

Araştırma Makalesi

Döviz Kurunun Borsa İstanbul Sanayi Endeksi Üzerindeki Etkisi: Yapısal Kırılmaları Modellemede Farklı Yaklaşımlar Kullanan Eşbütünleşme Testlerinden Bulgular

The Effect of Exchange Rate on Borsa Istanbul Industrial Index: Evidence from Cointegration Tests with Different Approaches to Model Structural Breaks

Yüksel İLTAŞ Dr. Öğr. Üyesi., Kırşehir Ahi Evran Üniversitesi, İ.İ.B.F, İşletme Bölümü, Kırşehir, Türkiye yiltas@ahievran.edu.tr https://orcid.org/0000-0001-8853-838X	Kartal DEMİRGÜNEŞ Doç. Dr., Kırşehir Ahi Evran Üniversitesi, İ.İ.B.F, İşletme Bölümü, Kırşehir, Türkiye kartal.demirgunes@ahievran.edu.tr https://orcid.org/0000-0002-6305-0967	
Makale Gönderme Tarihi 20.04.2020	Revizyon Tarihi 29.04.2020	Kabul Tarihi 29.04.2020

Öz

Bu çalışmada, 2005:01-2019:12 döneminde BİST Sınai Endeksi ile döviz kuru arasındaki olası ilişkinin, yapısal kırılmaları modellemede birbirinden farklı yaklaşımlar kullanan eşbütünleşme testleri kullanılarak araştırılması amaçlanmaktadır. Serilerin durağanlık düzeyleri; ADF (1979; 1981), Narayan ve Popp (2010) ile Enders ve Lee (2012) tarafından geliştirilen Fourier ADF birim kök testleri kullanılarak tespit edilmektedir. Seriler arasındaki uzun dönemli ilişkiler; ARDL sınır testi, iki yapısal kırılmalı Hatemi-J (2008) eşbütünleşme testi ve Tsong vd. (2016) tarafından önerilen Fourier eşbütünleşme testi ile incelenmektedir. ARDL ve Hatemi-J (2008) test sonuçları, BİST Sınai Endeksi ile döviz kuru arasında uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin bulunmadığına işaret etmektedir. Ancak, söz konusu değişkenler arasındaki ilişkileri bilinmeyen formda ve sayıda yapısal kırılmayı dikkate alarak inceleyen Fourier eşbütünleşme testinden elde edilen ampirik bulgu, BİST Sınai Endeksi ile döviz kuru değişkenlerinin eşbütünleşik olduklarını göstermektedir. Son olarak, DOLS yöntemi ile hesaplanan ve değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi yansıtan katsayıya göre; döviz kurunun BİST Sınai endeksi üzerinde uzun dönemde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif etkiye sahip olduğu görülmektedir.

Anahtar Kelimeler: BİST Sınai Endeksi, Döviz Kuru, Fourier Eşbütünleşme Testi

Abstract

This paper aims to analyze the possible relationship between BIST Industrial Index and currency exchange rate by various cointegration tests using different approaches in modelling structural break(s), covering 2005:01-2019:12. The stationarity of series are tested by ADF (1979; 1981) unit root test, Narayan and Popp (2010) unit root test, and Fourier unit root test proposed by Enders and Lee (2012). Besides, the cointegration relationship between the series is tested by ARDL bound test, Hatemi-J (2008) cointegration test with two structural breaks and Fourier cointegration test introduced by Tsong et al. (2016). ARDL and Hatemi-J (2008) test results show that there is no long-run pattern of cointegration between BIST Industrial Index and currency exchange rate. However, results of Fourier cointegration test that yields efficient findings irrespective of the number and the form of breaks conclude the existence of cointegration

Önerilen Atf/Suggested Citation

İltaş, Y. , Demirgüneş, K. 2020. Döviz Kurunun Borsa İstanbul Sanayi Endeksi Üzerindeki Etkisi: Yapısal Kırılmaları Modellemede Farklı Yaklaşımlar Kullanan Eşbütünleşme Testlerinden Bulgular, *Üçüncü Sektör Sosyal Ekonomi Dergisi*, 55(2), 972-988

relationship between the variables. Finally, long-run coefficient estimated by Stock and Watson (1993)'s DOLS methodology posits that currency exchange rate has statistically significant and negative effect on BIST Industrial Index.

Keywords: BIST Industrial Index, Currency Exchange Rate, Fourier Cointegration Test

1. Giriş

Küreselleşme ve teknolojik gelişmelerin finansal entegrasyon üzerindeki olumlu etkileri, ülkeler arasındaki ticari faaliyetlerin geliştirilmesine önemli katkılar sağlamaktadır. Bu bağlamda, finansal piyasalar arasındaki etkileşim ve söz konusu piyasalara erişim imkanları da giderek artmaktadır. Ticari ve finansal açıdan birbirlerine entegre ülkelerin döviz kurlarında ve hisse senedi piyasalarında yaşanan dalgalanmalar, farklı finansal piyasalar arasındaki sermaye hareketlerini ve buna bağlı olarak da ülkelerin dış ticaret işlemlerini önemli derecede etkileyebilmektedir. Finans literatürü açısından bakıldığında, finansal piyasalar arasındaki sermaye hareketliliğinin artması, hisse senedi piyasaları ile döviz kurları arasında etkileşimin ampirik olarak incelenmesinin gerekliliğini ön plana çıkarmıştır.

Uluslararası ticaretin önündeki engellerin nispeten azalması ve/veya kaldırılması ve buna bağlı olarak dünya ticaret hacminde meydana gelen önemli artış, ülkeleri dış ticaret ve özellikle de nominal ve reel efektif döviz kurlarında ortaya çıkan ani dalgalanmalar karşısında oldukça duyarlı hale getirmektedir (Akel ve Gazel, 2014, s. 24). Genel olarak tanımlamak gerekirse; nominal efektif döviz kuru, bir ülkenin dış ticaretinde önemli paya sahip ülkelerin para birimlerinden oluşan sepete göre, o ülkenin para biriminin uygun bir ağırlıklandırma yöntemi ile elde edilmiş ortalama değeridir. Reel efektif döviz kuru ise nominal efektif döviz kurundaki nispi fiyat etkilerinin, bir fiyat veya maliyet ölçütü ile arındırılmış halidir (www.tcmb.gov.tr). Reel efektif döviz kuru, ülkeler arasındaki nispi fiyat veya maliyet gelişimi hakkında bilgi içermesinden dolayı ekonomilerin rekabet güçlerinin değerlendirilmesinde kullanılan anahtar makroekonomik göstergelerden biridir (Saygılı vd., 2010, s. 2). Ülkenin merkez bankası tarafından hesaplanan reel efektif döviz kurundaki artışlar, söz konusu ülkenin ulusal para biriminin reel olarak değer kazanması, azalışlar ise reel olarak değer kaybetmesi anlamına gelmektedir.

Ulusal para biriminin değeri, girdi ve finansman maliyetleri açısından oldukça önemlidir. Reel efektif döviz kuru yükseldiğinde, iç fiyatlar dış fiyatlara göre daha pahalı hale geleceğinden, ulusal para birimi reel olarak değer kazanmaktadır (Granger vd., 1998, s. 340; Savaş ve Can, 2011, s. 336). Bu durumun doğal sonucu olarak ithalatın artması, ihracatın ise azalması beklenmektedir. Benzer şekilde, reel efektif döviz kurundaki azalışlar yani ulusal para biriminin değerinin düşmesi ihracatı artırmakta, ithalatı ise azalmaktadır. Mikro ölçekte (firma ölçeğinde) ele alındığında, hisse senetleri borsada işlem gören bir ihracat-yoğun bir firmanın ihracat rakamlarının artmasının, söz konusu firmanın finansal performansı (kârlılığı) üzerinde pozitif bir etki yaratması beklenmektedir. Bu beklenti aynı zamanda firmanın hisse senetlerinin piyasa fiyatının artmasına da neden olacaktır. Firmanın ithalat-yoğun bir firma olması durumunda ise söz konusu firmanın hisse senetlerinin piyasa fiyatında düşüşlerin yaşanması yönünde bir beklenti oluşabilmektedir. Ulusal para biriminin değerlenmesi, o ülkedeki malların yabancı mallar cinsinden fiyatını artırmakta, rekabet gücünü azaltmakta ve sonuç itibarıyla hisse senetlerinin piyasa fiyatlarının düşmesine neden olabilmektedir.

Dünya hisse senedi piyasalarına benzer şekilde, Türkiye hisse senedi piyasası da sanayi firmalarının yoğunlukta olduğu bir piyasadır. Kamuyu Aydınlatma Platformu (KAP) internet sitesinden elde edilen verilere göre, 2020 yılı itibarıyla hisse senetleri Borsa İstanbul (BİST) bünyesinde işlem gören toplam 490 firmanın 168 tanesi (%34'ü), -sanayi sektöründe yer alan firmaların hisse senetlerinin fiyatlarındaki değişimler dikkate alınarak hesaplanan hisse senetleri piyasası endeksi olan- BIST Sınai Endeksi'nde yer almaktadır. Dış ticaret açısından bakıldığında ise Türkiye'nin ithalat ağırlıklı bir ekonomiye sahip olduğu bilinmektedir.

