

PAPER DETAILS

TITLE: DÖVİZ KURLARI İLE BİST SANAYİ ENDEKSİ ARASINDAKİ ESBÜTÜNLESME İLİSKİSİ:
BİR ARDL SINIR TESTİ YAKLASIMI

AUTHORS: Veli AKEL, Sümeyra GAZEL

PAGES: 23-41

ORIGINAL PDF URL: <https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/66588>

DÖVİZ KURLARI İLE BIST SANAYİ ENDEKSİ ARASINDAKİ EŞBÜTÜNLEŞME İLİŞKİSİ: BİR ARDL SINIR TESTİ YAKLAŞIMI

Veli AKEL *

Sümevra GAZEL **

ÖZ

Bu çalışmada, Borsa İstanbul Sanayi Endeksi (SINAI) ile Reel Efektif Döviz Kuru Endeksi (REDKE), Euro/TL Döviz Kuru ve Dolar Endeksi (DXY) arasında kısa ve uzun dönemli denge ilişkilerinin varlığı tespit edilmeye çalışılmıştır. Ocak 2005-Aralık 2013 dönemi arasındaki aylık verilerden hareketle, ARDL Sınır Testi yaklaşımının sonuçlarına göre, SINAI Endeksi ile DXY ve Euro/TL kuru arasında uzun dönemde pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bir ilişki tespit edilmiştir. Hata düzeltme modelinin sonuçlarına göre SINAI endeksi ile diğer tüm değişkenler arasında anlamlı bir ilişki tespit edilmiştir. REDKE ile SINAI endeksi arasındaki ilişkinin yönü pozitif iken DXY ve EURO ile SINAI endeksi arasında ilişkinin yönü negatiftir.

Anahtar Kavramlar: Döviz Kuru, Reel Efektif Döviz Kuru, Dolar Endeksi, BIST Sınai Endeksi.

THE COINTEGRATION LINKAGES BETWEEN EXCHANGE RATES AND BIST INDUSTRIAL INDEX: AN ARDL BOUND TESTING APPROACH

ABSTRACT

In this paper, we investigate existence of long-run and short-run equilibrium relationships among the Borsa İstanbul Industrial Index (SINAI), real effective exchange rate (REER), Dollar Index (DXY) and Euro/Turkish Lira exchange rate in Turkey. Applying ARDL cointegration analysis on monthly data for the 2005:01–2013:12 period, we find that the SINAI Index is positively related to the Dollar Index and Euro/TL exchange rate. But, there is no meaningful relationship between real effective exchange rate and SINAI. The results of vector error correction model reveal that the SINAI is positively related to the real effective exchange rate while SINAI is negatively related to the Dollar Index and Euro/TL exchange rate in a statistically significant way.

Keywords: Exchange Rate, Real Effective Exchange Rate, Dollar Index, BIST Industrial Index.

* Doç. Dr., Erciyes Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü.

** Yrd. Doç. Dr., Bozok Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü.

Makalenin kabul tarihi: Eylül 2014.

GİRİŞ

Günümüzde finansal sistem içerisinde sermaye piyasaları ile para piyasaları arasındaki etkileşimin her geçen gün daha fazla arttığını söylemek mümkündür. Ülkelerin döviz kurları, hisse senedi piyasa endeksi veya diğer makroekonomik değişkenlerde yaşanan dalgalanmalar sermaye hareketleri ve dış ticaret üzerinde önemli etkilere neden olmaktadır. Örneğin, bir ekonomide meydana gelecek bir daralma veya politik, siyasi istikrarsızlıklar hisse senedi piyasalarını olumsuz olarak etkilemekte daha sonra uluslararası kurumsal yatırımcıların sermaye piyasalarından çıkmaya başlamalarına ve dolayısıyla ülkenin döviz kurunda yukarı yönlü bir harekete ve baskıya neden olmaktadır. Kamu otoritesi ise ekonomik büyümeyi canlandırmak, kur üzerindeki bu baskıyı ortadan kaldırmak ve sermaye piyasalarını yatırımcılar açısından cazip bir konuma getirmek durumundadır.

Uluslararası ticaretin önündeki engellerin ortadan kalkması ve finansal entegrasyonlarla birlikte, ülkelerin dış ticareti, nominal ve reel efektif döviz kurunda ortaya çıkan değişimlere karşı oldukça duyarlı bir konuma gelmiştir. Nominal efektif döviz kuru (NEDK), belirli bir kriter gözetilerek seçilmiş çift taraflı nominal kurların uygun bir ağırlıklandırma yöntemi kullanılarak elde edilmiş ortalamasıdır. Reel efektif döviz kuru endeksi (REDKE) ise NEDK'in ülkeler arasındaki göreceli fiyat veya maliyet farklarıyla düzeltilmiş halidir. REDKE, ülkeler arasındaki göreceli fiyat veya maliyet gelişimi hakkında bilgi içermekte ve dolayısıyla ekonomilerin rekabet güçlerinin değerlendirilmesinde kullanılan önemli makroekonomik göstergelerden biri olarak kabul edilmektedir (Saygılı vd., 2010: 2). Reel efektif döviz kurunda meydana gelecek bir artış, TL'nin reel olarak değer kazandığını başka bir ifadeyle Türk mallarının yabancı mallar cinsinden fiyatının arttığını göstermektedir. REDK, ülke ekonomisi ile ülkenin dış rekabet gücünü hakkında daha fazla bilgi içermesi açısından önemli bir göstergedir.

REDKE yükseldiğinde, yurt içi fiyatlar yurt dışı fiyatlara göre daha pahalı hale geleceğinden TL reel olarak değer kazanacaktır. TL'nin yabancı paralar karşısında değer kazanmasıyla hem yurt içi hem de yurt dışındaki yatırımcılar hisse senedi piyasalarına yatırım yapmak isteyeceklerdir. Hisse senetlerine olan talebin artmasıyla birlikte hisse senedi piyasa endeksinde yükselişler olacaktır (Savaş, Can, 2011: 336). Hisse senedi piyasaları bir ülke ekonomisinin barometresi olarak düşünülmektedir. Bundan dolayı makroekonomik değişkenlerle hisse senedi piyasa endeksleri arasındaki ilişkilerin tespit edilmesi, politika yapıcılar ile piyasa katılımcıları açısından oldukça önemlidir. Türk hisse senedi piyasasının önemli bir kısmını sanayi hisseleri oluşturmaktadır. Bu sanayi hisselerinin takip edilmesi amacıyla oluşturulan BIST Sınai Endeksi ise sanayi sektöründe faaliyet gösteren şirketlerin hisse senedi fiyatlarında zaman içinde meydana

gelen toplu değişim hakkında piyasa katılımcılarına fikir vermektedir. BIST Sınai Endeksi 31.12.1990 yılından itibaren baz değeri 32.56 olarak hesaplanmaktadır.

