

Borsa İstanbul 100 Endeksi ile Döviz, Altın ve Faiz Oranları Arasındaki İlişkinin ARDL Yöntemiyle Araştırılması

Mesut Fenkli^{1,2}, Doğan Uysal³, Volkan Alptekin⁴

ÖZET

Döviz kurları, altın fiyatı, Merkez Bankası (MB) politika faiz oranı ve gösterge faiz oranı para piyasalarında belirleyici olduğu gibi sermaye piyasalarındaki en önemli belirleyiciler arasında yer almaktadır. Bundan dolayı Borsa İstanbul 100 Endeksi (BİST 100), döviz kurları, altın fiyatı ve faiz oranları arasındaki ilişki araştırılmaya değer görülmüştür. Bunun için tüm değişkenler için ulaşılabilen en eski 01/05/2013 tarihinden 01/02/2025 tarihine kadar aylık 142 (frekans) gözlemden oluşan zaman serileri oluşturularak ARDL yöntemiyle analiz yapılmıştır. Yapılan analiz sonucunda araştırma konusu dönem içerisinde, BİST 100 endeksi, Euro kuru ve MB faiz oranı arasında pozitif, BİST 100 endeksi, altın fiyatı ve gösterge faiz oranı arasında negatif ilişki olduğu ortaya çıkmıştır. Kısa dönemde ise BİST 100 endeksi ve Euro kuru arasında pozitif, BİST 100 endeksi, altın fiyatı ve gösterge faiz oranı arasında negatif ilişki olmasının yanı sıra tahmin edilen hata düzeltme modeline göre kısa dönemde denge durumundaki değişkenlerde yaşanması muhtemel bir dengesizlik durumunda değişkenlerin %13'nün tekrar denge konumuna döneceği tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Finansal Piyasalar,, Finansal Gelişme, ARDL Model

Investigation of the Relationship between Borsa İstanbul 100 Index and Foreign Exchange, Gold and Interest Rates by ARDL Method

ABSTRACT

Exchange rates, gold price, Central Bank of Turkey (CBRT) policy rate and benchmark interest rate are among the most important determinants in both capital and money markets. Therefore, the relationship between the Borsa İstanbul 100 Index (BIST 100), exchange rates, gold price and interest rates is worth investigating. For this purpose, time series consisting of 142 (frequency) monthly observations from 01/05/2013 to 01/02/2025 were constructed for all variables and analysed using ARDL method. As a result of the analysis, it was found that there is a positive

¹ İletişim Yazarı: fenklimesut@gmail.com

² Doktora Öğrencisi, Manisa Celal Bayar Üniversitesi Lisansüstü Eğitim Enstitüsü, İktisat Ana Bilim Dalı, ORCID: 0000-0001-5787-7979.

³ Prof. Dr., Manisa Celal Bayar Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü , ORCID: 0000-0001-9406-0757.

⁴ Prof. Dr., İzmit Kâtip Çelebi Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü , ORCID: 0000-0002-4579-6802.

relationship between the BIST 100 index, the euro exchange rate and the MB interest rate, and a negative relationship between the BIST 100 index, the gold price and the benchmark interest rate. In the short run, there is a positive relationship between the BIST 100 index and the euro exchange rate, a negative relationship between the BIST 100 index, the gold price and the benchmark interest rate, and according to the estimated error correction model, 13% of the variables will return to equilibrium in the case of a possible imbalance in the variables in equilibrium in the short run.

Keywords: Financial Markets, Financial Development, ARDL Model

1. GİRİŞ

Günümüz dünyasında yaşanan ve hızla devam eden küreselleşme süreci mal ve hizmet transferlerini arttırmanın yanı sıra sermaye transferlerini kolaylaştırarak sermaye akışkanlığını da hızlandırmıştır. Sermaye akışkanlığının artması ülkelerin ödemeler bilançosunu doğrudan etkilemeye başlamıştır. Dış ödemeler bilançosunu en önemli iki kalemi olan cari işlemler hesabında döviz kurları, sermaye hesabında ise faiz oranı etkili olmaktadır. Bunların haricinde dış ödemeler bilançosunun bir diğer kalemi olan rezerv varlıklar bakımından altın fiyatları belirleyici olmaktadır. Döviz kurları, faiz oranları ve altın fiyatları dış ödemeler bilançosunda dengenin sağlanmasında başat role sahip olmasının yanı sıra sermaye akışkanlığının en yüksek olduğu dolaylı yatırımların için de belirleyici olmaktadır. Ülkelerin ulusal borsaları ise dolaylı yatırımlar için en önemli sermaye piyasalarından birini oluşturmaktadır.