Bu çalışmada, 2005:01-2019:12 döneminde BİST Sınai Endeksi ile döviz kuru arasındaki olası ilişkinin, yapısal kırılmaları modellemede birbirinden farklı yaklaşımlar kullanan eşbütünleşme testleri kullanılarak araştırılması amaçlanmaktadır. Bu amaç doğrultusunda, serilerin durağanlık

düzeylerinin tespit edilmesinde Genişletilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller (ADF, 1979; 1981)), Narayan ve Popp (2010) ile Enders ve Lee (2012) tarafından geliştirilen Fourier ADF birim kök testleri; seriler arasındaki uzun dönemli ilişkilerin belirlenmesinde Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif (Auto-Regressive Distributed Lag (ARDL)) sınır testi, iki yapısal kırılmalı Hatemi-J (2008) eşbütünleşme testi ve Tsong vd. (2016) tarafından önerilen Fourier eşbütünleşme testi kullanılmaktadır. Son olarak, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi yansıtan katsayının hesaplamasında ise Stock ve Watson (1993) tarafından geliştirilen Dinamik En Küçük Kareler (Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS)) yönteminden yararlanılmaktadır.

Çalışma dört bölümden oluşmaktadır. *Giriş* bölümünü takiben, ikinci bölümde konuya ilişkin *Literatür İncelemesi*'ne yer verilmekte, üçüncü bölümde ise *Metodoloji* kapsamında çalışmada kullanılan veri setine ve tahminleme modeline değinilmekte, uygulanan ekonometrik testler sonucunda elde edilen ampirik bulgular sunulmaktadır. Çalışma, elde edilen ampirik bulguların teorik yansımalarının tartışıldığı ve politika önermelerinin sunulduğu *Sonuç* bölümü ile tamamlanmaktadır.

2. Literatür İncelemesi

Literatürde döviz kurları ile hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkinin incelendiği çok fazla sayıda çalışma olmasına karşın, bu çalışmalardan elde edilen ampirik bulguların karmaşık ve birbirleriyle çelişkili oldukları görülmektedir. Söz konusu çalışmalarda kullanılan tahminleme modellerinin ve bu modeller kapsamındaki veri setlerinin farklılıklar göstermesi konuya ilişkin ampirik bulgularda gözlemlenen çeşitliliğin temel nedenleri olarak gösterilebilir.

Franck ve Young (1972) tarafından yapılan çalışmayı, döviz kurları ile hisse senedi piyasası fiyatları arasındaki ilişkiyi inceleyen öncü çalışmalardan biri olarak ele almak mümkündür. Bu çalışmada döviz kurları ile hisse senedi piyasası fiyatları arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkinin varlığına rastlanılmamıştır. Sonrasında Aggarwal (1981), 1974-1978 dönemini kapsayan çalışmada Birleşik Devletler'deki hisse senedi piyasası fiyatları ile döviz kurları arasında uzun döneme kıyasla kısa dönemde daha güçlü pozitif yönlü bir ilişki tespit etmiştir. Benzer şekilde, Birleşik Devletler'deki hisse senedi piyasası fiyatları ile döviz kurları arasında ilişkiyi ele alan Giovannini ve Jorion (1987) ile Soenen ve Hennigar (1988) söz konusu değişkenler arasında, sırasıyla, istatistiksel olarak anlamlı pozitif ve negatif yönlü ilişkiler tespit etmişlerdir. Bahmani-Oskooee ve Sohrabian (1992) tarafından yapılan ve 1973:07-1988:12 döneminde S&P-500 Endeksi ile efektif döviz kuru arasındaki ilişkinin Granger nedensellik ve eşbütünleşme analizleri bağlamında incelendiği çalışma sonucunda, değişkenler arasında uzun dönemli ilişki tespit edilemezken, kısa dönemde çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Uzak Doğu ve Asya ülkelerinin incelendiği çalışmalar bağlamında; Granger, Huangb ve Yang (2000)'ın Hong Kong, Endonezya, Japonya, Güney Kore, Malezya, Filipinler, Singapur, Tayland ve Tayvan için döviz kuru ile hisse senedi piyasası fiyatları arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin varlığını inceledikleri 1986-1997 dönemini kapsayan çalışmaları sonucunda; Japonya ve Endonezya için hisse senedi piyasası fiyatları ile döviz kurları arasında ilişki olmadığı; Güney Kore için döviz kurlarından hisse senedi piyasası fiyatlarına doğru nedensellik ilişkisi bulunurken, diğer ülkeler için hisse senedi piyasası fiyatlarından döviz kurlarına doğru nedensellik ilişkisi olduğu ve Filipinler için döviz kurları ile hisse senedi piyasası fiyatları arasında negatif yönlü bir ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Ghazali vd. (2008)'ın 2005-2007 döneminde Malezya için hisse senedi piyasası fiyatları ile döviz kurları arasındaki ilişkiyi incelediği çalışmalarında, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığına rastlanılmamıştır. Zhao (2010), 1991-2009 dönemini kapsayan çalışmada Çin hisse senedi piyasası fiyatları ile reel efektif döviz kuru arasındaki ilişkiyi VAR ve GARCH modellerini kullanarak araştırmıştır. Yapılan analizler sonucunda, reel efektif döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunmadığı tespit edilmiştir.

Lean, Narayan ve Smyth (2011), 1991-2005 döneminde Hong Kong, Endonezya, Japonya, Kore, Malezya, Filipinler, Singapur ve Tayland olmak üzere sekiz Asya ülkesinde döviz kurları ile hisse senedi piyasası fiyatları arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik, tek yapısal kırılmalı Gregory ve

Hansen eşbütünleşme ve panel veri çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testleri kullanarak araştırılmışlardır. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre; Kore için söz konusu değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı ve döviz kurlarından hisse senedi fiyatlarına doğru yayılma tek yönlü Granger nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

G-7 ülkeleri bağlamında, Nieh ve Lee (2001) Kanada, Fransa, Almanya, İtalya, Japonya, İngiltere ve Birleşik Devletler’de 1993:10-1996:02 döneminde hisse senedi piyasası fiyatları ile döviz kurları arasındaki ilişkiyi araştırmışlar ve söz konusu ülkelerde hisse senedi piyasası fiyatları ile döviz kurları arasında uzun dönemli istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Yang ve Doong (2004), 1979:05-1999:01 döneminde G-7 ülkelerinde hisse senedi piyasası fiyatları ile döviz kuru arasındaki ilişkiyi EGARCH modeli ile incelemişler ve hisse senedi piyasasındaki fiyat değişimlerinin gelecekteki döviz kuru hareketleri üzerinde etkili olabileceği sonucuna ulaşmışlardır.

Bahmani-Oskooee ve Saha (2016), Brezilya, Kanada, Şili, Endonezya, Japonya, Kore, Malezya, Meksika ve İngiltere’de 1980-2014 döneminde hisse senedi piyasası fiyatları ile döviz kurları arasındaki ilişkiyi ARDL sınır testi yöntemini kullanarak araştırmışlardır. Çalışmanın sonuçlarına göre, döviz kuru değişikliklerinin hisse senedi piyasası fiyatları üzerinde asimetrik etkilerinin olduğu ve bu etkilerin çoğunlukla kısa vadeli olduğu tespit edilmiştir.

Delgado, Delgado ve Saucedo (2018), Meksika’da 1992-2017 döneminde aylık verileri kullanarak hisse senedi piyasası fiyatları, döviz kuru ve petrol fiyatları arasındaki ilişkiyi eşbütünleşme ve nedensellik testleri ile incelemişlerdir. Araştırmadan elde edilen bulgulara göre, döviz kuru, hisse senedi piyasası fiyatlarını istatistiksel olarak anlamlı ve negatif yönde etkilemektedir.

Türkiye’de hisse senedi piyasası fiyatları ile döviz kurları arasındaki ilişkiyi inceleyen bazı çalışmalar ise aşağıdaki şekildedir:

