonra uzun dönem ilişkisi incelenmiş ve hata düzetme modeli kurulmuştur. Son olarak ise uzun dönem katsayılarına bakılmış ve sonuçlar rapor edilmiştir.

Yapılan analizler sonucunda serilerin uzun dönemde eş-bütünleşik oldukları yani aralarında dört ve beş kırılma altında eş-bütünleşme ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir.

Eş-bütünleşme katsayılarına bakıldığında ise BİST100 hisse senedi fiyatları ile döviz kuru arasında pozitif bir ilişkinin olduğu yani 2004-2016 dönemi için döviz kuru ve hisse senedi fiyatı arasında geleneksel yaklaşımın geçerli olduğu (Aggarwal, 1981; Smith, 1992; Sevüktekin & Nargeleçekenler, 2007; He & Ng, 1998; Nagayasu, 2001; Phylaktis & Ravazzolo, 2005; Yau & Nieh, 2006; Kiran, 2009; Altıntaş & Tombuk, 2011; Savaş & Can, 2011; Khan & Zaman, 2012; Doğru & Recepoğlu, 2013; Güngör & Yerdelen-Kaygın, 2015) çalışmalara benzer sonuçlar tespit edilmiştir. Faiz oranları ve BİST100 hisse senedi fiyatları arasında ise beklenildiği gibi literatürle uyumlu olarak (Pearce & Roley, 1985; Hardouvelis, 1987; Flannery & James, 1984; Cook & Hahn, 1988; Bae, 1990; Fung vd., 1990; Gjerde & Sættem, 1999; Aras & Müslümov, 2003; Alam & Uddin, 2009; Vejzagic & Zarafat, 2013) çalışmalarında olduğu gibi negatif ilişki tespit edilmiştir.

Diğer yandan kırılma tarihleri incelendiğinde ise Türkiye ekonomisi dinamiklerini ve etkilerini büyük oranda yansıtmaktadırlar. BİST'in derinliğinin az olması ve genç bir piyasa olması Türkiye ekonomisinde meydana gelen olaylardan hızlı bir şekilde etkilenmesine neden olmaktadır.

Özellikle analizdeki kırılma tarihleri incelendiğinde bu durum daha net ortaya çıkmaktadır. Örneğin 2005'den sonraki hükümetin ekonomi politikaları, 2008 küresel krizi, 2009'dan sonra başlayan çözüm süreci, 2013 yılı 17 ve 25 Aralık operasyonlarının hisse senedi fiyatlarına büyük oranda etki ettikleri görülmektedir. Bu bağlamda Türkiye gibi genç borsalara sahip ülkelerin politika yapıcılarına önemli işler düşmektedir.

Yatırımcılar yurtiçi veya yurtdışı yatırımlarını yaparken risklerden kaçınmak ve daha fazla gelir elde etmek için hisse senedi fiyatlarını ve getirilerini etkileyen faktörlerin neler olduğunu bilmek isterler. Bu bağlamda hisse senedi fiyat ve getirilerini etkileyen faktörlerin tespiti ile yatırımcılar optimal portföy seçebilecek ve riski minimize edecektir.

Özellikle gelişmekte olan ülkelerin ekonomilerinde ve finansal piyasalarında kırılmalar, gelişmiş ülke ekonomilerindeki ve finansal piyasalarındaki kırılmalardan daha fazla olduğu için hisse senedi fiyatlarını etkileyen faktörlerin tespiti oldukça önemlidir.

Bu faktörleri göz önünde bulunduran ve riski minimize ederken

getirisini maksimize etmeye çalışan yatırımcı, Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde yatırım yaparken özellikle faizlerin de oynaklığını göz önünde bulundurarak yatırımını yapmalıdır.

Bu çalışma, hem döviz kurunun hem de faiz oranlarının hisse senetleri fiyatları üzerindeki uzun dönemli etkisini inceleyen az sayıda çalışmadan biridir. Bundan sonraki çalışmalar, konunun kapsamı daha da genişletilerek, farklı değişkenler ve zaman noktaları (örneğin döviz kurları ve faiz oranlarındaki iyi haber ve kötü haberlere hisse senedi fiyatlarının tepkisi gibi) kullanılarak yapılabilir. Ayrıca, Türkiye ile benzer gelişmişlik düzeyine sahip ülkelerle karşılaştırma yapılarak daha kesin sonuçlara ulaşılabilir.