Ekonomi ve finans literatüründe ulusal borsa endekslerini ve hisse getirilerini inceleyen pek çok çalışma bulunmaktadır. Bu konuda yapılmış olan çalışmalar borsa endeksleri ve hisse senedi getirileri; gayrisafi yurtiçi hasıla (GSYH), para arzı, faiz oranı, enflasyon, döviz kurları vb. makro ekonomik değişkenler üzerinden veya petrol fiyatları, altın fiyatları, konut fiyat endeksleri vb. varlık ve emtia fiyatları üzerinden hatta başta Amerika Birleşik Devletleri (ABD)'nin S&P, Nasdaq, VIX, Japonya Nikkei 225 ve Hindistan Sensex vb. küresel borsa endeksleri kullanılarak araştırılmaktadır.

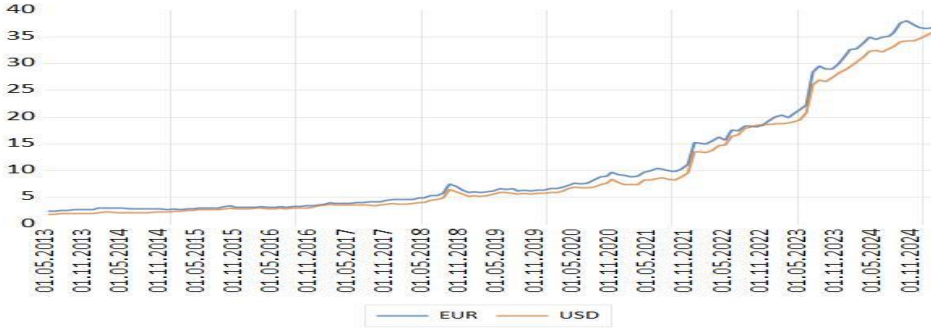
Genel olarak borsa endekslerine veya hisse senedi getirilerine yönelik araştırmalarda ele alınan teorik çerçevede: Boudoukh ve Richardson (1993) beklenen ve cari enflasyon oranları gibi makro ekonomik göstergeleri kullanarak nominal hisse senedi getirileri üzerindeki etkisini, Mukherjee ve Naka (1995) hisse senedi getirileri ve döviz kuru arasındaki ilişkiyi, Hashemzadeh ve Taylor (1988) hisse senedi getirisini makro ekonomik göstergelerden biri olan faiz oranını üzerinden, Darrat (1990) para arzı ve hisse senedi getirisi arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Ayrıca, Kaul ve Seyhun (1990) petrol fiyatları ve hisse senedi getirileri, Garbade ve Silber (1979) gelişmiş ülkelerin borsa endekslerini baskın, gelişmekte ülkelerin borsa endekslerini uydu piyasalar şeklinde ele alarak açıklarken (Sayılğan ve Süslü, 2011), Smith (2001) bir diğer yatırım aracı ve kıymetli metal olarak kabul edilen altın fiyatı ve borsa endeksi arasındaki ilişkiyi araştırma konusu yapmıştır.

Bu araştırmada Türkiye için 2013 ve 2025 yılları arasında BİST 100 endeksi ile dış ödemeler bilançosu kalemlerini ve sermaye piyasasını doğrudan etkileyen döviz kurları, altın fiyatı, MB politika faiz oranı ve gösterge faiz oranı arasındaki ilişki araştırılacaktır. Araştırmada ilk olarak ele alınan değişkenlerin araştırmaya konu dönem içerisindeki tarihsel değişimleri incelenecek olup bir sonraki aşamada araştırma konusu değişkenlerle ilgili daha önce yapılmış olan uluslararası ve ulusal çalışmalara ilişkin literatür taraması yapılacaktır. Sonrasında araştırma konusu değişkenlere yönelik istatistiksel bilgiler ve araştırma için oluşturulan hipotezlere yer verilecektir. Araştırma konusu hipotezleri test etmek üzere kullanılacak olan ekonometrik yöntemlerin teorik açıklamalarından sonra araştırmanın uygulama kısmına geçilerek uygulama sonuçlarına göre oluşturulan hipotezlerin sınanması gerçekleştirilecektir.

2. BORSA İSTANBUL 100 ENDEKSİ, DÖVİZ KURLARI, ALTIN FİYATI VE FAİZ ORANLARINA GENEL BAKIŞ (2013-2025)

Bu başlık altında araştırma konusu olan değişkenlerin araştırmaya konu dönem içindeki tarihsel değişimi incelenecektir. İlk olarak küresel para birimi olarak dünyada ve Türkiye’de en çok kullanılan ABD Doları ve doların ardından gerek Avrupa Birliği (AB) ile Türkiye’nin dış ticaret ilişkileri gerekse AB’li yatırımcıların BİST’te gerçekleştirmiş olduğu yatırımlar bakımından Türkiye’de en çok kullanılan ikinci döviz kuru olan Euro kurunun tarihsel değişimi ele alınacaktır. Aşağıda, Şekil 1’de 2013-2025 yılları aralığında her iki dövizin Türk Lirası (TL) değeri üzerinden aylık değişim grafiği yer almaktadır.