Kasman (2003)’ın 1990-2002 döneminde BIST-100 Endeksi, BIST Sektör Endeksleri (Mali Endeks, Sınai Endeksi ve Hizmet Sektörü Endeksi) ile döviz kuru (USD/TL) arasındaki ilişkiyi incelediği çalışmasının bulgularına göre; söz konusu değişkenler uzun dönemde eşbütünleşik olup, döviz kuru BIST Sınai Endeksi’ne doğru Granger nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Benzer şekilde, Ayvaz (2006)’ın 1991:01-2004:12 döneminde Türkiye’deki hisse senedi piyasası fiyatları ile döviz kuru arasındaki ilişkiyi incelediği çalışmasının sonuçlarına göre; eşbütünleşme testi sonuçları, döviz kuru ile BIST-100 Endeksi, BIST Mali Endeks ve BIST Hizmet Sektörü Endeksi arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığına işaret etmektedir. Pekkaya ve Bayramoğlu (2008), 1990-2007 döneminde BIST-100 ve S&P 500 endekslerinden TL/USD döviz kuru doğru Granger nedensellik ilişkisi ve döviz kuru ile BIST100 Endeksi arasında çift yönlü bir Granger nedensellik ilişkisi bulunduğunu tespit etmişlerdir. Kıran (2009), 1990:01-2008:07 döneminde Türkiye’de hisse senedi piyasası fiyatları ile döviz kurları arasındaki ilişkiyi ARDL sınır testi yöntemi ve Toda-Yamamoto nedensellik testi ile incelemiştir. Çalışmanın ampirik sonuçları, uzun dönemde döviz kuru ve hisse senedi fiyatları arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığına işaret etmektedir. Elmas ve Esen (2011), Türkiye, Almanya, Fransa, Hollanda, Rusya ve Hindistan’da hisse senedi piyasası fiyatları ile döviz kurları arasındaki ilişkiyi araştırdıkları çalışmalarında; sadece Rusya için değişkenler arasında uzun dönemli ilişki tespit ederlerken, eşbütünleşme testinde Türkiye ve Rusya için değişkenler arasında uzun dönemli ilişki tespit etmişlerdir. Akel ve Gazel (2014), 2005-2013 döneminde BIST Sınai Endeksi ile reel efektif döviz kuru, Euro/TL döviz kuru ve dolar endeksi arasındaki kısa ve uzun dönemli denge ilişkilerinin varlığını ARDL Sınır Testi ile araştırmışlardır. Elde edilen bulgulara göre, Sınai Endeksi ile reel efektif döviz kuru, dolar endeksi ve Euro/TL kuru arasında uzun dönemli bir denge ilişkisi ile birlikte, uzun dönemde Sınai Endeksi ile dolar endeksi ve Euro/TL kuru arasında pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunmaktadır. Ayrıca, kısa dönemde Sınai Endeksi ile tüm değişkenler arasında istatistiksel olarak anlamlı ilişkiler tespit edilmiştir. Belen ve Karamelikli (2016)’nin Türkiye’de hisse senedi piyasası getirileri ile döviz kurları arasındaki ilişkiyi ARDL eşbütünleşme yöntemi ile araştırdıkları çalışmalarından elde edilen sonuçlara göre; BIST-100 ile USD/TL kuru arasında eşbütünleşme ilişkisi saptanmış ve uzun dönemde döviz

kurlarının hisse senedi piyasası fiyatlarını negatif yönde etkilediği bulgusuna ulaşılmıştır. Altunöz (2016), 1997-2013 döneminde Türkiye, Brezilya, Çin, Endonezya, Filipinler, Hindistan, Meksika, Malezya, Şili ve Romanya için döviz kurları ile hisse senedi piyasası fiyatları arasındaki ilişkiyi araştırdıkları çalışmalarında, uzun dönem katsayılarını Meksika ve Hindistan dışındaki ülkeler için istatistiksel olarak anlamlı bulmuşlardır. Aydın (2017), 1995:01-2016:12 döneminde Arjantin, Brezilya, Çin, Endonezya, Filipinler Meksika ve Türkiye’de hisse senedi piyasası fiyatları ve döviz kurları arasındaki ilişkiyi simetrik ve asimetrik nedensellik testleriyle araştırdığı çalışmada; Arjantin, Brezilya, Endonezya, Filipinler, Meksika ve Türkiye için değişkenler arasındaki nedenselliğin yönünü hisse senedi piyasasından döviz kuruna doğru; Endonezya’da ise çift yönlü olarak tespit etmiştir. Asimetrik nedensellik testi sonuçlarına göre, hisse senedi piyasasından döviz kuruna doğru nedensellik ilişkisi; Brezilya ve Çin için pozitif şoklarda, Endonezya için negatif şoklarda, Filipinler, Meksika ve Türkiye için hem pozitif hem de negatif şoklarda tespit edilmiştir. Döviz kurundan hisse senedi piyasasına doğru asimetrik nedensellik ilişkisi ise Arjantin için pozitif şoklarda; Endonezya ve Filipinler için ise negatif şoklarda tespit edilmiştir. Eyüboğlu ve Eyüboğlu (2018), 2011-2016 yıllarını kapsayan çalışmalarında BİST endeksleri ile döviz kurları arasındaki ilişkiyi ARDL testi ile incelemişlerdir. Çalışmanın sonuçları; BİST Tekstil Deri Endeksi ile Euro/TL döviz kuru arasında, Dolar/TL kuru ile ise BİST Tekstil Deri, BİST Ticaret ve BİST Teknoloji Endeksleri arasında uzun dönem ilişkinin varlığını ortaya koymuştur. Altunöz (2020), 2008-2018 döneminde hisse senedi getirileri ile Dolar/TL kuru arasındaki ilişkiyi ARDL eşbütünleşme ve Granger nedensellik yaklaşımlarını kullanarak araştırmıştır. Araştırmanın sonuçları, hisse senedi piyasası fiyatları ile döviz kuru arasında döviz kurundan hisse senedi piyasası fiyatlarına doğru ve ters yönlü uzun dönem bir denge ilişkisi bulunduğunu göstermektedir. Kassouri ve Altıntaş (2020) tarafından yapılan çalışmada, 2003:01-2018:12 döneminde Türkiye’de hisse senedi piyasası fiyatları ile döviz kurları arasındaki etkileşimi doğrusal ve doğrusal olmayan yöntemlerle incelenmiş ve eşik modeli sonuçları, Türkiye’de hisse senedi piyasası fiyatları ve döviz kurları arasında uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin varlığını işaret etmiştir.

3. Metodoloji

Çalışmanın bu bölümünde tahminleme modeline dâhil edilen değişkenler ve model hakkında bilgi verilmekte ve uygulanan ekonometrik testlere ilişkin ampirik bulgular sunulmaktadır.

3.1. Veri Seti ve Tahminleme Modeli

Tahminleme modeline dâhil edilen değişkenlere ilişkin bilgiler Tablo 1’de verilmektedir.

Tablo 2: Çalışmada Kullanılan Değişkenler

Değişken	Açıklama	Veri Kaynağı	Dönem
lnSınai	BİST Sınai Endeksi	TCMB, Elektronik Veri Dağıtım Sistemi	2005:01-2019:12
lnRedk	Reel Efektif Döviz Kuru Endeksi		

Bu çalışmada, BİST Sınai Endeksi ile reel efektif döviz kuru arasındaki ilişki $Y = f(Redk_t)$ fonksiyonu kullanılarak araştırılmaktadır. Veri setinin dinamik özellikleri ile ilişkili problemleri engellemek ve modelin daha tutarlı ve verimli sonuçlar üretebilmesi için endekslerin logaritmik formları kullanılmıştır. Çalışmanın logaritmik doğrusal tahmin denklemi aşağıdaki gibidir:

$$\ln Sınai_t = \beta_0 + \beta_1 \ln Redk_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

3.2. Ampirik Bulgular

Bu çalışmada serilerin durağanlık düzeyleri literatürde sıklıkla kullanılan Artırılmış Dickey-Fuller (ADF; 1979-1981) ve iki içsel kırılmaya izin veren Narayan ve Popp (2010) birim kök testi ile sınanmaktadır. Ayrıca, serilerin durağanlık düzeyleri -belirtilen testlerin haricinde- yapısal kırılmaların sayısına ve biçimine (keskin ya da kademeli olup olmasına) bakılmaksızın

serilerin durağanlık düzeyleri hakkında daha sağlıklı bulgular sunabilen ve Enders ve Lee (2012) tarafından geliştirilen Fourier ADF birim kök testi ile de sınanmaktadır. Serilerin bütünlüşme derecelerinin belirlenmesinden sonra, seriler arasındaki olası uzun dönemli eşbütünlüşme ilişkisinin varlığı Gecikmesi Dağıtılmış Otoresif (Auto-Regressive Distributed Lag (ARDL)) sınır testi yaklaşımı, yapısal değişimleri dikkate alan Hatemi-J (2008) eşbütünlüşme testi ve Tsong vd. (2016) tarafından önerilen Fourier eşbütünlüşme testi ile analiz edilmektedir. Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi yansıtan katsayının hesaplamasında ise Stock ve Watson (1993) tarafından geliştirilen Dinamik En Küçük Kareler (Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS)) yönteminden yararlanılmaktadır.

3.1.1. Birim Kök Testleri

Ekonometrik analizlerde değişkenler arasında istatistiksel olarak anlamlı ilişkiler elde edilebilmesi için serilerin durağanlık düzeylerinin belirlenmesi gerekmektedir. Dickey ve Fuller (DF, 1979) tarafından geliştirilen birim kök testinde, hata terimlerinin birbirinden bağımsız ve aynı dağılıma sahip oldukları ve hata terimlerinde otokorelasyon olmadığı varsayılmaktadır. Dickey ve Fuller ortaya çıkması muhtemel otokorelasyon sorununu önlemek 1981 yılında Artırılmış Dickey-Fuller (ADF) testini geliştirerek, modeldeki denklemlerinin sağ tarafına otokorelasyonu gidermeye yetecek kadar bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerini eklemiştir. ADF, bu bağlamda DF testinin genişletilmiş versiyonudur (Göktaş, Pekmezci ve Bozkurt, 2018, s. 12). ADF denklemleri sırasıyla aşağıdaki gibi formülize edilmektedir (Kutlar, 2019, s. 127):

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \mu_t \quad (2)$$

$$\Delta y_t = m_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \mu_t \quad (3)$$

$$\Delta y_t = m_0 + \gamma y_{t-1} + m_0 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \mu_t \quad (4)$$

Yukarıda yer alan (2), (3) ve (4) numaralı denklemler sırasıyla; sabitsiz-trendsiz, sabitli-trendsiz ve sabitli-trendli modelleri ifade etmektedir. ADF birim kök testinde birim kökün varlığı sıfır hipotezi (H_0) ile sınanmaktadır. Eğer sıfır hipotezi reddedilemezse, y_t değişkeni durağan değildir, yani birim kök içermektedir. y_t değişkeni, bir dönem önceki değerinden etkilenmemektedir. Eğer sıfır hipotezi reddedilirse, seride birim kök vardır ve seri durağandır. Geçmiş dönemdeki şoklar belli bir dönem etkilerini sürdürmekte, bu etkiler giderek azalmakta ve kısa dönem sonra ortadan kalkmaktadır. Bu durum; y 'nin kendisi durağan değil iken Δy 'nin durağan olmasıdır. Söz konusu seriye birinci dereceden bütünlüşmüş $I(1)$ denilmektedir.