Bu çalışmada, özgün bir yaklaşımla Reel Efektif Döviz Kuru Endeksi, Dolar Endeksi ve Euro/TL kuru ile BIST Sanayi Endeksi arasındaki eşbütünleşme ilişkisi araştırılmıştır. Bu açıdan literatüre katkı sağlayacağı değerlendirilmiştir. Çalışmanın amacı, Türkiye’de Ocak 2005-Aralık 2013 döneminde aylık kapanış verilerinden hareketle, REDKE, Euro/TL Döviz Kuru ve Dolar Endeksi ile BIST Sınai Endeksi arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin olup olmadığını ARDL Sınır Testi yaklaşımını kullanarak test etmek ve değişkenler arasındaki kısa dönem dinamiklerini tespit etmektir. Bu amaç doğrultusunda çalışmanın bundan sonraki kısımlarında literatür üzerinde durulmuş, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı ARDL yöntemi ile araştırılmış ve son olarak kısa ve uzun dönemli analiz sonuçlarına yer verilmiştir.

1. LİTERATÜR

Döviz kurları ile hisse senedi piyasaları arasındaki ilişkiyi araştıran çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Döviz kurlarının hisse senedi fiyatlarını etkilediklerini ve aralarında uzun dönemli bir ilişki olduğunu savunan çalışmalar yanında herhangi bir ilişki olmadığını savunan çalışmalar da bulunmaktadır. Dolayısıyla, bu konuda daha önceden yapılan çalışmalar arasında bir fikir birliğinden söz etmek mümkün değildir.

Döviz kurları ve hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi araştıran öncü çalışmaların ilki Frank ve Young (1972) tarafından yapılmış ve değişkenler arasında anlamlı bir ilişkinin olmadığını tespit etmişlerdir. Daha sonra, Aggarwall (1981), regresyon analizini kullanarak, 1974-1978 döneminde ABD hisse senedi fiyatları ile ABD Doları arasında pozitif yönlü bir ilişkinin olduğunu ve bu ilişkinin uzun dönemden daha çok kısa dönemde daha güçlü bir etkiye sahip olduğunu ortaya koymuştur. Giovannini ve Jorion (1987) ise Amerikan hisse senedi fiyatları ile döviz kurları arasındaki ilişkinin varlığını araştırmış ve Aggarwal (1981)’ın çalışmasıyla benzer sonuçlara ulaşmıştır. Önceki çalışmaların aksine Soenen ve Hennigar (1988), 1980–1986 dönemindeki aylık hisse senedi fiyatlarını ve efektif döviz kurlarını kullanarak, ABD Dolarının değeri ile hisse senedi fiyatları arasında güçlü ve istatistiki olarak anlamlı negatif bir ilişkinin geçerli olduğunu tespit etmişlerdir.

Daha sonraki çalışmalarda ise Engle ve Granger (1987) tarafından önerilen iki aşamalı eşbütünleşme analizi ve Johansen (1988) tarafından önerilen Maksimum Olabilirlik Yöntemine göre döviz kurları ve hisse senedi fiyatları arasındaki uzun dönemli ilişkinin zaman serileri analizi çerçevesinde değerlendirildiği görülmektedir. Bu çalışmaların ilki Bahmani-Oskooee ve Sohrabian (1992)

tarafından yapılmıştır. Bahmani-Oskooee ve Sohrabian (1992), 1973-1988 dönemi için 186 aylık S&P 500 Endeksi ile efektif döviz kurunun gözlem verilerinden hareketle, hisse senedi fiyatları ile döviz kurları arasındaki eşbütünleşme analizi sonuçlarına göre bu iki değişken arasında uzun dönemde herhangi bir ilişkinin olmadığını ancak kısa dönemde çift yönlü bir Granger nedensellik ilişkisinin geçerli olduğu yönünde sonuçlara ulaşmışlardır. Granger, Huang ve Yang (1998), 9 Asya ülkesinin (Hong Kong, Endonezya, Japonya, Güney Kore, Malezya, Filipinler, Singapur, Tayland ve Tayvan) hisse senedi ve döviz kurlarını 1986-1997 dönemindeki günlük verileri kullanarak, Granger Nedensellik testi ve Etki Tepki Analizi ile incelemişlerdir. Japonya ve Tayland hisse senedi piyasaları ile döviz kuru arasında pozitif bir ilişki tespit edilirken, Singapur için herhangi bir ilişki tespit edilememiş, geri kalan ülkeler için de çift yönlü bir nedenselliğe ulaşılmıştır. Nieh ve Lee (2001) ise G7 ülkelerinin sermaye piyasaları ile döviz kurları arasında anlamlı uzun dönemli bir ilişkinin olmadığı yönünde sonuçlara ulaşmışlardır. 2001-2009 yılları arasında, Çin hisse senedi fiyatları ile reel efektif döviz kuru arasındaki dinamik ilişki Zhao (2010) tarafından VAR ve GARCH modelleri kullanılarak araştırılmıştır. Çalışmanın sonucuna göre, reel efektif döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasında herhangi bir eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı tespit edilmiştir. Lin (2012), gelişmekte olan Asya ülkelerinin (Hindistan, Endonezya, Kore, Filipinler, Tayvan ve Tayland) hisse senedi piyasa endeksleri ile döviz kurları arasındaki ilişkiyi, 1986-2010 dönemi için aylık verilerden yararlanarak, ARDL Sınır Testi yöntemiyle analiz etmiştir. Çalışmanın sonuçlarına göre, piyasaların nispi olarak sakin olduğu dönemlerle karşılaştırıldığında, kriz dönemlerinde döviz kuru ve hisse senedi piyasa endeksleri arasındaki ilişkinin daha güçlü olduğu tespit edilmiştir. Dahası kriz dönemlerindeki bu güçlü ilişkinin yönünün sermaye piyasalarından döviz kuruna doğru olduğu belirtilmiştir. Sektörler arasındaki nedensellik ilişkisinin de araştırıldığı çalışmada, bu ilişkinin ihracat odaklı olan sanayi ve teknoloji sektörü açısından çok güçlü olmadığı ve döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkinin asıl belirleyicisinin dış ticaretten daha çok sermaye hareketleri olduğu ifade edilmiştir.

Türkiye’de hisse senedi piyasa endeksleri ile döviz kuru arasındaki ilişkiyi tespit etmek üzere yapılan bazı çalışmalar ise şunlardır: Kasman (2003), BIST 100 Endeksi, Borsa İstanbul sektör endeksleri (finans, sanayi ve hizmet sektör endeksi) ve USD/TL kurunun günlük verilerini dikkate alarak Johansen eşbütünleşme yaklaşımıyla değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını tespit ederken sadece USD/TL kurundan BIST sanayi endeksine doğru bir Granger nedensellik ilişkisinin olduğu yönünde bulgulara ulaşmıştır. Yılmaz, Güngör ve Kaya (2006) ise 1990-2003 döneminde hisse senedi fiyatları ile BIST 100 Endeksi, TÜFE, para arzı, faiz oranı, döviz kuru, dış ticaret dengesi ve sanayi üretim endeksi değişkenleri arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını

Johansen ve Juselius (1990) eşbütünlüşme testi ile incelemişlerdir. BIST 100 Endeksi ile döviz kuru ve M1 paza arzı değişkenleri arasında karşılıklı bir Granger nedenselliği tespit etmişlerdir. Pekkaya ve Bayramoğlu (2008), USD/TL döviz kuru, BIST 100 ve S&P 500 Endeksinin 1990-2007 dönemindeki günlük verilerini kullanarak nedensellik ilişkilerini araştırmışlardır. BIST 100 ve S&P 500 Endekslerinden USD/TL döviz kuruna doğru, ayrıca BIST 100 Endeksi ile USD/TL döviz kuru arasında çift yönlü bir Granger nedensellik ilişkisi olduğunu belirlemişlerdir. Türsoy, Günsel ve Rjoub (2008), 2001-2005 dönemindeki aylık verileri kullanarak 13 makroekonomik değişkenin, BIST Sınai Endeksini oluşturan 174 hisse senedinden elde edilen 11 portföy üzerindeki etkisini Arbitraj Fiyatlama Teorisi çerçevesinde analiz etmişlerdir. Çalışmanın sonuçlarına göre makroekonomik değişkenlerin portföylerin getirisini farklı düzeylerde etkiledikleri ve sanayi hisselerini içeren 6 portföyün özellikle döviz kurundan etkilendikleri tespit edilmiştir. İpekten ve Aksu (2009), Dow Jones Sanayi Endeksi (DJIA), Dolar/TL kuru, faiz oranı ve altın fiyatlarındaki değişimlerin BIST 100 Endeksi üzerindeki kısa ve uzun dönemli etkilerini araştırmışlardır. DJIA'nın hem kısa hem de uzun dönemde Dolar/TL kurunun ise sadece kısa dönemde BIST 100 Endeksi üzerinde istatistiki olarak anlamlı bir etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Aydemir ve Demirhan (2009), 2001-2008 döneminde Borsa İstanbul hizmetler, finans, sanayi ve teknoloji endeksleri ile Dolar/TL kuru arasında bir nedensellik ilişkisinin olup olmadığını araştırmışlardır. Çalışmada döviz kurundan tüm endekslere doğru negatif bir nedenselliğin geçerli olduğunu, hizmetler, finans ve sanayi endekslerinden Dolar/TL kuruna negatif, teknoloji endeksinden Dolar/TL kuruna ise pozitif bir nedensellik olduğu yönünde güçlü delillere ulaşmışlardır. Turan (2011), 1986-2008 dönemi için BIST 100 Endeksi, ABD Doları ve TÜFE arasındaki ilişkiyi Vektör Hata Düzeltme (VEC) yöntemi ve nedensellik testlerinden yararlanılarak analiz etmiştir. BIST 100 Endeksi ile ABD Doları arasında negatif yönlü, BIST 100 Endeksi ile TÜFE arasında ise pozitif yönlü uzun dönemli bir ilişkinin olduğu sonucuna ulaşmıştır. Ayrıca, ABD Dolar kurundan ve TÜFE'den BIST 100 Endeksine doğru Granger nedensellik ilişkisinin geçerli olduğunu tespit etmiştir.

1998-2008 döneminde Reel Efektif Döviz Kuru Endeksi (REDKE) ve Sanayi Üretim Endeksi (SUE) değişkenliğinin Türkiye'nin tekstil ihracatı üzerine etkisini araştırmak üzere Hatırlı ve Önder (2010) tarafından yapılan çalışmada, Johansen ve Juselius (1990) yöntemi kullanılarak, REDKE ile tekstil ve hazır giyim ihracatı arasında bir eşbütünlüşme ilişkisi tespit edilmiştir. Değişkenlerin uzun dönem denge değerine doğru yaklaşma hızını bulmak için öncelikle Hata Düzeltme Modeli (VECM) ve daha sonra ise değişkenler arasındaki ilişkinin yönünü saptamak için Granger Nedensellik testini kullanmışlardır. REDKE'deki belirsizlik artışının tekstil ihracatına negatif etki ettiği ve REDKE'den tekstil ihracatına tek yönlü, SUE ile REDKE arasında ise çift yönlü bir nedensellik

ilişkisinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu çalışmanın diğer bir çarpıcı sonucu da REDKE'deki %1'lik bir belirsizliğin tekstil ihracatını %18.52 azaltmasıdır. Savaş ve Can (2011), 2000-2009 döneminde aylık ortalama kapanış değerlerini kullanarak BIST 100 Endeksi ile Euro-Dolar (EURUSD) Paritesi ve Tüfe bazlı Reel Efektif Döviz Kuru Endeksi (TUFE-REDKE) arasındaki ilişkiyi Çoklu Doğrusal Regresyon ve Granger Nedensellik Testi ile analiz etmişlerdir. Buna göre, EUR/USD Paritesi ve TUFE-REDKE'nin BIST 100 Endeksindeki değişimin % 77,5'ini açıkladığı, hisse senedi piyasa endeksini pozitif yönde etkilediği ve BIST 100 Endeksini etkileyen en önemli değişkenin ise TUFE-REDKE olduğu tespit edilmiştir. Granger nedensellik testi sonuçlarına göre TUFE-REDKE'nin bir ay önceki değerindeki değişikliğin BIST 100 Endeksini etkilemediği, ancak BIST 100 Endeksindeki bir değişimin TUFE-REDKE'nin bir ay önceki değerini etkilediği tespit edilmiştir.

Döviz kurları ve hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi inceleyen ve çalışmanın kapsamına giren bazı çalışmaların sonuçları genel olarak değerlendirildiğinde, bu konuda tam bir görüş birliğinden söz etmek mümkün değildir. Böylece bir sonucun temel nedenleri, seçilen ülke veya ülkeler, analiz yöntemi, veri seti ve incelenen dönem farklılıkları olabilir.

Literatürde BIST Sanayi Endeksinin diğer değişkenlerle ilişkisini, etkileşimini ölçmeye çalışan çok sayıda çalışma bulunmakla beraber Reel Efektif Döviz Kuru Endeksi ve Dolar Endeksi ile ilişkisini irdeleyen bir çalışmaya rastlanamamıştır. Bundan dolayı bu çalışmada özgün bir yaklaşımla Reel Efektif Döviz Kuru Endeksi, Dolar Endeksi ve Euro/TL kuru ile BIST Sanayi Endeksi arasındaki eşbütünleşme ilişkisi değişkenlerin *aylık* logaritmik verileri kullanılarak ARDL Sınır Testi yaklaşımıyla incelenmeye çalışılmıştır.

II. VERİ SETİ

Çalışmada kullanılan değişkenlere ilişkin bilgiler aşağıdaki tabloda gösterilmiştir.

Tablo 1: Çalışmada Kullanılan Değişkenler

Kodu	Açıklama	Dönemi	Kaynak
SINAI	BIST Sınai Endeksi	2005-2013	Matriks
REDKE	ÜFE Bazlı Reel Efektif Döviz Kuru Endeksi	2005-2013	TCMB
DXY	Dolar Endeksi	2005-2013	Matriks
EURO	Euro/TL Döviz Kuru	2005-2013	Matriks

Tablo 1'de verilen değişkenlerin Ocak 2005- Aralık 2013 arasındaki toplam 108 aylık kapanış verileri analiz kapsamında değerlendirilmiştir. BIST Sınai

Endeksi, Dolar Endeksi ve Euro/TL Döviz Kuru'na ait aylık kapanış verileri veri sağlayıcı bir kurum olan Matriks Bilgi Dağıtım Hizmetleri A.Ş.'den, REDKE'ye ait veriler de Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası veri tabanından derlenmiştir. Çalışmada kullanılan bu değişkenlerin seçim nedenleri hakkında kısa bilgi vermek yerinde olacaktır.