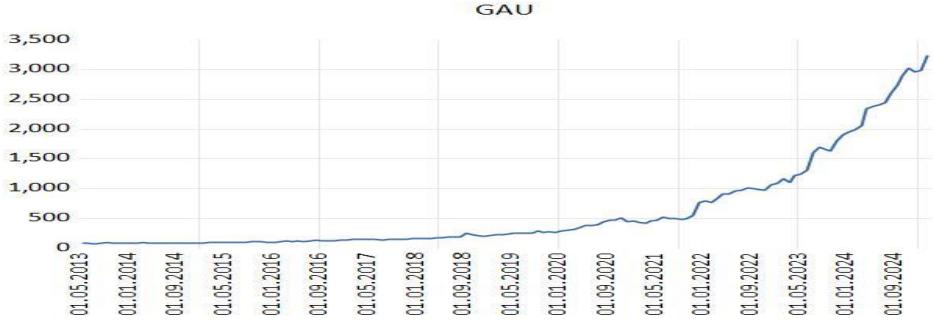
Şekil 1: Dolar ve Euro Döviz Kurlarının 2013-2025 Yılları Arasındaki Aylık Değişimi



Kaynak: Ham veriler kullanılarak tarafımızca oluşturulmuştur.

Şekle göre her iki döviz 2017 yılına kadar yatay seyir izlerken özellikle 2018 yılından sonra artış eğilimi göstermeye başlayarak 2021 yılı itibariyle hızlı ve sürekli yükseliş ivmesi kazanmıştır. Ele alınan dönem içerisinde ABD Doları minimum 1.79 TL ve maksimum 35.88 TL değer kaydederken, Euro minimum 2.36 TL ve maksimum 38.06 TL değerini test etmiştir. Bir diğer değişken olarak Şekil 2’de Gram Altın fiyatının TL cinsinden 2013-2025 yıllarındaki aylık değişim değerine ait grafik yer almaktadır.

Şekil 2: Gram Altın Fiyatının 2013-2025 Yılları Arasındaki Aylık Değişimi

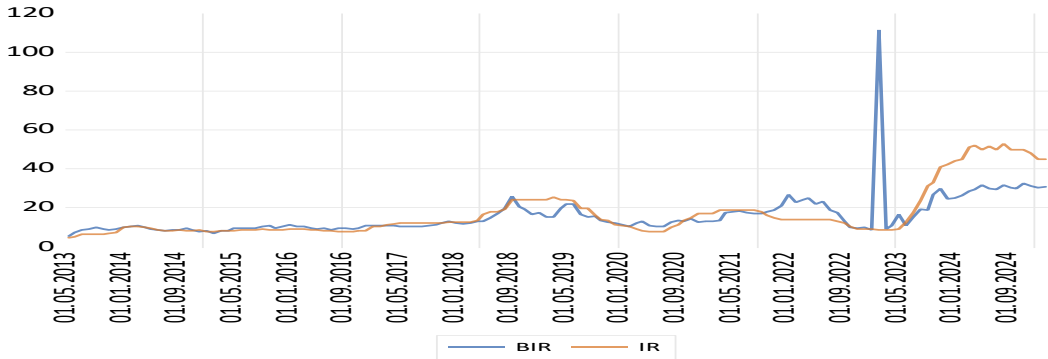


Kaynak: Ham veriler kullanılarak tarafımızca oluşturulmuştur.

Şekle göre altının gram fiyatı döviz kurlarında olduğu gibi yatay seyir izlerken 2017 yılından itibaren artış eğilimi göstermeye başlarken 2021 yılından itibaren hızlı ve sürekli yükseliş trendine girmiştir. Araştırma konusu dönem içinde altının gram fiyatı minimum 76.47 TL iken maksimum 3.240 TL değerine ulaşmıştır.

Gösterge faiz oranı, ikincil piyasalarda en çok işlem gören beş yıllık vadeli ve yıllık kupon ödemesinin yapıldığı Devlet Tahvili faiz oranını ifade etmektedir (Uyar, Kangallı Uyar ve Gökçe, 2016, s. 588). Şekil 3’te MB politika faiz oranı ve gösterge faiz oranının 2013-2025 yılları arasında aylık değişim grafiği yer almaktadır.

Şekil 3: Faiz Oranlarının 2013-2025 Yılları Arasındaki Aylık Değişimi (%)

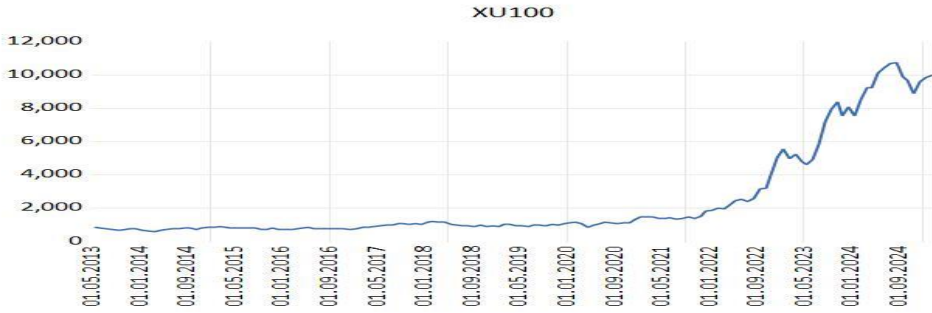


Kaynak: Ham veriler kullanılarak tarafımızca oluşturulmuştur.