Ekonometrik analizlerde serilerin durağanlık düzeyleri belirlenirken, serilerde ortaya çıkabilecek yapısal kırılmaların dikkate alınması gerekmektedir. Bunun nedeni, bir zaman serisi değişkeninin, yapısal değişimler veya kırılmalardan (savaşlar, doğal felaketler, ekonomi politikalarındaki değişimler ve ekonomik krizler gibi önemli gelişmelerden) etkilenebileceğinden kaynaklanmaktadır. Söz konusu yapısal değişimlerin dikkate alınmadığı birim kök testleri, durağanlık bağlamında yanıltıcı sonuçlar verebilmektedir.

Narayan ve Popp (2010) tarafından literatüre kazandırılan birim kök testi, iki yapısal kırılmaya izin veren ADF tipi birim kök testi olup, bu testte Monte Carlo simülasyonları kullanılmaktadır. Narayan ve Popp (2010), eğilimli iki seri için düzeyde iki kırılmaya (Model AA) ve hem düzeyde hem de trendde iki kırılmaya (Model CC) izin veren iki farklı spesifikasyon önermektedir (Esenyel, 2017, s. 48).

Narayan ve Popp (2010) birim kök testinde Schmidt ve Philips (1992) takip edilerek veri üretme sürecinde belirlediği $y_t = d_t + u_t$ iki bileşen, deterministik bileşen (d_t) ve stokastik bileşen (u_t) $AR(1)$ süreci sergilemektedir. Testin denklemleri aşağıdaki gibidir (Narayan ve Popp, 2010, s. 1425-1426).

$$d_t^{M1} = \alpha + \beta t + \psi^*(L) (\theta_1 DU'_{1,t} + \theta_2 DU'_{2,t}) \quad (5)$$

$$d_t^{M2} = \alpha + \beta t + \psi^*(L) (\theta_1 DU'_{1,t} + \theta_2 DU'_{2,t} + \gamma_1 DT'_{1,t} + \gamma_2 DT'_{2,t}) \quad (6)$$

Burada;

$$DU'_{i,t} = 1(t > T'_{B,i}), DT'_{i,t} = 1(t > T'_{B,i})(t - T'_{B,i}), i = 1,2$$

Burada, $T'_{B,i}$, $i = 1,2$ olmak üzere iki kırılma tarihini göstermektedir. θ_i ve γ_i parametreleri, sırasıyla, düzeyde kırılmanın ve trendde kırılmanın büyüklüğünü ifade etmektedir. (5) ve (6) nolu eşitliklere $\psi^*(L)$ terimlerinin dâhil edilmesi zamanla kırılmaların zaman içerisinde daha yavaş gerçekleşmesini sağlamaktadır.

Seviyede kırılmaya izin veren $M1$ ve trendle birlikte seviyede kırılmaya izin veren $M2$ için birim kök hipotezinin sınamasını sağlayacak olan yapısal modellerin test eşitlikleri aşağıdaki şekildedir (Narayan ve Popp, 2010, s. 1427):

$$y_t^{M1} = \rho y_{t-1} + \alpha_1 + \beta^* t + \theta_1 D(T'_B)_{1,t} + \theta_2 D(T'_B)_{2,t} + \delta_1 DU'_{1,t-1} + \delta_2 DU'_{2,t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$y_t^{M2} = \rho y_{t-1} + \alpha_1 + \beta^* t + k_1 D(T'_B)_{1,t} + k_2 D(T'_B)_{2,t} + \delta_1^* DU'_{1,t-1} + \delta_2^* DU'_{2,t-1} + \gamma_1^* DT'_{1,t-1} + \gamma_2^* DT'_{2,t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Burada; $K_i = (\theta_i + \gamma_i)$, $\delta_i^* = (\gamma_i - \phi\theta_i)$ ve $\gamma_i^* = -\phi\gamma_i$, $i = 1,2$ şeklinde ifade edilmektedir.

Narayan ve Popp (2010) kırılmalı birim kök testinin hipotezleri sıfır hipotezi (H_0) $\rho = 1$, alternatif hipotez (H_0) $\rho < 1$ ile test edilmektedir. $\hat{\rho}$ 'nin eşitlik (7) ve (8)'de verilen t istatistikleri kullanılmaktadır. Kritik değerler Monte Carlo simülasyonu ile tespit edilmekte olup, Narayan ve Popp (2010)'un çalışmasında yer alan Tablo 3'te verilmektedir. Hesaplanan test istatistiği kritik değerlerden büyük ise sıfır hipotezi reddedilmektedir. Bu durumda, serinin iki yapısal kırılma ile birlikte durağan olduğu sonucu elde edilmektedir.

ADF ile Narayan ve Popp (2010) birim kök test sonuçları Tablo 2'de verilmektedir.

Tablo 3: ADF ve Narayan Popp (2010) Birim Kök Test Sonuçları

Değişken	ADF		Narayan ve Popp (2010)			
	Test İstatistikleri		Test İstatistikleri		Kırılma Tarihleri	
	Sabitli	Sabitli-Trendli	M1	M2	M1	M2
lnSınai	-0,765	-2,642	-3,226	-4,639 ^c	2007-12 2008-09	2008-09 2011-07
lnRedk	-0,868	-3,094	-3,819	-3,992	2008-04 2008-09	2008-04 2009-03
Δ lnSınai	-11,847*	-11,812*	-13,44 ^a	-13,63 ^a		
Δ lnRedk	-10,540*	-10,562*	-10,57 ^a	-10,15 ^a		
Kritik Değerler	%1	-3,466	-4,010	-4,731	-5,318	
	%5	-2,877	-3,435	-4,136	-4,741	
	%10	-2,575	-3,141	-3,825	-4,430	

Not: ADF Testi için ***, ** ve * işaretleri, sırasıyla, “%1, %5 ve %10 düzeylerinde seri birim kök içermektedir” şeklinde oluşturulan sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. Kritik değerler Narayan ve Popp (2010)'dan elde edilmiştir. Narayan ve Popp (2010) testi için; a, b, c sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeylerinde istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir. Δ , birinci fark işlemcisidir.

Tablo 2'de yer alan ADF birim kök testi sonuçları, serilerin düzeyde durağan olmayıp; birinci farklarında durağan olduklarını göstermektedir. Ayrıca, aynı tabloda yer alan serilere ait yapısal kırılmalı birim kök testi sonuçları; her iki model için de geçerli olmak üzere, hesaplanan test istatistik değerlerinin kritik değerlerden küçük olmaları nedeniyle, temel hipotezin

reddedilemediğini ve serilerin durağan olmadıklarını göstermektedir. Serilerin birinci farkı alınarak yapılan birim kök testi sonuçlarına göre ise seriler durağan olmaktadır. Narayan ve Popp (2010) birim kök test sonuçlarına göre modele dahil edilen seriler birinci derecede bütünleşik olup söz konusu sonuçlar ADF birim kök test sonuçlarını da desteklemektedir.

Narayan ve Popp (2010) yapısal kırılmalı birim kök testinden elde edilen kırılma tarihlerine bakıldığında ise, söz konusu tarihlerin 2007 yılı sonunda patlak veren ve 2009 yılı sonlarına kadar devam eden ve tüm dünya ekonomilerini etkileyen 2008 küresel finans krizini işaret ettikleri açıkça görülmektedir.

Geleneksel birim kök testleri, incelenen dönemlerde meydana gelebilecek yapısal kırılmaları (değişimleri) ya dikkate almamakta ya da bu kırılmaların sayısının ve formunun (keskin veya yumuşak) önceden bilinmesi gerektiğini savunmaktadır. Enders ve Lee (2012) ise kırılmaların tarihlerinin, sayılarının ve formlarının bilinemeyebileceğini savunmaktadır. Bu nedenle, ikili kırılmaların sayılarının kaç tane ve formlarının ne şekilde olacıklarına bakılmaksızın, değişkenlerin durağanlığı hakkında etkili bulgular sunabilen bir birim kök testi geliştirmişlerdir. Geliştirilen bu test, deterministik terimde Fourier fonksiyonlu DF tipi bir birim kök testidir. Enders ve Lee (2012), deterministik terimin $\alpha(t)$ belirtilen zamana bağlı bir fonksiyon olan DF testini kullanmaktadır (Enders ve Lee, 2012, s. 196-197):

$$y_t = \alpha(t) + \rho y_{t-1} + \gamma t + \varepsilon_t \quad (9)$$

Burada ε_t , sabit varyanslı (σ_ε^2) durağan hata terimi olup; $\alpha(t)$, t 'nin deterministik fonksiyonunu temsil etmektedir. Birim kök testinin sıfır hipotezi (H_0) $\rho = 1$ olarak tanımlanmakta ve $\alpha(t)$ 'nin formunun bilinmemesi durumunda, tahminlenecek Fourier denklemi aşağıdaki gibidir:

$$\alpha_t = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^n \beta_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right); \quad n \leq \frac{T}{2} \quad (10)$$

Burada, n tahmine dahil edilen frekans sayısını, k belirli bir frekansı temsil etmekte olup, T gözlem sayısıdır.