6. KAYNAKÇA

- Aggarwal, R. (1981). Exchange rates and stock prices: a study of the us capital markets under floating exchange rates, *Akron Business And Economic Review*, 12, 7–12.
- Akçoraoğlu, A. & Yurdakul, F. (2002). Global faktörler ve hisse senedi getirileri: İstanbul menkul kıymetler borsası'na ilişkin ampirik kanıtlar, *İMKB Dergisi*, 6 (21).
- Akinlo, O. O. & Adebayo Q. L. (2015). Impact of exchange rate on industrial production in nigeria 1986-2010 , *International Business and Management*, 10 (1). 104-110.
- Alam, M. D., & Uddin, G. S.). Relationship between interest rate and stock price: Empirical evidence from developed and developing countries, *International Journal of Business and Management*, 4(3). 43-51.
- Ali, H. (2014). Impact of interest rate on stock market: Evidence from pakistani market, *IOSR Journal of Business and Management* 16 (1). 4-69.
- Altıntaş, H. (2016). Petrol fiyatlarının gıda fiyatlarına asimetric etkisi: Türkiye için nardl modeli uygulaması, *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 14 (4). 1-24.
- Altıntaş, H. & Tombak, F. (2011). Türkiye'de hisse senedi fiyatları ve makro ekonomik değişkenler arasındaki ilişkinin ekonometrik analizi: 1987-2008, Anadolu Üniversitesi Ekonomi Kongresi II, 15-17 Haziran, Eskişehir.
- Altunöz, U. (2016). Döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkinin ampirik analizi: Gelişen ülkeler örneği, *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 30, 663-671.
- Amarasinghe, A. (2015). Dynamic relationship between interest rate and stock price: Empirical evidence from colombo stock exchange, *International Journal of Business and Social Science*, 6(4). 92-97.
- Aydemir, O. & Demirhan, E. (2009). The relationship between stock prices and exchange rates: Evidence from turkey, *International Research Journal of Finance and Economics*, 23, 207–215.
- Ayvaz, Ö. (2006). Döviz kuru ve hisse senetleri arasındaki nedensellik ilişkisi, *Gazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 8(2). 1-14.
- Bae, S. C. (1990). Interest rate changes and common stock returns of financial institutions, *The Journal of Financial Research*, 13, 71-79.