TCMB tarafından hesaplanan reel efektif döviz kuru endeksleri, Türkiye'nin fiyat düzeyinin Türkiye'nin dış ticaretinde önemli paya sahip ülkelerin fiyat düzeylerine oranının ağırlıklı geometrik ortalaması alınarak hesaplanmaktadır. REDKE hesaplaması NEDK üzerinden TÜFE, ÜFE ve birim işgücü maliyetleri dikkate alınarak üç farklı biçimde hesaplanmaktadır. Bu çalışmada tahmin edilecek değişken SINAI endeksi olduğu için ÜFE bazlı REDKE'nin seçilmesinin uygun olacağı düşünülmüştür. REDKE yükseldiğinde, iç fiyatlar dış fiyatlara göre daha pahalı hale geleceğinden TL yabancı para birimleri karşısında reel olarak değer kazanacaktır. TL'nin değer kazanmasıyla hem yurt içi hem de yurt dışındaki yatırımcılar sermaye piyasasına yatırım yapmaya yöneleceklerdir. Sermaye piyasasına talebinin artmasıyla birlikte hisse senedi piyasa endeksi de yükselecektir.

Daha önceki çalışmalarda Dolar/TL kuru ile borsa endeksi arasındaki denge ilişkileri etraflıca araştırıldığı için bu çalışmada farklı bir yaklaşımla DXY ve EURO değişkenleri seçilmiştir. DXY ve EURO kurunun seçilmesinde diğer önemli gerekçe ise Türkiye'nin 2005-2013 döneminde toplam dış ticaret hacminin döviz türlerine göre dağılımını gösteren Tablo 2'deki verilerdir.

Tablo 2: Türkiye'nin Dış Ticaretinin Döviz Türlerine Göre Dağılımı (2005-2013)

[illegible]

İsveç Kronu	0,4	0,2	0,2	0,1	0,1	0,0	0,0	0,1	0,0
İsviçre Frankı	1,0	0,8	0,7	0,6	0,6	0,7	0,6	0,5	0,3
DXY Sepeti	99,5	99,2	98,6	98,3	97,1	96,8	96,8	95,9	95,4

Kaynak: Türkiye İstatistik Kurumu (<http://www.tuik.gov.tr>)

Tablo 2’den görüleceği üzere, 2005-2013 döneminde Türkiye’nin ihracatının neredeyse yarısı, ithalatının da neredeyse üçte biri Euro üzerinden gerçekleşmiştir. Türkiye’nin dış ticaretinde böylesine önemli bir yer tutan Euro/TL kurunun analize dâhil edilmesinin uygun olacağı değerlendirilmiştir.

Dolar Endeksi ise ABD Dolarının; Euro (%57.6), Japon Yeni (%13.6), İngiliz Poundu (%11.9), Kanada Doları (%9.1), İsveç Kronu (%4.2) ve İsviçre Frangından (%3.6) oluşan bir kur sepetine karşı değerini gösteren bir endekstir. 6 para biriminin sepet içindeki ağırlığı parantez içerisinde verilmiştir. DXY’nin yükselmesi, USD’nin sepeti oluşturan 6 para birimi karşısında değer kazandığı tersi durumda ise değer kaybettiği anlamına gelmektedir. Yine Tablo 2 incelendiğinde, Türkiye’nin dış ticaretinin neredeyse tamamına yakını DXY kapsamında yer alan dövizler üzerinden yapıldığı görülmektedir. Bu çalışmada, BIST Sanayi Endeksi’nin DXY’deki değişimlerden nasıl etkilendiğini görmek için DXY değişkeni de modele dâhil edilmiştir.

Çalışmada, (1) nolu eşitlikte verilen doğrusal bir tahmin denklemi oluşturulmuştur.

$$\ln SINAI = \beta_0 + \beta_1 \ln REDKE + \beta_2 \ln DXY + \beta_3 \ln EURO + \varepsilon_i \quad (1)$$

Doğrusal tahmin denkleminde yer alan değişkenlerin doğal logaritmaları alınarak hesaplamalar yapılmıştır.

III. EKONOMETRİK YÖNTEM

Eşbütünleşme testleri değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin incelenmesinde kullanılmaktadır. Literatürde sıklıkla kullanılan Engle-Granger (1987), Johansen (1988) gibi eşbütünleşme testleri seviyelerinde durağan olmadığı tespit edilen iki değişkenin durağan bir bileşiminin olabileceğini ifade etmektedir. Bu testler, değişkenlerin aynı dereceden bütünleşik olmasını gerektirmektedir. Ancak, uygulamada önemli engel taşıyan bu kısıt Peseran vd. (2001) tarafından önerilen ve farklı dereceden bütünleşik değişkenler arasındaki ilişkinin ortaya konmasına olanak sağlayan ARDL yaklaşımı ile giderilmiştir. Literatürde ARDL modelinin çeşitli avantajlarından bahsedilmektedir. Bu avantajlardan biri modelde kullanılacak değişkenlerin düzeyde durağan I(0) ya da birinci farkta durağan I(1) olmasının sınır testini uygulamaya engel olmamasıdır. Bu modelin diğer bir avantajı da kısıtsız hata düzeltme modelini kullandığından klasik eş bütünleşme testlerine göre istatistiksel olarak daha güvenilir sonuçlar

verebilmesidir. Hata düzeltme modelinin en önemli özelliği ise değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönem dinamikleri hakkında bilgi içermesidir.

Sınır testi değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olup olmadığını ortaya koymaktadır. Sınır testi uygulanıp test istatistiği üst kritik sınırı geçtiğinde kısa ve uzun dönem katsayıları tahmin edilebilmektedir. ARDL sınır testi yaklaşımı için kısıtsız hata düzeltme modeli (UECM) (2) nolu eşitlikte gösterilmiştir.

$$\Delta \ln SINAI = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta \ln SINAI_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{2i} \Delta \ln REDKE_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{3i} \Delta \ln DXY_{t-i} + \sum_{i=0}^r \beta_{4i} \Delta \ln EURO_{t-i} + \delta_1 \ln SINAI_{t-1} + \delta_2 \ln REDKE_{t-1} + \delta_3 \ln DXY_{t-1} + \delta_4 \ln EURO_{t-1} + \varepsilon_i \quad (2)$$

Yukarıdaki eşitlikte $\alpha, \Delta, \varepsilon_i$ sırasıyla, sabit terim, fark operatörü ve hata terimini ifade etmektedir. (2) nolu eşitlikteki regresyon denklemi tahmin edildikten sonra uzun dönemli bir ilişkinin tespiti Wald testi (F istatistiği) ile gerçekleştirilir. Bu teste ilişkin hipotezler ise aşağıdaki gibidir:

$$H_0: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0 \text{ (Eşbütünleşme yoktur)}$$

$$H_1: \delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq \delta_4 \neq 0 \text{ (Eşbütünleşme vardır)}$$