Şekle göre her iki faiz oranı da döviz ve altın değişkeninde olduğu gibi yatay seyir gösterirken 2018 yılında yükselişten sonra ani bir kırılma göstererek tekrar yatay seyir değerlerine geri dönmüştür. Gösterge faiz oranının yatay seyir süreci 2022 yılına kadar devam etmiş olup 2022 yılında oldukça sert bir yükseliş yaparak 2023 yılı ortalarında aynı sertlikte düşüş göstermiştir. Ani yükseliş ve düşüş hareketlerinden sonra kademeli olarak artış kaydetmeye devam etmiştir. Dönem içerisinde minimum % 5.32 ve maksimum

%111.36 oranında değerlere ulaşmıştır. MB politika faiz oranı ise dönem içinde minimum %4.52 oranında iken maksimum %52.79 değerine yükselmiştir. MB politika faiz oranında 2021 yılında başlatılan kademeli faiz düşürme politikası 2023 yılına kadar sürdükten sonra 2023 yılı itibariyle kademeli ve istikrarlı şekilde arttırılmaya başlanmıştır. Şekil 4'te ise araştırmaya konu son değişken olan BİST 100 Endeksinin 2013-2025 yıllarında aylık değişim grafiği yer almaktadır.

Şekil 4: Borsa İstanbul 100 Endeksinin 2013-2025 Yılları Arasındaki Aylık Değişimi



Kaynak: Ham veriler kullanılarak tarafımızca oluşturulmuştur.

Şekle göre şu ana kadar ele alınan diğer değişkenlere benzer şekilde BİST 100 endeksi de yatay seyir izlerken BİST 100 endeksinde 2022 yılı itibariyle sıçrama gerçekleştiği görülmektedir. Ele alınan dönem içerisinde BİST 100 endeksi minimum 616.55 puan maksimum 10751.99 puan seviyelerine ulaşmıştır.

Araştırma konusu değişkenlerin genel olarak benzer artış ivmelerine sahip olduğu görülmektedir. Fakat, döviz kurları, altın fiyatı ve gösterge faiz değişkeni 2017 yılı itibariyle yükseliş trendine girerken BİST 100 değişkeni 2022 yılında yükseliş trendine girmiştir. Bu durum dikkate alındığında döviz kurları, altın fiyatları ve gösterge faiz oranının MB'nin uygulamış olduğu para politikasına göre benzer tepkiler verdiği düşünülmektedir.

Gürkaynak, Kısacıkoglu, Lee ve Şimşek (2022)'e göre 2010-2018 yılları aralığında Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) özerkliğinden ve dolayısıyla rasyonel para politikalarından uzaklaşarak gereken zamanda gerektiğinde faiz oranlarını arttırmamasının yanı sıra düşük faiz oranlarının sebep olacağı makro ekonomik dengesizliklere de karşı tedbir politikası geliştiremediği gibi heterodoks uygulamalara başvurmuştur. Bu durum, sıcak para çıkışlarına neden olurken sıcak para girişine engel olarak varlık fiyatlarının yükselmesine neden olmuştur.

Benzer şekilde 2023 yılından itibaren MB'nin faiz oranlarını yükseltmek yerine düşürmeyi tercih etmesi bununla birlikte eşanlı olarak para arzını arttırmasının (Tcmb, 2025) enflasyonun hızlı ve sürekli şekilde artmasına neden olduğu gibi döviz kurlarının ve gram altın fiyatının TL karşısında yükselişini hızlandırdığı düşünülmektedir.