Enders ve Lee (2012), bir kırılma veya doğrusal olmayan bir eğilim olduğunda veri oluşturma sürecinde en az bir Fourier frekansının olması gerektiğini belirtmektedirler. Fourier ADF birim kök testi, modelde yapısal değişimleri dikkate alan trigonometrik terimlerin modele dahil edildiği birim kök testi olup aşağıdaki şekilde formüle edilmektedir (Enders ve Lee, 2012, s. 197):

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + c_1 + c_2 t + c_3 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + c_4 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \quad (11)$$

Eşitlik (11)'de $\rho = 0$ olarak tanımlanan birim kök testinin sıfır hipotezini (H_0) sınamak için hesaplanan Fourier ADF test istatistiği k frekansına ve örneklem T boyutuna bağlı olarak Enders ve Lee (2012, s. 197)'de yer alan tablodaki kritik değerler ile karşılaştırılmaktadır. Hesaplanan test istatistiği tablodaki kritik değerlerden büyük ise sıfır hipotezi (H_0) reddedilmekte ve serinin durağan olduğuna karar verilmektedir. Fourier ADF birim kök test sonuçları Tablo 3'te verilmektedir.

Tablo 4: Fourier ADF Birim Kök Test Sonuçları

Değişken	Test İstatistiği	Optimal Öncü/Gecikme	Optimal Frekans
lnSınai	-0,432	0	3
lnRedk	-2,322	1	1
Δ lnSınai	-11,932*	0	3
Δ lnRedk	-10,536*	1	3

Not: Kritik değerler Enders ve Lee'nin (2012) çalışmasından elde edilmiştir. Fark operatörü (Δ) değişkenin farkını göstermektedir. *; %1 düzeyinde istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 3'te yer alan Fourier ADF birim kök testine ilişkin sonuçlar, serilerin düzeyde durağan olmadıklarını, birinci farklarında durağan hale geldiklerini göstermektedir.

3.1.2. Eşbütünleşme Testleri ve Uzun Dönem Katsayılarının Belirlenmesi

Serilerin durağanlık düzeyleri belirlendikten sonra değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin incelenmesinde eşbütünleşme yaklaşımından yararlanılmaktadır. Düzey değerlerinde birim kök içeren finansal ve iktisadi zaman serileri arasındaki ilişkiler eşbütünleşme analizleri yardımıyla açıklanabilmektedir. Konuya ilişkin literatür incelendiğinde, değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisini incelemeye Engle ve Granger (1987), Johansen (1988) ile Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen eşbütünleşme testlerinden yoğun biçimde faydalandığı görülmektedir. Bu testlerin kullanılabilmesi için serilerin aynı dereceden bütünleşik olmaları gibi birtakım kısıtlara sahip olmaları gerekmektedir. Ancak, söz konusu kısıt Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından önerilen OLS yöntemine dayalı ARDL yaklaşımı ile giderilmiştir. ARDL sınır testi yaklaşımı, bağımsız değişkenlerin düzeyde durağan $I(0)$ ya da birinci farkta $I(1)$ durağan olmalarına izin verirken bu yaklaşımda bağımlı değişkenin $I(1)$ olması zorunludur.

ARDL; klasik OLS yöntemi ile tahmin edilen, bağımlı ve bağımsız değişkenlerin gecikme değerlerinin gecikmiş değerlerini içeren bir regresyondur. ARDL $(p, q_1, q_2, \dots, q_k)$ şeklinde gösterilen bu modellerde, p bağımlı değişkenlerin gecikme değerini, q_k açıklayıcı değişkenlerin gecikmesini ifade etmektedir. Bağımsız değişkenler $-q = 0$ gibi- gecikme değerlerine sahip olmayabilmektedir (Kutlar, 2019, s. 122-123).

$$y_t = \alpha + \sum_{i=0}^p \gamma_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j} x_{j,t-i} \beta_{j,i} + \varepsilon_t \quad (12)$$

ARDL sınır testi yaklaşımı bağımlı değişkenlerle bağımsız değişkenler arasındaki dinamik ilişkiyi göstermektedir. Uzun dönem katsayıları aşağıdaki gibi gösterilebilmektedir:

$$\theta_j = \frac{\sum_{i=1}^{q_j} \beta_{j,i}}{1 - \sum_{i=1}^p \gamma_i} \quad (13)$$

Eşitlik (13), farkı alınıp yeniden düzenlendiğinde aşağıdaki eşitlik elde edilmektedir:

$$\Delta y_t = - \sum_{i=0}^{p-1} \gamma_i^* \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j-1} \Delta x_{j,t-i} \beta_{j,i}^* - \tilde{\phi} \hat{C}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

Değişkenler arasında uzun dönemli ilişki (eşbütünleşme) olup olmadığı sınır (bound) testi ile saptanmaktadır. Sınır testi denklemi aşağıdaki şekildedir:

$$\Delta y_t = - \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i^* \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j-1} \Delta x_{j,t-i} \beta_{j,i}^* - \rho y_{t-1} - \alpha - \sum_{j=1}^k x_{j,t-1} \delta_j + \varepsilon_t \quad (15)$$

Sınır testinde eşbütünleşme analizi için Wald testi (F istatistiği) temel alınmaktadır. Bu eşbütünleşmenin olmadığını gösteren sıfır hipotezi H_0 ve alternatif hipotez H_1 aşağıdaki gibidir:

$$H_0: \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_k = 0 \text{ (Eşbütünleşme yoktur)} \\ H_1: \delta_1 \neq \delta_2 \neq \dots \neq \delta_k \neq 0 \text{ (Eşbütünleşme vardır)}$$

Hesaplanan F istatistiği, Pesaran, Shin ve Smith (2001)'in çalışmalarındaki alt sınır $I(0)$ ve üst sınır $I(1)$ tablo değerleri ile karşılaştırılmaktadır. Hesaplanan F istatistiğinin, üst sınır değerinden büyük olması durumunda, sıfır hipotezi H_0 reddedilmekte ve değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğuna karar verilmektedir. Diğer taraftan, hesaplanan F istatistiğinin, alt sınır değerinden küçük olması durumunda ise sıfır hipotezi H_0 reddedilmemekte ve değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığına karar verilmektedir.

Daha önce de belirtildiği üzere, değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisini incelemeye kullanılan Engle ve Granger (1987), Johansen (1988) ile Johansen ve Juselius (1990) testlerinde uzun dönem parametrelerinin zaman içinde değişmediği gibi gerçekçi olmayan bir varsayımda bulunmaktadır. Ancak, bilindiği üzere bu parametreler savaşlar, doğal felaketler, ekonomi politikalarındaki değişimler ve ekonomik krizler gibi önemli gelişmeler nedeniyle zaman içerisinde değişebilmekte ve yapısal kırılmalara maruz kalabilmektedir. Bu nedenle, yapısal

kırılmaları dikkate almayan söz konusu testler, yanlış ve sapmalı sonuçlar verebilmektedir. Bu durumu dikkate alan Gregory ve Hansen (1996), önerdikleri eşbütünleşme testinde incelenen seriler arasında bir içsel kırılmaya/rejim değişimine izin vermektedir. Hatemi-J (2008), ikili tarafından önerilen tek kırılmalı eşbütünleşme testini daha da genişleterek, incelenen seriler arasında iki yapısal kırılmayı dikkate alan eşbütünleşme testini geliştirmiştir.