Hesaplanan F istatistiği, Pesaran Shin ve Smith'in (2001) çalışmalarında asimptotik olarak türetilen anlamlılık düzeyleri ile karşılaştırılır. Bu çalışmada değişkenlerin tamamen I(0) ve I(1) olma durumlarına göre alt ve üst değerler verilmiştir. Eğer hesaplanan F istatistiği alt sınırdan küçük ise bu durumda sıfır hipotezi reddedilemeyecek ve eşbütünleşmenin olmadığı kanısına varılacaktır. Diğer bir durum ise hesaplanan F istatistik değerinin kritik değerlerin üst sınırından daha büyük olmasıdır ki bu durumda değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin olmadığını ifade eden sıfır hipotezi *reddedilecektir*. Eğer hesaplanan F istatistik değeri alt ve üst kritik değer arasında kalırsa, başka bir ifade ile kararsızlık bölgesine düşerse, bu durumda eşbütünleşmenin olup olmadığına dair bir yorum yapılamayacaktır. Böyle bir durumda, eşbütünleşme için hata terimlerinin kullanılması, değişkenlerin durağanlık derecelerine göre başka eşbütünleşme testlerinin uygulanması önerilmektedir. Eğer sınır testi ile değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edilmişse sonraki aşamada uzun dönem katsayılarının tahminine geçilir.

Bu çalışma için (1) nolu eşitlik dikkate alındığında uzun dönem katsayıları tahmin etmek amacıyla (3) nolu eşitlikte yer alan ARDL(m, n, p, r) modeli oluşturulmuştur.

$$\ln SINAI = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \ln SINAI_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \ln REDKE_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{3i} \ln DXY_{t-i} + \sum_{i=0}^r \alpha_{4i} \ln EURO_{t-i} + \varepsilon_i \quad (3)$$

Uzun dönemli ilişkiye dair katsayılar belirlendikten sonra modelin diagnostik testlerine bakılır ve modelin uygun olup olmadığına karar verilir. Ayrıca ARDL modelindeki değişkenlerin istikrarı için CUSUM ve CUSUMSQ testlerinden yararlanılabilir. Değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişkilerin belirlenmesinde ARDL'ye dayanan aşağıdaki gibi bir hata düzeltme modeli kullanılabilir.

$$\Delta \ln SINAI = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \lambda_{1i} \Delta \ln SINAI_{t-i} + \sum_{i=0}^n \lambda_{2i} \Delta \ln REDKE_{t-i} + \sum_{i=0}^p \lambda_{3i} \Delta \ln DXY_{t-i} + \sum_{i=0}^r \lambda_{4i} \Delta \ln EURO_{t-i} + \lambda_5 ECM_{t-1} + \varepsilon_i \quad (4)$$

(4) nolu eşitlikte ECM_{t-1} ile gösterilen değişken hata düzeltme terimidir. Bu terim, değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin elde edildiği modelin kalıntılarının bir gecikmeli değerini ifade etmektedir ve ECM teriminin katsayısı kısa dönemde meydana gelen bir dengesizliğin ne kadarının uzun dönemde düzeleceğini gösterir. Hata düzeltme teriminin negatif ve anlamlı olması beklenir.

IV. AMPİRİK BULGULAR

Durağanlık, zaman içinde serilerin belli bir değere yaklaşmasını başka bir ifadeyle serilerin sabit bir ortalamaya, sabit bir varyansa ve gecikme seviyesine bağlı bir kovaryansa sahip olmasını ifade eden bir kavramdır. Durağan bir özellik gösteren veya birim kök içermeyen zaman serileri her gecikme dönemi için sabit bir ortalamaya, varyansa ve kovaryansa sahip serilerdir. Durağanlığın başka bir ifade ile birim kökün test edilmesi için farklı yöntemler geliştirilmiştir. Augmented Dickey Fuller (ADF) testi en sık kullanılan testlerdendir. Ancak, Perron (1989) veri setinde yapısal kırılmanın olduğu durumlarda ADF testinin başarısız olduğunu tespit etmiştir. Bundan dolayı, çalışmada ADF testinin yanı sıra hem Philip-Perron (PP) testine hem de Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin (KPSS) testine yer verilmiştir.

Tablo 3: Birim Kök Testi Sonuçları

	Değişkenler	ADF		PP		KPSS	
		Sabit	Sabit ve Trend	Sabit	Sabit ve Trend	Sabit	Sabit ve Trend
Düzey	SINAI	-0.96	-1.87	-1.19	-2.34	0.97	0.11
	REDKE	-3.09**	-3.12	-2.93**	-2.74	0.10*	0.10*
	DXY	-2.32	-2.48	-2.51	-2.72	0.40	0.14
	EURO	-0.75	-3.13	-0.85	-3.37	1.16	0.03*
Birinci Fark	SINAI	-8.95*	-8.91*	-9.04*	-9.00*	0.05*	0.04*
	REDKE	-8.77*	-8.77*	-8.69*	-8.68*	0.10*	0.03*
	DXY	-10.56*	-10.51*	-10.56*	-10.51*	0.04*	0.04*
	EURO	-9.30*	-9.27*	-9.26*	-9.23*	0.05*	0.03*

ADF ve PP testi için kritik değerler %1, %5 ve %10 anlam düzeyinde sırasıyla sabit için -3.49, -2.88, 2.58, sabit ve trend için -4.04, -3.45 ve -3.15'tir.

KPSS testi için kritik değerler ise %1, %5 ve %10 anlam düzeyinde sırasıyla sabit için 0.73, 0.46, 0.34, sabit ve trend için 0.21, 0.14, 0.11'dir.

“*” %1 anlam düzeyinde, “**” ise %5 anlam düzeyinde durağan olan değişkenleri göstermektedir.

Tablo 3 incelendiğinde, ADF ve PP testine göre SINAI, DXY ve EURO serilerinin düzeyde durağan olmadığı görülmektedir. Ancak REDKE serisi ADF ve PP testlerinin sabitli sınamalarında ve sıfır hipotezi “ H_0 : Seride birim kök yoktur” olan KPSS testinde düzeyde durağan olduğu gözükmemektedir. Ancak REDKE değişkeni dışında kalan tüm serilerin birinci farkı alındığında tüm değişkenlerin durağan olduğu görülmektedir. Tüm bu birim kök sınamalarının sonucunda SINAI, DXY ve EURO serilerinin farklarında durağan olduğu ancak REDKE serisinin birim kök sınamalarının çoğunda düzeyde durağan olduğunu söyleyebiliriz. ARDL modeli farklı derecede eş bütünlüşik olan seriler için kullanılabildiğinden, bu çalışmada ARDL modelinin kullanılmasının daha anlamlı sonuçlar vereceği düşünülmektedir.