3. LİTERATÜR TARAMASI

Literatürde, borsa endeksleri ve hisse senedi fiyatları veya getirilerinin araştırılmasında kullanılan makro ekonomik göstergelerin, yatırım veya emtia fiyatlarının ve küresel borsa endekslerinin değişken olarak kullanıldığı uluslararası ve ulusal araştırmalar şu şekilde yer almaktadır. Dritsaki-Bargiota ve Dritsaki (2004) Yunanistan için 1988-2003 yıllarına ait ulusal borsa endeksi, sanayi üretim endeksi (SÜE), enflasyon oranı ve faiz oranı değişkenleri arasında Johansen Koentegrasyon yönetimi kullanarak değişkenlerle ilgili uzun dönem ve nedensellik ilişkisine ulaşmıştır. Tabak (2006) Brezilya için 1994-2002 yıllarına ait hisse senedi fiyatları ve döviz kuru değişkenleri ile Engle Granger Koentegrasyon ve Granger Nedensellik analizinde değişkenler arasında uzun dönem ilişkisi bulunmazken hisse fiyatlarından döviz kuruna doğru tek yönlü nedensellik tespit edilmiştir. Erbaykal, Okuyan ve Kadioğlu (2008) Türkiye için 1987-2006 yıllarına ait hisse senedi fiyatları, tüketim harcamaları, SÜE, istihdam oranı, sabit yatırımlar ve enflasyon değişkenlerini kullanarak ARDL yöntemiyle Fama (1981)'nın Proxy Hipotezini destekleyen sonuçlar elde etmiştir. Gay (2008) BRIC ülkeleri için 1999-2006 yıllarına ait hisse senedi getirileri ve petrol fiyatları değişkenleri ile ARIMA yönetimini kullanarak tüm ülkeler için pozitif sonuçlar elde edilmiştir. Mukhuti ve Bhunia (2013) Hindistan için 1999-2012 yıllarına ait Sensex endeksi, Nifty endeksi ve altın fiyatları için uygulamış olduğu Johansen Koentegrasyon yöntemiyle değişkenler arasında uzun dönem koentegrasyon ilişkisine ulaşılmıştır. Topçu, Aksoy ve Topçu (2013) Türkiye için 2003-2011 yıllarına ait hisse senedi fiyatları, altın fiyatları, tahvil, tüketici fiyat endeksi ve üretici fiyat endeksi değişkenlerini kullanarak Johansen Koentegrasyon yöntemiyle değişkenler arasında uzun dönem ilişkisi olduğunu tespit etmiştir. Srinivasan ve Prakasam (2015) Hindistan için 1990-2014 yıllarına ait hisse senedi fiyatları, döviz kuru ve atın fiyatları arasında ARDL yöntemiyle değişkenler arasında uzun dönem ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Öncü, Çömlekçi, Yazgan ve Bar (2015) Türkiye için 2002-2013 yıllarına ait BİST 100 endeksi, altın fiyatları ve döviz kuru değişkenleri arasındaki Granger Nedensellik analizine göre döviz kuru ve altın fiyatlarından BİST100 endeksine tek yönlü nedensellik ayrıca altın fiyatlarından döviz kuruna doğru tek yönlü nedensellik olduğu tespit edilmiştir. Uyar, Kangallı Uyar ve Gökçe (2016) Türkiye için 2006-2015 yıllarına ait BİST 100 endeksleri (XU100, XU30, XUTUM, XUMAL ve XUBANK) ve gösterge faiz oranı arasında uygulamış olduğu Kantil Regresyon analizine göre gösterge faiz oranı hareketlerinde yaşanan değişim sermaye piyasalarını negatif olarak farklı şiddetlerde etkilemektedir. Yüce Akıncı ve Küçükçaylı (2016) Seçilmiş olan 12 iki ülkenin 1997-2013 yıllarına ait hisse senedi piyasaları ve döviz kurları arasında Panel Koentegrasyon analizi kullanarak hisse senedi piyasaları ve döviz kurları arasında Granger nedensellik tespit edilirken değişkenler arasında negatif ilişkiye yönelik bulgular elde edilmiştir. Eyüboğlu ve Eyüboğlu (2018) Türkiye için 2011-2016 yıllarına ait BİST 100 endeksi, BİST'te yer alan 23 alt endeks, dolar ve euro kurları arasında ARDL yöntemiyle, dolar ve euro kurları ile BİST Tekstil-Deri ve BİST Ticaret-Teknoloji endeksleri arasında pozitif ilişkinin varlığına ulaşılmıştır. Özçalık ve Güler Özçalık (2020) Türkiye için 2010 ve 2019 yıllarına ait BİST Turizm Endeksi, dolar ve euro kurlarını kullanarak yapmış oldukları VAR analizine göre

değişkenler arasında uzun dönemli ilişki tespit edilirken yapılan Varyans ayrıştırma sonucuna göre dolar kurunun belirleyici olduğu ortaya çıkmıştır. Fichtern ve Joebgies (2023) G-7 ülkeleri için 1991-2019 yılları arasında GSYH ve borsa endeksleri arasında Panel Koentegrasyon analizi ile değişkenler arasında istikrarsız ilişki olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Yapılan çalışmalar dikkate alındığında bu araştırmada kullanılacak olan değişkenler, bu değişkenler için uygulanılacak olan yöntem ve araştırma konusu olan döneme göre (zaman boyutu bakımından) literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

4. YÖNTEM

Araştırmada kullanılan değişkenler: Borsa İstanbul 100 Endeksi piyasa açılış puanı (XU100), ABD Dolar Kuru piyasa açılış fiyatı (USD), Euro Kuru piyasa açılış fiyatı (EUR), Gram Altın piyasa açılış fiyatı (GAU), Gösterge Faiz Oranı (BIR) (Investing, 2025) ve MB politika faiz oranı (IR) şeklinde oluşturulmuştur (Tcmb, 2025). Tüm değişkenler için ulaşılan en eski ortak tarih olan 01/05/2013 tarihinden başlayarak 01/02/2025 tarihine kadar aylık verilerden oluşan 142 frekanslı zaman serileri elde edilmiştir. Kullanılan veriler ikincil veri türünde olup verilere ait özet istatistiklere Tablo 1’de yer verilmiştir.