Hatemi-J (2008, s. 498-499) eşbütünleşme testinde ilk eşitlik aşağıdaki gibidir:

$$y_t = \alpha + \beta'x_t + u_t \text{ ve } t = 1, 2, \dots, n \quad (16)$$

(16) numaralı eşitlik iki yapısal kırılma dikkate alınarak aşağıdaki gibi genişletilmektedir:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \beta_0'x_t + \beta_1' D_{1t}x_t + \beta_2' D_{2t}x_t + u_t \quad (17)$$

Burada, yapısal kırılmadan önceki sabit terim ve eğim parametresi, sırasıyla, α_0 ve β_0 ; birinci ve ikinci yapısal kırılmaların sabit terimde meydana getirdiği değişim, sırasıyla, α_1 ve α_2 ; birinci ve ikinci yapısal kırılmaların eğim parametresinde meydana getirdiği etki, sırasıyla, β_1 ve β_2 ile ifade edilmektedir. Eşitlikte D_{1t} ve D_{2t} ; yapısal kırılmaların/değişimlerin etkilerini modele dâhil eden kukla değişkenler aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır:

$$D_{1t} = \begin{cases} 0, & \text{eğer } t \leq [n\tau_1] \\ 1, & \text{eğer } t > [n\tau_1] \end{cases} \text{ ve } D_{2t} = \begin{cases} 0, & \text{eğer } t \leq [n\tau_2] \\ 1, & \text{eğer } t > [n\tau_2] \end{cases} \quad (18)$$

Hatemi-J (2008) testinde değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığını gösteren temel hipotezi sınamak için ADF^* , Z_α ve Z_t test istatistiklerinden faydalanılmaktadır. Bahsedilen bu test istatistikleri kullanılarak Model 2 (C) seviyede kayma, Model 3 (C/T) seviyede ve eğimde kayma ve Model 4 (C/S) rejim değişimi (kayması) modelleri tahmin edilmektedir. (Hatemi-J, 2008, s. 500) test istatistiklerini aşağıdaki şekilde tanımlamaktadır:

$$ADF^* = \inf_{(\tau_1, \tau_2) \in T} ADF(\tau_1, \tau_2) \quad (19)$$

$$Z_t^* = \inf_{(\tau_1, \tau_2) \in T} Z_t(\tau_1, \tau_2) \quad (20)$$

$$Z_\alpha^* = \inf_{(\tau_1, \tau_2) \in T} Z_\alpha(\tau_1, \tau_2) \quad (21)$$

Eşitlik (19), (20) ve (21)'de hesaplanan test istatistikleri için kritik değerler Hatemi-J (2008) Tablo 1'de yer almaktadır.

Uzun dönemli ilişkilerin belirlenmesinde yapısal kırılmaları dikkate alan testler Gregory and Hansen (1996), Hatemi-J (2008) ve Maki (2012), eşbütünleşme analizinde belirli sayıda keskin kırılmaya odaklanmaktadır. Dolayısıyla, tahmini yapısal kırılma tarihi ve kırılma formunun şekli, söz konusu testlerin performansları açısından oldukça önemlidir. Tsong vd. (2016), Fourier fonksiyonlarını kullanarak kırılmaların sayısı ve formuna bakılmaksızın etkili bulgular sağlayan bir eşbütünleşme testi geliştirmişlerdir. Önerilen bu testin temel hipotezi eşbütünleşme ilişkisinin varlığı üzerine kurulmuştur. Tsong vd. (2016, s. 1087-1088) tarafından önerilen Fourier eşbütünleşme testinde ilk olarak eşitlik (22) dikkate alınmaktadır:

$$y_t = d_t + x_t'\beta + \eta_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (22)$$

Burada, $\eta_t = \gamma_t + v_{1t}$, $\gamma_t = \gamma_{t-1} + u_t$, $\gamma_0 = 0$ ve $x_t = x_{t-1} + v_{2t}$. Hata terimi olan u_t , sıfır ortalama ve varyansla σ_u^2 bağımsız dağılmış bir değişkendir. Bu nedenle γ_t sıfır ortalamaya sahip rassal yürüyüş sürecini ifade etmektedir. Eşitlik (22)'de yer alan deterministik bileşen d_t aşağıdaki gibi varsayılmaktadır:

$$d_t = \sum_{i=0}^m \delta_i t^i + f_t \quad (23)$$

Burada $m = 0$ ya da $m = 1$ serilerin trend içerip içermeme durumudur. f_t ise Fourier fonksiyonu olup aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$f_t = \alpha_k \sin\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) + \beta_k \cos\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) \quad (24)$$

Burada k , t ve T , sırasıyla, Fourier frekans değerini, trendi ve gözlem sayısını temsil etmektedir. Eşbütünleşmenin temel hipotezi aşağıdaki şekilde tanımlanmaktadır:

$$H_0: \sigma_u^2 = 0$$

$$H_1: \sigma_u^2 > 0$$

Eşbütünleşmenin temel hipotezini (H_0) test etmek için kullanılan model ve eşbütünleşme test istatistiği aşağıdaki eşitliklerde [(25) ve (26)] verilmektedir: (Tsong vd., 2016, s. 1089):

$$y_t = \sum_{i=0}^m \delta_i t^i + \alpha_k \sin\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) + \beta_k \cos\left(\frac{2k\pi t}{T}\right) + x_t' \beta + v_{1t} \quad (25)$$

$$CI_f^m = T^{-2} \hat{\omega}_{\wedge 1}^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 \quad (26)$$

Burada; $S_t = \sum_{t=1}^T \hat{v}_{1t}$, (26) numaralı eşitlikten elde edilen OLS kalıntılarının kısmi toplamını, $\hat{\omega}_{\wedge 1}^{-2}$ ise v_{1t} 'nin uzun dönem varyansının tahminicisini ifade etmektedir.

Tablo 4'te ARDL sınır testi, Hatemi-J (2008) yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi, Fourier eşbütünleşme testi sonuçları ile DOLS uzun dönem katsayıları verilmektedir.

ARDL sınır testi sonuçlarına göre, F-istatistiği kritik alt sınır değerlerinden küçük olduğu için sıfır hipotezi (H_0) reddedilememekte ve incelenen değişkenler arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisi olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Hatemi-J (2008) yapısal kırılmalı eşbütünleşme test sonuçlarına bakıldığında; ADF^* , Z_α ve Z_t test istatistikleri kritik tablo değerlerinden küçük olduğundan, iki yapısal kırılmalarla birlikte seriler arasında bir eşbütünleşme ilişkisi bulunmadığına dair sıfır hipotezi (H_0) reddedilememekte ve Hatemi-J (2008) eşbütünleşme testi sonuçları, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olmadığını işaret etmektedir. Fourier eşbütünleşme test sonuçları incelendiğinde; CI_f^m değerinin kritik değerin altında olduğu ve %5 seviyesinde test istatistiğinin anlamlı olduğu görülmektedir. Bu sonuç, lnSinai ile lnRedk serileri arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığına işaret etmektedir.

Tablo 5: Eşbütünleşme Testleri Sonuçları^a ve Uzun Dönem Katsayıları

Panel A: ARDL Eşbütünleşme Testi			
Panel A1: Sınır Testi Sonuçları			
F istatistiği: 0,414			
Panel A2: Kritik Değerler			
Anlamlılık	%1	%5	%10
Alt Sınır	6,84	4,94	4,04
Üst Sınır	7,84	5,73	4,78
Panel B: Hatemi-J (2008) Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Testi			
Panel B1: Eşbütünleşme Test Sonuçları ^b			
	ADF* istatistiği	Phillips (Z_t) istatistiği	Phillips (Z_α) istatistiği
Hatemi-J (C)	-4,245	-4,100	-30,996
TB1	(2009-09)	(2010-03)	(2010-03)
TB2	(2011-08)	(2012-04)	(2012-04)
Hatemi-J (C/T)	-4,622	-4,152	-33,360
TB1	(2008-02)	(2008-03)	(2008-03)
TB2	(2012-01)	(2012-01)	(2012-01)
Hatemi-J (C/S)	-4,557	-4,690	-39,528

TB1	(2007-05)	(2007-04)	(2007-04)
TB2	(2007-07)	(2007-07)	(2007-07)
Panel B2: Kritik Değerler ^a			
Anlamlılık	%1	%5	%10
ADF*, Z_t	-6,503	-6,015	-5,653
Z_α	-90,794	-76,003	-52,232
Panel C: Tsong vd. (2016) Fourier Yaklaşımına Dayalı Eşbütünleşme Testi			
Panel C1: Eşbütünleşme Test Sonuçları			
Frekans	Min. SSR	Test İstatistiği	F-İstatistiği
1	7,427	0,114	11,833 ^c
Panel C2: DOLS Uzun Dönem Katsayılar			
Değişken	Katsayı	Standart Sapma	t-İstatistiği
LnRedk	-4,316 ^c	0,575	-7,511

Not: ^a Eşbütünleşme testleri için kritik değerler Pesaran vd. (2001, s. 300), Hatemi-J (2008, s. 501), Tsong vd. (2016, s. 1091)'den elde edilmiştir. ^b; kırılma tarihleri parantez içerisinde gösterilmiştir. ^c; %1 düzeyinde istatistiksel anlamlılığı ifade etmektedir. TB1 ve TB2, sırasıyla, birinci ve ikinci kırılma zamanını göstermektedir.

Son olarak, eşbütünleşik olan serilerin birbirlerini hangi yönde ve ne oranda etkilediklerini belirlemek amacıyla uzun dönem katsayı tahmini için DOLS yöntemi kullanılmaktadır. DOLS sonuçlarına göre; reel efektif döviz kurunun BİST Sınai endeksi üzerinde istatistiksel olarak anlamlı etkiye sahip olduğu görülmektedir. Reel efektif döviz kurunun uzun dönemli katsayısı -4,316 olup; istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlı ve negatif yönlüdür.