ARDL modelinin ilk aşaması uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesidir. Bu aşamada değişkenler farklı gecikme kombinasyonları ile sınanarak, bilgi kriterlerine göre (AIC, SIC veya HQ) en düşük değeri veren model uygun model olarak seçilir. Bu çalışmada optimal gecikme uzunluğu, *minimum AIC değeri dikkate alınarak 4 olarak tespit edilmiştir*. ARDL testinin uygulanabilmesi için öncelikle F istatistik değerinin belirlenmesi gerekmektedir.

Burada “ H_0 : Değişkenler arasında herhangi bir eşbütünlüşme ilişkisi yoktur” hipotezinin kabul veya reddedilmesi aşağıdaki sürece göre belirlenebilir. Eğer, F istatistiği, kritik üst sınırdan büyükse H_0 reddedilir. F istatistiği, kritik alt sınırdan küçükse H_0 kabul edilir. F istatistiği, kritik alt ve üst sınırın arasındaysa H_0 hipotezinin kabul ya da reddedilmesi için yeterli kanıt bulunmadığı için di-

ğ er eşbütünleşme testlerine başvurulması gerekir (Pesaran Shin, Smith, 2001). ARDL sınır testi sonuçları Tablo 4’de verilmiştir.

Tablo 4: ARDL Sınır Testi Sonuçları

Tahmin edilen eşitlik = $\ln SINAI = f(\ln REDKE, \ln DXY, \ln EURO)$		
F-istatistiği	4.802 (0.001)	
Optimum gecikme uzunluğu	[2, 3, 4, 1]	
Anlamlılık seviyesi	Kritik değer	
	Alt sınır	Üst sınır
%1	4.29	5.61
%5	3.23	4.35
%10	2.72	3.77
Tanısal (Diagnostik) Testler	İstatistikler	
R ²	0.556	
Düzeltilmiş-R ²	0.454	
F-istatistiği	5.471 (0.000)	
Breusch-Godfrey LM	0.337 (0.714)	
ARCH LM	2.301 (0.132)	
Jarque-Bera Normality	0.081 (0.960)	
Ramsey Reset	1.791 (0.07)	

Not: Gecikme uzunluğunun belirlenmesinde AIC kullanılmıştır. Kritik değer sınırları Pesaran vd. (2001) Tablo C1(iii)’den alınmıştır. Parantez içerisindeki rakamlar olasılık değerlerini gösterir.

Tablo 4’e göre, %5 anlamlılık seviyesinde hesaplanan F istatistik değeri (4.802) üst sınır (4.35) değerinden büyük olduğu için H_0 hipotezi reddedilmiş, dolayısıyla, değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir. Buradan hareketle, SINAI, REDKE, DXY ve EURO arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğunu ifade etmek mümkündür. Ayrıca, Tablo 4’de ARDL modelinin tanısal test sonuçları da verilmiştir. Buna göre, modelde herhangi bir otokorelasyon (Breusch-Godfrey LM Testi), değişen varyans (ARCH LM Testi) sorununun bulunmadığı, hata teriminin normal dağılıma (Jarque-Bera Normallik Testi) sahip olduğu ve model kurma hatasının (Ramsey Reset Testi) olmadığı anlaşılmaktadır.

Değişkenler arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin varlığı F testi ile belirlendikten sonra uzun dönemli ilişkiyi yansıtan parametrelerin tahmin edilmesi gerekmektedir. En Küçük Kareler (EKK) yöntemi ile tahmin edilen yöntemin sonuçları Tablo 5 ve 6’da yer almaktadır.

Tablo 5: ARDL (2,3,4,1) Modelinin Tahmin Sonuçları

Bağımlı değişken: $\ln SINAI$

Değişkenler	Katsayı	t-istatistiği
lnSINAI (-1)	0.772	8.190 (0.000)
lnSINAI (-2)	0.164	1.762 (0.081)
lnREDKE	1.147	3.592 (0.000)
lnREDKE (-1)	-0.823	-1.926 (0.057)
lnREDKE (-2)	0.464	1.224 (0.224)
lnREDKE (-3)	-0.577	-2.361 (0.020)
lnDXY	-1.187	-4.913 (0.000)
lnDXY (-1)	0.809	2.583 (0.011)
lnDXY (-2)	0.402	1.334(0.185)
lnDXY (-3)	-0.159	-0.539(0.590)
lnDXY (-4)	0.556	2.435(0.016)
lnEURO	-0.508	-2.462(0.015)
lnEURO (-1)	0.767	3.699(0.000)
Sabit	-2.360	-2.092(0.039)
Tanısal Testler		
R ²	0.979	
Düzeltilmiş-R ²	0.976	
F-istatistiği	326.66 (0.000)	
Breusch-Godfrey LM Testi	0.236 (0.789)	
ARCH LM Testi	1.348 (0.248)	
Jarque-Bera Normallik Testi	0.374 (0.829)	
Ramsey Reset Testi	0.179 (0.858)	

Tablo 5'te, tahmin edilen ARDL (2,3,4,1) modelinin tanısal test sonuçlarına da yer verilmiştir. Buna göre, tahmin edilen modelde herhangi bir otokorelasyon, değişen varyans sorununun bulunmadığı, hata teriminin normal dağılıma sahip olduğu ve model kurma hatasının olmadığı anlaşılmaktadır.

ARDL modeli sonucunda hesaplanan uzun dönem tahmin sonuçları veya elastikiyet katsayıları Tablo 6'da gösterilmiştir.

Tablo 6: ARDL Modeli Uzun Dönem Tahmin Sonuçları

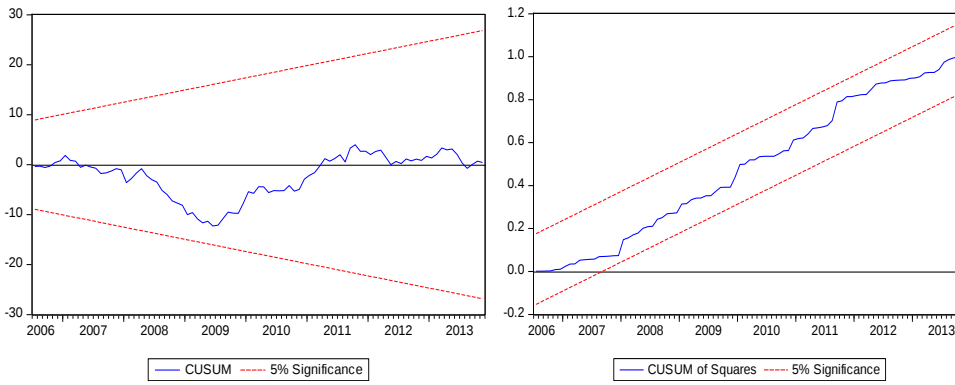
Bağımlı değişken: lnSINAI		
Değişkenler	Katsayı	t-istatistiği
lnREDKE	3.393	1.367 (0.174)
lnDXY	6.776	2.045 (0.043)
lnEURO	4.168	3.604 (0.000)
Sabit	-38.002	-1.765 (0.080)

Tablo 6'ya göre, REDKE, DXY ve EURO değişkenlerinin uzun dönem tahmin sonuçları ya da elastikiyet katsayıları sırasıyla 3.393, 6.776 ve 4.168'dir. Ancak REDKE katsayısı istatistikî olarak anlamlı değilken diğer değişkenlerin

katsayıları anlamlı çıkmıştır. DXY, EURO ve SINAI endeksi arasındaki pozitif bir ilişki olduğu görülmektedir. Ayrıca DXY’de meydana gelecek %1’lik bir değişim SINAI endeksin de yaklaşık %6.78’lik bir değişime neden olurken EURO’da meydana gelecek %1’lik değişim SINAI endeksi üzerinde %4.17’lik değişime yol açmaktadır. Başka bir ifadeyle, Dolar Endeksi uzun dönemde %1’lik bir artış gösterdiğinde BIST Sanayi Endeksi %6.76 oranında artacaktır. Euro/TL döviz kurunda ortaya çıkacak %1’lik bir artış veya TL’nin Euro karşısında %1’lik değer kaybı, BIST Sanayi Endeksinin değerini yaklaşık %4.17 oranında etkileyecektir.