Tablo 1. Değişkenlerin Ham Verilerine Ait Özet İstatistikler

Değişkenler	Gözlem	Ortalama	Std. Sapma	Min.	Max.
XU100	142	2425.357	2877.807	616.55	10751.99
USD	142	9.883058	9.976508	1.7918	35.8853
EUR	142	10.89225	10.58298	2.361	38.0648
GAU	142	612.0626	779.8712	76.478	3240.904
BIR	142	15.6232	10.60713	5.72	111.36
IR	142	16.77634	12.43111	4.52	52.79

Aylık verilerden oluşan zaman serileri mevsimsel etkilere sahip olduğundan ötürü araştırmada kullanılan değişkenlere ait zaman serileri X-11 filtreleme yöntemiyle mevsimsel etkilerden arındırılmıştır.

Tablo 2. İşleme Hazır Hale Getirilen Verilere Ait Özet İstatistikler

Değişkenler	Gözlem	Ortalama	Std. Sapma	Min.	Max.
lnxu100	142	7.327458	.8596635	6.397103	9.34841
lnusd	142	1.853822	.9094844	.5941416	3.59092
lneur	142	1.988804	.8650604	.8632123	3.652219
lngau	142	1.127512	1.127512	4.324831	8.072437
lnbir	142	.4514515	.4514515	1.808181	4.617278
lnir	142	2.624151	.5832637	1.503483	4.006368

Filtreleme işleminin ardından değişkenlere ait zaman serilerine logaritmik dönüşüm uygulanarak değişkenlere ait serilere doğrusal form özelliği kazandırılmıştır. Tablo 2’de uygulanan dönüşüm işlemleri sonrasındaki değişkenlere ait yeni özet istatistiklere yer verilmiştir. Değişkenlere ait serilere yapılan dönüşüm işlemleri sonrasında değişkenler uygulamada kullanılmaya hazır hale getirilmiştir.

Tablo 3. Araştırma Konusu Değişkenlerden Oluşturulan Hipotezler

<i>H₁: BİST 100, lnusd, lneur, lngau ve lnbir değişkenleri arasında kısa dönem ilişkisi yoktur.</i>
<i>H₂: BİST 100 ve lnusd arasında kısa dönemde pozitif ilişki vardır.</i>
<i>H₃: BİST 100 ve lnusd arasında kısa dönemde negatif ilişki vardır.</i>
<i>H₄: BİST 100 ve lneur arasında kısa dönemde pozitif ilişki vardır.</i>
<i>H₅: BİST 100 ve lneur arasında kısa dönemde negatif ilişki vardır.</i>
<i>H₆: BİST 100 ve lngau arasında kısa dönemde pozitif ilişki vardır.</i>
<i>H₇: BİST 100 ve lngau arasında kısa dönemde negatif ilişki vardır.</i>
<i>H₈: BİST 100 ve lnbir arasında kısa dönemde pozitif ilişki vardır.</i>
<i>H₉: BİST 100 ve lnbir arasında kısa dönemde negatif ilişki vardır.</i>
<i>H₁₀: BİST 100 ve lnir arasında kısa dönemde pozitif ilişki vardır.</i>
<i>H₁₁: BİST 100 ve lnir arasında kısa dönemde negatif ilişki vardır.</i>
<i>H₁₂: BİST 100, lnusd, lneur, lngau ve lnbir değişkenleri arasında uzun dönem ilişkisi yoktur.</i>
<i>H₁₃: BİST 100 ve lnusd arasında uzun dönemde pozitif ilişki vardır.</i>
<i>H₁₄: BİST 100 ve lnusd arasında uzun dönemde negatif ilişki vardır.</i>
<i>H₁₅: BİST 100 ve lneur arasında uzun dönemde pozitif ilişki vardır.</i>
<i>H₁₆: BİST 100 ve lneur arasında uzun dönemde negatif ilişki vardır.</i>
<i>H₁₇: BİST 100 ve lngau arasında uzun dönemde pozitif ilişki vardır.</i>
<i>H₁₈: BİST 100 ve lngau arasında uzun dönemde negatif ilişki vardır.</i>
<i>H₁₉: BİST 100 ve lnbir arasında uzun dönemde pozitif ilişki vardır.</i>
<i>H₂₀: BİST 100 ve lnbir arasında uzun dönemde negatif ilişki vardır.</i>
<i>H₂₁: BİST 100 ve lnir arasında uzun dönemde pozitif ilişki vardır.</i>
<i>H₂₂: BİST 100 ve lnir arasında uzun dönemde negatif ilişki vardır.</i>

Tablo 3’te ise araştırmanın uygulama kısmında test edilmek üzere araştırma konusu değişkenler üzerinden oluşturulan yirmi iki tane araştırma hipotezine yer verilmiştir.