- Bai, J., & Perron, P. (2003). Critical values for multiple structural change tests. *The Econometrics Journal*, 6(1). 72-78.
- Bartov, E., Gordon, B. & M. Kaul, A. (1996). Exchange rate variability and the riskiness of us multinational firms: Evidence from the breakdown of the bretton woods system, *Journal of Financial Economics*, 42(1). 105-132.
- Belen, M. & Karamlekli H. (2016). Türkiye’de hisse senedi getirileri ile döviz kuru arasındaki ilişkinin incelenmesi, ARDL yaklaşımı, *İstanbul University Journal of the School of Business*, 45(1). 34-42.
- Berke, B. (2012). Döviz kuru ve imkb100 endeksi ilişkisi: Yeni bir test, *Maliye Dergisi*, 163, 243-257.
- Bhattacharya, B. & Mukherjee, J. (2002). Causal relationship between stock market and exchange rate, foreign exchange reserves and value of trade balance: a case study for india, *The Fifth Annual Conference on Money and Finance in the Indian Economy*, 30 January.
- Büberkökü, Ö. (1997). Hisse senedi fiyatları ile döviz kurları arasındaki ilişkinin incelenmesi: Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerden kanıtlar, *İMKB Dergisi*, 13(52). 1-18.
- Carrion-i-Silvestre, Josep L., Kim, D. & Perron, P. (2009). GLS-based unit root tests with multiple structural breaks under both the null and the alternative hypotheses, *Econometric Theory*, 25, 1754-1792.
- Ceylan, S. & Şahin Yılmaz, B. (2015). Hisse senedi fiyatları ve döviz kuru ilişkisi, *The Journal of Academic Social Science Studies*, 37, 399-408.
- Cook, T., & Hahn, T. (1988). The information content of discount rate announcements and their effect on market interest rates. *Journal of Money, Credit and Banking*, 20(2). 167-180.
- Coşkun, Y. & Ümit, Ö. A (2016). Türkiye’de hisse senedi ile döviz, mevduatı, altın, konut piyasaları arasındaki eş-bütünleşme ilişkilerinin analizi, *Business and Economics Research Journal*, 7(1). 47-69.
- Davig, T. & Gerlasch, J. (2006). State-dependent stock market reactions to monetary policy, *International Journal of Central Banking*, 2(4). 65-83.
- Doğru, B. & Reçepoğlu, M. (2013). Türkiye’de hisse senedi fiyatları ve döviz kuru arasında doğrusal ve doğrusal olmayan eş bütünleşme ilişkisi, *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi EYİ*, Özel Sayı, 17-34.
- Enders, W. (1995). *Applied econometric time series*, 1st Edition, Wiley, New York.
- Erbaykal, E. & Okuyan, H. A. (2007). Hisse senedi fiyatları ile döviz kuru ilişkisi: Gelişmekte olan ülkeler üzerine ampirik bir uygulama, *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar Dergisi*, 1(1). 77-89.
- Esteve, V. & Requena, F. (2006). A cointegration analysis of car advertising and sales data in the presence of structural change, *International Journal of the Economics of Business*, 13(1). 111-128.
- Fang, H. & Loo, J. C. (1996). Foreign exchange risk and common stock returns: A note on international evidence, *Journal of Business Finance & Accounting*, 23(3). 473-480.
- Fang, W. S. & Miller, S. M. (2002). Currency depreciation and korean stock market performance during the asian financial crisis, Working paper, No: 2002-30,

- University of Connecticut, Department of Economics, <http://www.Econ.uconn.edu/working/2002-30.pdf>.
- Flannery, M. J. & Christopher, M. J. (1984). The effect of interest rate changes on the common stock returns of financial institutions, *Journal of Finance*, 39, 1141 - 1153.
- Fung, H. G., Lie, J. L. & Moreno, A. (1990). The forecasting performance of the implied standard deviation in currency options, *Managerial Finance*, 16(3). 24-29.
- Gjerde, Ø. & Sættem, F. (1999). Causal relations among stock returns and macroeconomic variables in a small, open economy, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 9(1). 61-74.
- Granger, C. W., Bwo N. H. & Chin W. Y. (2000). A bivariate causality between stock prices and exchange rates: Evidence from recent asian fly, *Quarterly Review Of Economics And Finance*, 40 (3). 337-354.
- Gregory, A. W. & Hansen, B. E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts”, *Journal of Econometrics*, 70(1). 99-126.
- Gujarati, D.N (1999). *Temel ekonometri*, (Çev. Ü. Şenesen ve G. G. Şenesen). İstanbul, Literatür Yayınları.
- Güngör, B. & Kaygın, C. Y. (2015). Dinamik panel veri analizi ile hisse senedi fiyatını etkileyen faktörlerin belirlenmesi, *Kafkas Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 6(9). 149-168.
- Hardouvelis, G. A. (1987). Macroeconomic information and stock prices, *Journal of Economics and Business*, 39(2). 131-140.
- Hatemi-J. & Irandoust, M. (2002). On the causality between exchange rates and stock prices: A note, *Bulletin of Economic Research*, 54(2): 197-203.
- Hatemi-J, A. (2008). Tests for cointegration with two unknown regime shifts with an application to financial market integration, *Empirical Economics*, 35, 497-505.
- Hatırlı S. A. & Önder, K. (2010). An investigation of real exchange rate volatility on turkish textile and apparel export, *Anadolu University Journal of Social Sciences*, 10(2): 41-54.
- He J. & Ng,L. K. (1998). the foreign exchange exposure of japanese multinational corporations, *The Journal of Finance*, 53, 733-753.
- Husain, A., Zaman, G. & Baloch, Q. B. (2014). The causal relationship of interest rate and stock prices: Empirical evidence from pakistan, *City University Research Journal*, 4(2). 147-155.
- Kapusuzoğlu, A. & İbicioğlu, M. (2010). Döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkinin analizi: Türkiye uygulaması, *Muhasebe Bilim Dünyası Dergisi*, 12(4). 135-153.
- Kaya, V., Çömlekçi, İ. & Kara, O. (2013). Hisse senedi getirilerini etkileyen makroekonomik değişkenler: 2002-2012 türkiye örneği, *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 35, 167-176.
- Kaya, E. & Barut, A. (2016). Türkiye için ihracat ve finansal dışa açıklık ilişkisi, *Kafkas Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 7(14). 627-643.