4. Sonuç

Bu çalışmada 2005:01-2019:12 döneminde BİST Sınai Endeksi ile reel efektif döviz kuru arasındaki uzun dönemli denge ilişkisinin varlığı Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif (ARDL) sınır testi, yapısal değişimleri dikkate alan iki yapısal kırılmalı Hatemi-J (2008) eşbütünleşme testi ve Tsong vd. (2016) tarafından önerilen Fourier eşbütünleşme testi ile sınanmakta ve elde edilen bulgular karşılaştırılmaktadır. Analizin ilk aşamasında, serilerin durağanlık düzeyleri geleneksel birim kök testlerinden olan Artırılmış Dickey-Fuller (ADF) testi ve iki içsel kırılmaya izin veren Narayan ve Popp (2010) birim kök testi ile sınanmaktadır. Bu testlerin yanı sıra, serilerin durağanlık düzeyleri, kırılma sayılarına ve kırılma biçimlerine, diğer bir ifadeyle kırılmaların keskin ya da kademeli olup olmadıklarına bakılmaksızın etkili bulgular sunabilen Fourier ADF birim kök testi ile de sınanmaktadır. Birim kök sınamasında serilerin bütünleşme dereceleri $I(1)$ olarak belirlenmiş olup; seriler arasındaki uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisi ARDL sınır testi ve iki yapısal kırılmaya izin veren Hatemi-J (2008) eşbütünleşme testi ile sınanmıştır. Her iki test sonucunda da BİST Sınai Endeksi ile reel efektif döviz kuru arasında eşbütünleşme ilişkisine rastlanılmamıştır. Bunun üzerine, söz konusu değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi son dönemlerde ampirik çalışmalarda sıkça tercih edilen ve bilinmeyen formda ve sayıda yapısal kırılmaları dikkate alan Fourier eşbütünleşme testi ile sınanmıştır. Fourier eşbütünleşme testi sonucuna göre; BİST Sınai Endeksi ile reel efektif döviz kuru arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir. Son olarak, eşbütünleşik olan serilerin birbirlerini hangi yönde ve ne oranda etkilediklerini tespit etmek amacıyla Dinamik En Küçük Kareler (DOLS) Yöntemi ile uzun dönem katsayı tahminlemesi yapılmıştır. Elde edilen sonuçlar, reel efektif döviz kurunun BİST Sınai endeksini uzun dönemde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif bir biçimde etkilediğini göstermektedir.

Bilindiği üzere, nominal efektif döviz kuru, belirli bir kriter gözetilerek seçilmiş çift taraflı nominal kurların uygun bir ağırlıklandırma yöntemi kullanılarak elde edilmiş ortalaması iken, reel efektif döviz kuru, nominal efektif döviz kurunun ülkeler arasındaki görelî fiyat ya da maliyet farklarıyla düzeltilmiş halidir. Reel efektif döviz kuru, ülkeler arasındaki görelî fiyat veya maliyet gelişimi hakkında bilgi içermesinden dolayı, ekonomilerin rekabet güçlerinin değerlendirilmesinde kullanılan temel makroekonomik göstergelerden biridir. Ayrıca, reel efektif döviz kuru Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın döviz piyasasına yönelik müdahalelerinin temel belirleyicisidir.

Reel ekonomi boyutunda değerlendirildiğinde, Edwards (1988) "Gelişmekte Olan Ülkelerde Döviz Kuru Sapması (Exchange Rate Misalignment in Developing Countries)" isimli raporunda, reel efektif döviz kurunu ticarete konu olmayan ve olan malların görelî fiyatı olarak tanımlamaktadır. Bu bağlamda, reel efektif döviz kuru, ticarete konu olan malların yurt içindeki üretilme maliyetlerini göstermekte ve reel efektif döviz kuru arttığında ticarete konu olan malların yurtiçi üretim maliyetleri de görelî olarak artmaktadır. Daha genel bir biçimde ifade etmek gerekirse, reel efektif döviz kurunun değeri, ülkenin uluslararası rekabet gücünün azaldığının bir göstergesidir.

Çalışmadan elde edilen ampirik bulgular, Türkiye'de 2005:01-2019:12 döneminde reel efektif döviz kurunda meydana gelen artışın, hisse senetleri Borsa İstanbul'da işlem gören sanayi firmalarının piyasa değerini olumsuz yönde etkilediğini göstermektedir. Söz konusu ampirik bulgu teoriyle de uyumludur. Reel efektif döviz kurunun artması Türk Lirası'nın değeri, buna bağlı olarak da ticarete konu olan malların yurt içindeki üretim maliyetlerinin görelî olarak artması anlamına da geldiğinden, bu durumun -özellikle- üretim firmalarının içinde yer aldığı BİST Sınai Endeksi'ni olumsuz yönde etkilemesi kaçınılmazdır. Ayrıca, TL'nin değeri, yerli üretim malların yabancı mallar cinsinden fiyatlarını artıracığından, firmaların gerek ulusal gerekse de uluslararası rekabet güçleri azalmakta ve bu durumun piyasaya olumsuz yansıması hisse senedi fiyatlarının düşmesi şeklinde olmaktadır.

Çalışmadan elde edilen bulgular, hissedarlar, firma yöneticileri ve potansiyel yatırımcılar açısından da oldukça önem arz etmektedir. Söz konusu taraflar, farklı yatırım ufuklarını da dikkate alarak, reel efektif döviz kurunda meydana gelmesi muhtemel dalgalanmaların hisse senedi piyasaları üzerindeki etkilerini sürekli olarak göz önünde bulundurmak zorundadırlar.

Kaynakça

- Aggarwal, R. (1981). "Exchange Rates and Stock Prices - A Study of US Capital Market under Floating Exchange Rates", *Akron Business and Economic*, 12, 7-12.
- Akel, V. ve Gazel, S. (2014). "Döviz Kurları İle BİST Sanayi Endeksi Arasındaki Eşbütünlüşme İlişkisi: Bir ARDL Sınır Testi Yaklaşımı", *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 44, 23-41.
- Altunöz, U. (2016). "Döviz Kuru ile Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki İlişkinin Ampirik Analizi: Gelişen Ülkeler Örneği", *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 663-671.
- Altunöz, U. (2020). "Türkiye'de Hisse Senedi Getirileri İle Döviz Kuru Arasındaki İlişkinin Ampirik Analizi", *Bankacılar Dergisi*, 31 (112), 84-104.
- Aydın, M. (2017). "Gelişmekte Olan Ülkelerde Borsa ile Döviz Kurları Arasındaki İlişki: Simetrik ve Asimetrik Nedensellik Analizi", *Ekonometri ve İstatistik*, 27, 1-15.
- Ayvaz, Ö. (2006). "Döviz Kuru ve Hisse Senetleri Fiyatları Arasındaki Nedensellik İlişkisi", *İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 8(2), 1-14.
- Bahmani-Oskooee, M. and Saha, S. (2016). "Do Exchange Rate Changes Have Symmetric or Asymmetric Effects on Stock Prices?" *Global Finance Journal*, 31, 57-72.
- Bahmani-Oskooee, M. ve Sohrabian, A. (1992). "Stock Prices and the Effective Exchange Rate of the Dollar", *Applied Economics*, 24(4), 459-464.

- Belen, M. ve Karamelikli, H. (2016). "Türkiye’de Hisse Senedi Getirileri ile Döviz Kuru Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: ARDL Yaklaşımı", *İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, 45(1), 34-42.
- Delgado, N. A. B., Delgado, B. E. and Saucedo, E. (2018). "The Relationship between Oil Prices, the Stock Market and the Exchange Rate: Evidence from Mexico", *North American Journal of Economics and Finance*, 45, 266-275.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427.
- Edwards, S. (1988). "Exchange Rate Misalignment in Developing Countries", World Bank Occasional Papers, Number 2, New Series, The John Hopkins University Press, Baltimore and London.
- Elmas, B. ve Esen, Ö. (2011). "Hisse Senedi Fiyatları ile Döviz Kuru Arasındaki Dinamik İlişkinin Belirlenmesi: Farklı Ülke Piyasaları İçin Bir Araştırma", *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 52, 153-170.
- Enders, W. and Lee, J. (2012). "The Flexible Fourier Form and Dickey-Fuller Type Unit Root Tests", *Economics Letters*, 117(1), 196-199.
- Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987). "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Applied Econometrics*, 39(3), 107-135.
- Esenyel, N. M. (2017). Türkiye’de Enerji Yakınsama Hipotezinin Sınanması: Yapısal Kırılmalı Birim Kök Analizi. *Sosyal Bilimler Araştırma Dergisi*, 6(3), 42-52.
- Eyüboğlu, S. ve Eyüboğlu, K. (2018). "Borsa İstanbul Sektör Endeksleri İle Döviz Kurları Arasındaki İlişkilerin İncelenmesi: ARDL Modeli", *Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 11(1), 8-28.
- Franck, P. and Young, A. (1972). "Stock Price Reaction of Multinational Firms to Exchange Realignments", *Financial Management*, 1(3), 66-73.
- Ghazali, M. F., Ismail, W., Yaso, M. R. and Lujuni, N. (2008). "Bivariate Causality Between Exchange Rates and Stock Prices in Malaysia", *Business and Finance ESEARCH*, 2(1), 53-59.
- Giovannini, A. and Jorion, P. (1987). "Interest Rates and Risk Premia in the Stock Market and in the Foreign Exchange Market", *Journal of International Money and Finance*, 6(1), 107-123.
- Göktaş, P., Pekmezci, A. ve Bozkurt, K. (2018). Ekonometrik Serilerde Uzun Dönem Eşbütnleşme ve Kısa Dönem Nedensellik İlişkileri (Eviews ve Stata Uygulamaları). Ankara: Gazi Kitabevi.
- Granger, C. W. J., Huang, B.-N., Yang, C. W. and Org, E. (1998). "A Bivariate Causality between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Recent Asia Flu", *UCSD Economics Discussion Paper*, 98-09.
- Granger, C. W. J., Huangb, B. N. and Yang, C. W. (2000). "A Bivariate Causality between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Recent Asian Flu", *Quarterly Review of Economics and Finance*, 40(3), 337-354.
- Gregory, A. W. and Hansen, B. E. (1996). "Residual-Based Tests For Cointegration In Models With Regime Shifts", *Journal of Econometrics*, 70(1), 99-126.
- Hatemi-J, A. (2008). "Tests for Cointegration with Two Unknown Regime Shifts with an Application to Financial Market Integration", *Empirical Economics*, 35(3), 497-505.
- Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.