4.1. Araştırma Modeli

Araştırmanın hipotezleri, araştırma konusu olan beş değişkene ait zaman serileri üzerinden test edilecektir. Araştırmanın uygulamasında zaman serisi analizleri kullanılacağı için bu başlık altında uygulaması yapılacak olan zaman serisi analizlerine ait teorik açıklamalara yer verilmiştir.

4.2. Augmented Dickey Fuller (ADF) ve Phillips Perron (PP) Testleri

Dickey ve Fuller (1979) ve (1981) zaman serisi analizlerinde kullanılan değişkenlerin durağanlık durumunu test etmek amacıyla birim kök test sınavasını geliştirmiştir. İlk olarak teste tabi tutulan değişkenlerin birim köke sahip olması durumunda değişkenlerin durağan olmadığına karar verilmekten sonraki süreçte Dickey ve Fuller hata teriminde otokorelasyon olması durumunda hata terimlerinin arasında p mertebeden ilişkinin varlığını tespit ederek hata teriminde otokorelasyon olması durumunda bu testin kullanılamayacağını kanıtlamıştır.

$$\varepsilon_t = \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_3 \varepsilon_{t-3} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Denklem (1)’de hata teriminde görülen otokorelasyon sorununu ortadan kaldırmak üzere Dickey ve Fuller’ın bağımlı değişkene ait gecikmeli değerlerin bağımsız değişkenler şeklinde modele tekrar dahil ederek geliştirdiği birim kök test sınavasına ait yöntem yer almaktadır. Bu yöntem ekonometri literatürde ADF (Augmented Dickey Fuller)

geniřletilmiř Dickey Fuller testi olarak adlandırılmaktadır. Geliřtirilen bu yntem sayesinde sz konusu deęiřkene ait zaman serisinin gecikmeli deęerinin modele dahil edilmesi otokorelasyon durumunu ortadan kaldırmaktadır (Holden ve Perman, 1994, s. 61). ADF testinde  ayrı model kullanılmaktadır (Endres, 1995, s. 225). Bunlar;

$$\Delta Y_t = \beta_1 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 \text{trend} + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Testin ilk modeli, denklem (2)’de gsterildięi zere sabit katsayısının ve trendin bulunmadıęı (none) model, testin ikinci modelini, denklem (3)’te belirtildięi zere sadece sabit katsayısının yer aldıęı model, testin son modeli ise denklem (4)’te hem sabit katsayısının hem de trendin birlikte yer aldıęı modelle gsterilmektedir.

Literatrde en sık kullanılan bir dięer birim kk testi Phillips ve Perron (1988) tarafından ADF testine alternatif olabilecek bir test olarak geliřtirilmiřtir. ADF testindeki gibi bu testte  model bulunmaktadır. Bunlar;

$$Y_t = \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$Y_t = \mu + \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$Y_t = \mu + \beta \left(t - \frac{1}{2} \lambda \right) + \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Testin ilk modeli, denklem (5)’te sabit katsayısının ve trendin olmadıęı (none) model, testin ikinci modeli denklem (6)’da sabit katsayısının yer aldıęı fakat trendin bulunmadıęı model, testin son modelini ise denklem (7)’de sabit katsayısının ve trendin birlikte yer aldıęı model gsterilmektedir.

ADF ve PP birim kk test sınavı iin oluřturulan temel hipotezde seride birim kk olduęu ynnde, bu testin alternatif hipotezi ise serinin duraęan olduęu ynnde oluřturulmaktadır. Hesaplanan istatistik deęerinin test istatistięine ait tablo kritik deęerinden $z(t)$ byk olması durumunda temel hipotez reddedilirken serinin duraęan olduęu řeklinde karar verilmektedir.

4.3. Lee ve Strazcicich (LS) Yapısal Kırılmalı Birim Kk Testi

Zaman serisi analizlerinde, Lee ve Strazcicich (2003) tarafından geliřtirilen yapısal kırılmanın isel olarak belirlendięi LS testinin en nemli zellięi bir seride yařanan iki kırılma noktasını tespit edebilmesidir.

$$\Delta Y_t = \delta \Delta Z_t + \phi S_{t-1} + u_t \quad (8)$$

Denklem (8) yardımıyla seride grlen iki kırılma noktası Lagrange arpanları (LM) birim kk testini ifade eden regresyon doęrusundan elde edilmektedir. Bu teste ait temel hipotez $\phi=0$ řeklinde oluřturulurken, Lagrange arpanları LM yardımıyla hesaplanan test istatistięinin kritik deęerden byk ıkması sonucunda, yapısal kırılma altında birim kk

vardır şeklindeki temel hipotez reddedilirken, diğer durumda ise alternatif hipotez olan yapısal kırılma altında trend durağan şeklinde oluşturulan hipotez reddedilmektedir (Yılancı, 2009, s. 330).