Tahmin edilen ARDL modelinin kararlılığını araştırmak başka bir ifadeyle değişkenlere ilişkin yapısal kırılmanın olup olmadığını belirlemek üzere, geri dönüşlü hata terimlerinin karelerini kullanan ve bu şekilde değişkenlere ilişkin yapısal kırılmayı araştıran CUSUM ve CUSUMSQ (Brown vd. 1975:149-155) grafiklerinden (Şekil 1) yararlanılmıştır.

Şekil 1: Cusum ve CusumSQ Grafikleri



Eğer, CUSUM ve CUSUMSQ istatistikleri %5 anlamlılık düzeyinde kritik sınırlar içerisinde (iki çizgi arasında) kalıyorsa, ARDL modelindeki katsayıların istikrarlı olduğunu ifade eden H_0 hipotezi kabul edilecektir (Bahmani-Oskooee, Ng, 2002). Eğer, CUSUM grafikleri sınırların dışında kalırsa, katsayıların durağanlığını savunan H_0 hipotezinin reddedilmesi gerekecektir.

Yukarıdaki CUSUM ve CUSUMSQ grafikleri incelendiğinde, analiz kapsamında kullanılan değişkenlere ilişkin herhangi bir yapısal kırılmanın olmadığını, ARDL Sınır Testine göre hesaplanan uzun dönem katsayıların istikrarlı olduğunu ve kırılmayı ifade etmek üzere herhangi bir yapay değişken kullanmadan modelin tahmin edilebileceğini göstermektedir.

Daha sonra, değişkenler arasındaki kısa dönem dinamikleri araştırmak üzere ARDL Hata Düzeltme Modeli tahmin edilmiş ve tahmin sonuçları Tablo 7’de sunulmuştur.

Tablo 7: ARDL (1,2,3,0) Hata Düzeltme Modeli Tahmin Sonuçları

Bağımlı değişken: $\Delta \ln SINAİ$		
Değişken	Katsayı	t-istatistiği
$\Delta \ln SINAİ(-1)$	-0.164	-1.831 (0.07)
$\Delta \ln REDKE$	1.147	3.749 (0.00)
$\Delta \ln REDKE(-1)$	0.112	0.446 (0.65)
$\Delta \ln REDKE(-2)$	0.577	2.551 (0.01)
$\Delta \ln DXY$	-1.187	-5.109 (0.00)
$\Delta \ln DXY(-1)$	-0.798	-3.334 (0.00)
$\Delta \ln DXY(-2)$	-0.396	-1.780 (0.07)
$\Delta \ln DXY(-3)$	-0.556	-2.524 (0.01)
$\Delta \ln EURO$	-0.508	-2.524 (0.013)
Sabit	0.000	0.004 (1.000)
ECM(-1)	-0.062	-4.677 (0.000)
R^2		0.542
Düzeltilmiş- R^2		0.493
F-istatistiği		10.926 (0.000)

Hata düzeltme modeli sonuçlarına göre uzun dönemli katsayıların aksine *kısa dönemde* SINAİ endeksi ile diğer tüm değişkenler arasında anlamlı bir ilişki tespit edilmiştir. REDKE ile SINAİ endeksi arasındaki ilişkinin yönü pozitif ve katsayısı da 1.147’dir. Bu katsayı, REDKE’de meydana gelecek %1’lik bir artışın SINAİ endeksini %1.147 oranında artıracığı şeklinde yorumlanabilir. Ayrıca, DXY ve EURO ile SINAİ endeksi arasında ilişkinin yönü negatif olup katsayıları da sırasıyla -1.187 ve -0.508 olarak tahmin edilmiştir. Daha açık bir ifadeyle, DXY’de meydana gelecek %1’lik bir artış SINAİ endeksinde %1.187 azalışa neden olurken benzer şekilde EURO’da meydana gelecek %1’lik bir artış SINAİ endeksinde %0.508 oranında azalışa yol açmaktadır. Hata düzeltme katsayısı (ECM-1) beklendiği gibi negatif ve istatistiki olarak anlamlıdır. Bu durum kısa dönemde meydana gelen dengeden sapmaların uzun dönemde dengeye yaklaştığı anlamına gelmektedir. Bu katsayının tahmin değeri -0.062 olup kısa dönem şoklarını takiben uzun dönem dengesinden meydana gelecek sapmaların 1 dönem sonrasında %6.2’sinin giderilebildiğini yani uyarlanma sürecinin yavaş olduğunu göstermektedir.

SONUÇ

Bu çalışmada, Borsa İstanbul Sanayi Endeksi (SINAI) ile Reel Efektif Döviz Kuru Endeksi (REDKE), Euro/TL Döviz Kuru (EURO) ve Dolar Endeksi (DXY) arasında kısa ve uzun dönemli denge ilişkilerinin varlığı ARDL Sınır Testi yaklaşımı kullanılarak tespit edilmeye çalışılmıştır. Ocak 2005-Aralık 2013 döneminde aylık verilerden hareketle oluşturulan ARDL Sınır Testi sonuçlarına göre, SINAI, REDKE, DXY ve EURO arasında uzun dönemli bir ilişkisi mevcut olmakla birlikte SINAI Endeksi ile sadece DXY ve Euro/TL kuru arasında uzun dönemde pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bir ilişki tespit edilmiştir. Hata düzeltme modeli sonuçlarına göre uzun dönemli katsayıların aksine kısa dönemde SINAI endeksi ile diğer tüm değişkenler arasında anlamlı bir ilişki tespit edilmiştir. REDKE ile SINAI endeksi arasındaki ilişkinin yönü pozitif iken DXY ve EURO ile SINAI endeksi arasında ilişkinin yönü negatiftir. Hata düzeltme katsayısının tahmin değeri -0.062 olup kısa dönem şoklarını takiben uzun dönem dengesinden meydana gelecek sapmaların 1 dönem sonrasında %6.2'sinin giderilebildiğini yani uyarlanma sürecinin çok da hızlı olmadığı tespit edilmiştir. Yapılan analizler sonucunda kısa ve uzun dönemde Reel Efektif Döviz Kuru Endeksi, Euro/TL Döviz Kuru ve Dolar Endeksinin Borsa İstanbul Sanayi Endeksi üzerinde anlamlı etkisi olduğu görülmüştür. Bu sonuçlara göre, ekonomi yönetimi, özellikle kısa vadeli karar alma süreçlerinde gerek reel gerekse nominal döviz kurlarının Türkiye'nin sanayi sektörü üzerinde istatistiki olarak anlamlı bir etkiye neden olduğu gerçeğini göz önünde bulundurmalıdır.