- Keskin Benli, Y. (2015). Döviz kuru ile borsa istanbul 100 ve sektör endeksleri arasındaki ilişkinin ampirik analizi, *Uluslararası Hakemli Beşeri ve Akademik Bilimler Dergisi*, 4(12).55-72.
- Kendirli, S. & Çankaya, M. (2015). Dolar kuru'nun borsa istanbul-30 endeksi üzerindeki etkisi ve aralarındaki nedensellik ilişkisinin incelenmesi, *International Conference on Eurasian Economies*, 9-11 September - Kazan, Russia.
- Khan, M. N. & Zaman, S. (2012). Impact of macroeconomic variables on stock prices: Empirical evidence from karachi stock exchange pakistan, *Business, Economics, Financial Sciences and Management*, 143, 227-233.
- Khrawish, H. A., Walid Z. S. & Jaradat M. (2010). The relationships between stock market capitalization rate and interest rate: Evidence from jordan, *Business and Economic Horizons*, 2(2). 60-66.
- Kıran, B. (2009). ‘‘Türkiye’de döviz kuru ve hisse senedi fiyatlarının sınır testi analizi’’, *İktisat İşletme ve Finans*, 24(275). 66-88.
- Kutty, G. (2010). The relationship between exchange rates and stock prices: The case of mexico, *North American Journal of Finance and Banking Research*, 4, 1-12.
- Kuwornu, J. K. & Owusu N. V. (2011). Macroeconomic variables and stock market returns: Full information maximum likelihood estimation, *Research Journal of Finance and Accounting*, 2(4). 49-63.
- Lee, J., & Strazicich, M. C. (2003). Minimum lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *The Review of Economics and Statistics*, 85(4). 1082-1089.
- Lumsdaine, R. L., & Papell, D. H. (1997). Multiple trend breaks and the unit-root hypothesis. *The Review of Economics and Statistics*, 79(2). 212-218.
- Maki, D. (2012). Tests for cointegration allowing for an unknown number of breaks, *Economic Modelling*, 29 (5). 2011-2015.
- Mishra, A. K. (2004). Stock market and foreign exchange market in india: Are they related?, *South Asia Economic Journal*, 5(2). 209-232.
- Nagayasu J. (2001). Currency crisis and contagion: Evidence from exchange rate and sectoral indices of the philippines and thailand, *Journal of Asian Business*, 12, 529-546.
- Nath, G. C. & Samanta, G. P. (2003). Dynamic relation between exchange rate and stock prices: A case for india, *39th Annual Conference Paper of Indian Econometric Society also published in NSE News*, India, February.
- Ng, S. & Perron, P. (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power, *Econometrica*, 69, 1519-1554.
- Öncü, M. A., Çömlekçi, İ., Yazgan H. İ. & Bar, M. (2015). Yatırım araçları arasındaki eş-bütünleşme, *Abant İzzet Baysal Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 15(15), 43-57.
- Özer, A., Kaya, A. & Özer, N. (2013). Hisse senedi fiyatları ile makroekonomik değişkenlerin etkileşimi, *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 26(1). 163-182.
- Paramati, S. R. & Gupta R. (2013). An empirical relationship between exchange rates, interest rates and stock returns, *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, 56, 168-181.