- Johansen, S. and Juselius, K. (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - With Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
- 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.
- Kassouri, Y. and Altıntaş, H. (2020). "Threshold Cointegration, Nonlinearity, and Frequency Domain Causality Relationship between Stock Price and Turkish Lira", *Research in International Business and Finance*, 52, 1-18.
- Kıran, B. (2009). "Türkiye’de Döviz Kuru ve Hisse Senedi Fiyatlarının Sınır Testi Analizi", *İktisat İşletme ve Finans*, 24(275), 66-88.
- Kutlar, A. (2019). *Stata ile Çok Denklemlili Zaman Serileri* (1. Baskı.). İzmit-Kocaeli: Umuttepe Yayınları.
- Lean, H. H., Narayan, P. and Smyth, R. (2011). "Exchange Rate and Stock Price Interaction in Major Asian mMarkets: Evidence for Individual Countries and Panels Allowing for Structural Breaks", *Singapore Economic Review*, 56(2), 255-277.
- Narayan, P. K. and Popp, S. (2010). "A New Unit Root Test With Two Structural Breaks In Level And Slope At Unknown Time", *Journal of Applied Statistics*, 37(9), 1425-1438.
- Nieh, C. C. and Lee, C. F. (2001). "Dynamic Relationship between Stock Prices and Exchange Rates for G-7 Countries", *Quarterly Review of Economics and Finance*, 41(4), 477-490.
- Pekkaya, M. ve Bayramoğlu, M. F. (2008). "Hisse Senedi Fiyatları ve Döviz Kuru Arasındaki Nedensellik İlişkisi: YTL/USD, İMKB 100 ve S&P 500 Üzerine Bir Uygulama", *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 38, 163-176.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R. J. (2001). "Bounds Testing Approaches To The Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Savaş, İ. ve Can, İ. (2011). "Euro - Dolar Paritesi ve Reel Döviz Kuru’nun İMKB 100 Endeksi’ne Etkisi", *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 6(1), 323-339.
- Saygılı, H., Saygılı, M. ve Yılmaz, G. (2010). "Türkiye İçin Yeni Reel Efektif Döviz Kuru Endeksleri", *Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Çalışma Tebliği*, 10(12).
- Soenen, L. A. and Hennigar, E. S. (1988). "An Analysis of Exchange Rates, and Stock Prices: The US Experience between 1980 and 1986", *Akron Business and Economic Review*, 19, 7-16.
- Stock, J. H. and Watson, M. W. (1993). "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems", *Econometrica*, 61(4), 783-820.
- Tsong, C. C., Lee, C. F., Tsai, L. J. and Hu, T. C. (2016). "The Fourier Approximation and Testing For The Null of Cointegration", *Empirical Economics*, 51(3), 1085-1113.
- Yang, S.-Y. and Doong, S.-C. (2004). "Price and Volatility Spillovers between Stock Prices and Exchange Rates: Empirical Evidence from the G-7 Countries", *International Journal of Business and Economics*, 3(2), 139-153.
- Zhao, H. (2010). "Dynamic Relationship between Exchange Rate and Stock Price: Evidence from China", *Research in International Business and Finance*, 24(2), 103-112.

Research Article

Döviz Kurunun Borsa İstanbul Sanayi Endeksi Üzerindeki Etkisi: Yapısal Kırılmaları Modellemede Farklı Yaklaşımlar Kullanan Eşbütünleşme Testlerinden Bulgular

The Effect of Exchange Rate on Borsa Istanbul Industrial Index: Evidence from Cointegration Tests with Different Approaches to Model Structural Breaks

Yüksel İLTAŞ Dr. Öğr. Üyesi., Kırşehir Ahi Evran Üniversitesi, İ.İ.B.F, İşletme Bölümü, Kırşehir, Türkiye yiltas@ahievran.edu.tr https://orcid.org/0000-0001-8853-838X	Kartal DEMİRGÜNEŞ Doç. Dr., Kırşehir Ahi Evran Üniversitesi, İ.İ.B.F, İşletme Bölümü, Kırşehir, Türkiye kartal.demirgunes@ahievran.edu.tr https://orcid.org/0000-0002-6305-0967
--	---

Extensive Summary

Introduction

As a consequence of globalization, financial integration and rapid technological developments, countries have gained opportunity to develop business operations and commercial activities with other countries. Along with the evolving trade between countries, the interaction between financial markets and access to the exchange markets has accelerated.

With the lifting the barriers of international trade and a significant increase in world trade volume, foreign trade of countries has become very sensitive to changes in nominal and real effective exchange rates. As known, the real effective exchange rate is the weighted average of a country's currency in relation to an index or basket of other major currencies. The weights are determined by comparing the relative trade balance of a country's currency against each country within the index. The real effective exchange rate in Turkey is calculated by the Central Bank of the Republic of Turkey. An increase in the real effective exchange rate implies that exports become more expensive and imports become cheaper; therefore, an increase indicates a rise in the value of local currency (in Turkey in terms of Turkish Lira) and a loss in trade competitiveness. The value of local currency plays a vital role in determining input prices and financing costs, as it will also lead an increase in domestic product prices relative to import products. As a result of this price increase in domestic products, the competitive power of companies and industries will reduce, and the stock prices of such companies and price indexes of such industries will eventually fall.

This paper aims to analyze the possible relationship between Borsa İstanbul (BIST) Industrial Index and currency exchange rate by various cointegration tests using different approaches in modelling structural break(s), covering 2005:01-2019:12.

Methodology

This study tests the stationarity of series are by Augmented Dickey-Fuller (1979; 1981) unit root test, Narayan and Popp (2010) unit root test, and Fourier unit root test proposed by Enders and Lee (2012). Besides, the cointegration relationship between the series is tested by Auto-Regressive Distributed Lag (ARDL) bound test, Hatemi-J (2008) cointegration test with two structural breaks and Fourier cointegration test introduced by Tsong et al. (2016). ARDL and Hatemi-J (2008) test results show that there is no long-run pattern of cointegration between Borsa İstanbul Industrial Index and currency exchange rate. However, results of Fourier cointegration test that yields efficient findings irrespective of the number and the form of breaks conclude the existence of cointegration relationship between the variables. Finally, long-run coefficient

estimated by Stock and Watson (1993)'s DOLS methodology posits that currency exchange rate has statistically significant and negative effect on BIST Industrial Index.

Conclusion

Augmented Dickey-Fuller (1979; 1981) unit root test result indicate that the series are not stationary at level; while the series are stationary in first differences. Narayan and Popp (2010) unit root test results as similar findings of ADF test, also confirm that series are stationary in first differences. Besides these tests, a more advanced unit root test proposed by Enders and Lee (2012) named as Fourier unit root test is also employed and these test results also posit the same finding of that series are stationary in first differences.

Following the unit root tests, the cointegration relationship between the series is tested by Auto-Regressive Distributed Lag (ARDL) bound test and Hatemi-J (2008) cointegration test with two structural breaks. Both test results show that there is no long-run pattern of cointegration between Borsa Istanbul Industrial Index and currency exchange rate. Then Fourier cointegration test introduced by Tsong et al. (2016) is also employed to check the validity of the results of the two previous tests employed. Contrary to empirical findings of results of Auto-Regressive Distributed Lag (ARDL) bound test and Hatemi-J (2008) cointegration test with two structural breaks, Fourier cointegration test that yields efficient findings irrespective of the number and the form of breaks concludes that there exists a cointegration relationship between Borsa Istanbul Industrial Index and currency exchange rate.

Empirical findings of the study conclude that in Turkey, for the period of 2005:01-2019:1, the real effective exchange rate has statistically significant and negative effect on BIST Industrial Index. As stated clearly, the increase in real effective exchange rate causes decrease in BIST Industrial Index. This finding fits for the related theory. As stated before; an increase in the real effective exchange rate also indicates a rise in the value of local currency (in Turkey in terms of Turkish Lira) and a loss in trade competitiveness. As the value of local currency plays a vital role in determining input prices and financing costs, it will also lead an increase in domestic product prices relative to import products. As a result of this price increase in domestic products, the competitive power of companies and industries will reduce, and the stock prices of such companies and price indexes of such industries will eventually fall.

This finding is also important for shareholders, firm managers and potential investors. These parties all should evaluate different investment horizons by considering the possible effects of real effective exchange rate on price fluctuations in stock markets.