Bundan sonraki çalışmalarda, BIST Mali Endeks başta olmak üzere diğer sektör endekslerinin REDKE ile arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkileri farklı eşbütünleşme ve nedensellik modelleri çerçevesinde araştırılabilir. Ayrıca, söz konusu değişkenler arasındaki ilişkiler Türkiye'nin yanı sıra benzer gelişmişlik düzeylerine sahip ülkeleri de kapsayacak şekilde karşılaştırmalı olarak analiz edilebilir.

KAYNAKÇA

- AGGARWAL, Raj; (1981), “Exchange Rates and Stock Prices: A Study of U.S. Capital Market under Floating Exchange Rates”, **Akron Business and Economic Review**, 12, pp. 7–12.
- ANLAS, Tulin; (2012), “The Effects of Changes in Foreign Exchange Rates on ISE-100 Index”, **Journal of Applied Economics and Business Research**, 2(1), pp. 34–45.
- AYDEMİR, Oğuzhan and Erdal DEMİRHAN; (2009), “The Relationship between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Turkey”, **International Research Journal of Finance and Economics**, 23, pp. 207–215.
- BAHMANI-OSKOOEE, Mohsen and Raymond Chi Wing NG; (2002), “Long-run Demand for Money in Hong Kong: An Application of the ARDL Model”, **International Journal of Business and Economics**, 1(2), pp. 147–155.
- BAHMANI-OSKOOEE, Mohsen and Ahmad SOHRABIAN; (1992), “Stock Prices and the Effective Exchange Rate of the Dollar”, **Applied Economics**, 24(4), pp. 459–464.
- BROWN, Robert L; James DURBIN and Jonathan M. EVANS; (1975), “Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time”, **Journal of the Royal Statistical Society**, 37(2), pp. 149–192.
- ENGLE, Robert F. and Clive W.J. GRANGER; (1987), “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, **Econometrica**, 55, pp. 251–76.
- FRANCK, Peter and Allan YOUNG; (1972), “Stock Price Reaction of Multinational Firms to Exchange Realignment”, **Financial Management**, 1(3), pp. 66–73.
- GIOVANNINI, Alberto and Philippe JORION; (1987), “Interest Rates and Risk Premia in the Stock Market and in the Foreign Exchange Market”, **Journal of International Money and Finance**, 6, pp. 107–124.
- GRANGER, Clive W. J; Bwo-Nung HUANG and Chin Wei YANG; (2000), “A Bivariate Causality between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Recent Asian Flu”, **Quarterly Review of Economics and Finance**, 40 (3), pp. 337–354.

- HATIRLI, Selim A. ve Kübra ÖNDER; (2010), “Reel Döviz Kurundaki Değişkenliğin Türkiye’nin Tekstil ve Konfeksiyon İhracatı Üzerine Etkisinin Araştırılması”, **Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, 10(2), ss. 41–54.
- İPEKTEN, O. Berna ve Hayati AKSU; (2009), “Alternatif Yabancı Yatırım Araçlarının İMKB İndeksi Üzerine Etkisi”, **Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi**, 13(1), ss. 413–423.
- JOHANSEN, Soren; (1988), “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, **Journal of Economics Dynamic and Control**, 12(2-3), pp. 231–254.
- KARAGÖL, Erdal; Erman ERBAYKAL ve H. Murat ERTUĞRUL; (2007), “Türkiye’de Ekonomik Büyüme İle Elektrik Tüketimi İlişkisi: Sınır Testi Yaklaşımı”, **Doğuş Üniversitesi Dergisi**, 8, ss. 72–80.
- KASMAN, Saadet; (2003), “The Relationship between Exchange Rates and Stock Prices: A Causality Analysis”, **Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi**, 5(2), pp. 70–79.
- LIN, Chien-Hsiu; (2012), “The Comovement between Exchange Rates and Stock Prices in the Asian Emerging Markets”, **International Review of Economics and Finance**, 22, pp. 161–172.
- NIEH, Chien-Chung and Cheng-Few LEE; (2001), “Dynamic Relationships between Stock Prices and Exchange Rates for G-7 Countries”, **Quarterly Review of Economics and Finance**, 41(4), pp. 477–490.
- PEKKAYA, Mehmet ve M. Fatih BAYRAMOĞLU; (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, ss. 163–176.
- PESARAN, M. Hashem; Yongcheol SHIN and Richard SMITH; (2001), “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”, **Journal of Applied Econometrics**, 16, pp. 289–326.
- SAVAŞ, İncilay ve İsmail CAN; (2011), “Euro-Dolar Paritesi ve Reel Döviz Kuru’nun İMKB 100 Endeksi’ne Etkisi”, **Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi**, 6(1), ss. 323–339.
- SAYGILI, Hülya; Mesut SAYGILI ve Gökhan YILMAZ; (2010), “Türkiye İçin Yeni Reel Efektif Döviz Kuru Endeksleri”, **TCMB Çalışma Tebliği**, No: 10/12, İnternet Adresi: <http://www.tcmb.gov.tr/research/discus/2010/WP1012.pdf>, Erişim Tarihi: 20.05.2014.
- SOLNIK, Bruno; (1987), “Using Financial Prices to Test Exchange Rate Models: A Note”, **The Journal of Finance**, 42(1), pp. 141–149.

- STAVAREK, Daniel; (2004), “Stock Prices and Exchange Rates in the EU and the USA: Evidence of their Mutual Interactions”, **MPRA Paper**, No. 7297, Internet Address: <http://mpa.ub.uni-muenchen.de/7297/>, Date Of Access: 15.05.2014.
- ŞİMŞEK, Muammer; (2004), “Türkiye’de Reel Döviz Kurunu Belirleyen Uzun Dönemli Etkenler”, **Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi**, 5(2), ss. 1-23.
- TURAN, Zübeyir; (2011), “İMKB Ulusal-100 Endeksi ile ABD Doları Kuru ve Tüfe Arasındaki İlişkinin İncelenmesi (1986: 01-2008: 12)”, **Muhasebe ve Vergi Uygulamaları Dergisi**, 2, ss. 91–106.
- TÜRSOY, Turgut; Nil GÜNSEL and Husam RJOUB; (2008), “Macroeconomic Factors, the APT and the Istanbul Stock Market”, **International Research Journal of Finance & Economics**, 22, pp. 49–57.
- YILMAZ, Ömer; Bener GÜNGÖR ve Vedat KAYA; (2006), “Hisse Senedi Fiyatları ve Makroekonomik Değişkenler Arasındaki Eşbütünleşme ve Nedensellik”, **İMKB Dergisi**, 9(34), ss. 1–16.
- ZHAO, Hua; (2010), “Dynamic Relationship between Exchange Rate and Stock Price: Evidence from China”, **Research in International Business and Finance**, 24, pp. 103–112.