- Pearce, D. K., & Roley, V. V. (1985). Stock price and economic news, *Journal of Business*, 58, 49-67.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis, *Econometrica*, 57(2). 1361-1401.
- Perron, P. (1997). Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables, *Journal of Econometrics*, 80, 355-385.
- Phylaktis, K. & Ravazzolo, F. (2005). Stock prices and exchange rate dynamics, *Journal of International Money and Finance*, 24(7). 1031-1053.
- Qiao, Y. (1996). Stock prices and exchange rates: Experiences in leading east asian financial centres-tokyo, hong kong and singapore, *Singapore Economic Review*, 41, 47-56.
- Rana, B. (2013). Stock market returns and macroeconomic movements: Is there causality? *The KIC Journal of Management and Economic Review*, 1(1). 14-26.
- Ray, S. (2012). Foreign exchange reserve and its impact on stock market capitalization: Evidence from india, *Research on Humanities and Social Sciences*, 2(2): 46-60.
- Savaş, İ. & Can, İ. (2011). Euro- dolar paritesi ve reel döviz kuru'nun imkb 100 endeksi'ne etkisi, *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 6(1) 323-339.
- Sayılgan, G. & Süslü, C. (2011). Makroekonomik faktörlerin hisse senedi getirilerine etkisi: Türkiye ve gelişmekte olan piyasalar üzerine bir inceleme, *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar Dergisi*, 5(1).73-96.
- Şentürk, M. Ve Dücan, E. (2014). Türkiye'de döviz kuru-faiz oranı ve borsa getirisi ilişkisi: Ampirik bir analiz, *Business and Economics Research Journal*, 5(3). 67-80.
- Sevüktekin, M. Ve Nargeleşkenler, M. (2007). Türkiye'de imkb ve döviz kuru arasındaki dinamik ilişkinin belirlenmesi, *VIII. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu*, Malatya.
- Sharma, N. (2016). Causal relation between stock return and exchange rate: Evidence from india, *Global Journal of Management and Business Research*, 15 (11). 27-32.
- Smith, C. E. (1992). Stock markets and the exchange rate: A multi-country approach, *Journal Of Macroeconomics*, 14(4). 607-629.
- Soenen, L. A., & Hennigar, E. S. (1988). An analysis of exchange-rates and stock-prices: The united states experience between 1980 and 1986, *Akron Business and Economic Review*, 19(4). 7-16.
- Solnik, B. (1987). Using financial prices to test exchange rate models: A note, *The Journal of Finance*, 42(1). 141-149.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems, *Econometrica*, 61(4): 783-820.
- Sun, H. (1996). Direct foreign investment and linkage effects: The experience of china, *Asian Economies*, 25(1). 5-28.

- 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.
- Toraman, C. & Başarır, Ç. (2014). The long run relationship between stock market capitalization rate and interest rate: Co-integration approach, *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 143, 1070-1073.
- Türkyılmaz, S. & Özata E. (2010). Türkiye’de para arzı, faiz oranı ve hisse senedi fiyatları arasındaki nedensel ilişkilerin analizi, *S.Ü.İ.İ.B.F, Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 10(16): 491-502.
- Vejzagic, M. & Hashem Z. (2013). Relationship between macroeconomic variables and stock market index: Cointegration evidence from ftse bursa malaysia hijrah shariah index, *Asian Journal of Management Sciences & Education*, 2(4). 94-108.
- Wongbangpo, P. & Subhash C. S. (2002). Stock market and macroeconomic fundamental dynamic interactions: asean-5 countries, *Journal of Asian Economics*, 13(1). 27-51.
- Yau, H.Y.& Chien C. N. (2006). Interrelationships among stock prices of taiwan and japan and ntd/yen exchange rate, *Journal of Asian Economics*, 17(3). 535-552.
- Zeren, F. & Koç, M. (2016). Time varying causality between stock market and exchange rate: Evidence from turkey, japan and england, *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 29 (1): 696-705.
- Zia, Q. Z.& Rahman Z.(2011). The causality between stock market and foreign exchange market of pakistan”, *Interdisciplinary Journal of Contemporary Research in Business*, 3(5): 906-919.
- Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (2002). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(1). 25-44.