4.4. ARDL (Sınır Testi) Modeli

Zaman serisi analizlerinde değişkenler arasında var olan uzun dönemli ilişkinin araştırılması için klasik koentegrasyon analizleri olan Engle Granger (1987) ve Johansen (1988) uygulanmaktadır. Bu testlerin uygulamasında değişkenlerin aynı dereceden durağan olma koşulu koentegrasyon analizlerinde kısıt sorunu olarak ortaya çıkarmaktadır. Bu kısıt problemini ortadan kaldırmak üzere Pesaran, Shin ve Smith (1996) farklı dereceden durağan olan değişkenler arasındaki ilişkiyi incelemek üzere ARDL yöntemini geliştirmiştir. Bu yöntemin avantajı ise değişkenlerin I(0) ve I(1) gibi farklı durağanlık düzeylerinde koentegrasyon analizi yapmaya olanak sağlaması olmuştur (Pesaran ve Pesaran, 1997; Paudel ve Jayanthakumaran, 2009, s. 137).

$$\Delta Y_t = \Psi_0 + \sum_{i=1}^m \Psi_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \Psi_{2i} \Delta X_{1t-i} + \dots + \sum_{i=0}^m \Psi_{ki} \Delta X_{kt-i} + \theta_1 Y_{t-1} + \theta_2 X_{1t-1} + \dots + \theta_k X_{kt-1} + u_t \quad (9)$$

Denklem (9)'da ARDL yaklaşımında izlenecek olan sınır testine ait gösterime yer verilmiştir. Bu modelde bağımlı değişkene ait serinin farkı kullanılmaktadır. Bağımsız değişkenler ise iki gruba ayrılmaktadır. İlk grup, bağımlı değişkeni de içerecek şekilde bağımsız değişkenlerin farkları ve bunlara ait gecikmeler yer almaktadır. Bu grup içinde sadece bağımlı değişkenin farkı birinci gecikmeden başlarken bağımsız değişkenler sıfır gecikmeden başlamaktadır. İkinci grupta tüm bağımsız değişkenlerin farklarının birinci gecikmeleri yer almaktadır. Ele alınan modelde koentegrasyon olduğunu araştırmak üzere uygun gecikme uzunluğu tespit edilmektedir. Model için uygun gecikme uzunluğu tespit edildikten sonra model En küçük Kareler (EKK) yöntemi ile tahmin edilmektedir. Sonrasında modelde koentegrasyon varlığını araştırmak üzere hipotezlerin sınaması yapılmaktadır.

$$H_0 = \theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_k = 0 \quad (10)$$

$$H_1 = \theta_1 \neq \theta_2 \neq \dots \neq \theta_k \neq 0$$

Koentegrasyon varlığını araştırmak üzere oluşturulan hipotezler gösterim (10)'da yer almaktadır. Hipotezleri sınamak üzere Wald testi ve F istatistik değeri hesaplanmaktadır. Hesaplanan F istatistik değerinin alt sınırdan küçük olması durumunda ana hipotez reddedilmeyerek değişkenler arasında koentegrasyon ilişkisinin olmadığı sonucuna ulaşırlarken F istatistiğinin üst sınırdan büyük olması durumunda ana hipotez reddedilerek değişkenler arasında koentegrasyon ilişkisi olduğu kabul edilmektedir. Hesaplanan F istatistiğinin alt ve üst sınır arasında bir değer çıkması kararsızlık bölgesinde yer alacağından değişkenler arasında koentegrasyon varlığına veya yokluğuna yönelik bir yorum yapılmamaktadır (Kremers, Ericsson ve Dolado, 1992; Banerjee, Dolado ve Mestre, 1998; Esen, Yıldırım ve Kostakoğlu, 2012, s. 257). Yapılan sınama sonucunda koentegrasyon ilişkisinin varlığı durumunda sınır testine yönelik diagnostik testler uygulandıktan sonra değişkenler arasında kısa ve uzun dönem ilişkisi araştırılmaktadır.

$$\Delta Y_t = \Psi_0 + \sum_{i=1}^m \Psi_{li} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \Psi_{2i} \Delta X_{lt-i} + \dots + \sum_{i=0}^r \Psi_{ki} \Delta X_{kt-i} + u_t \quad (11)$$

Denklem (11)'de ARDL modeline ait değişkenler arasındaki ilişkiyi gösteren uzun dönem denklemi yer almaktadır.

$$\Delta Y_t = \Psi_0 + \sum_{i=1}^m \Psi_{li} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \Psi_{2i} \Delta X_{lt-i} + \dots + \sum_{i=0}^r \Psi_{ki} \Delta X_{kt-i} + \mu ECM_{t-1} + u_t \quad (12)$$

Denklem (12) ise hata düzeltme teriminin de denkleme dahil edildiği kısa dönem denklemini temsil etmektedir. Hata düzeltme terimi uzun dönem modelinden elde edilen kalıntıların bir gecikmeli değerini ifade etmektedir. Bu değişkene ait katsayı kısa dönemde yaşanması muhtemel denge durumundan sapmanın ne kadarlık kısmının uzun dönemde tekrar birbirine yakınsayacağını gösterdiği gibi hata düzeltme teriminin $ECM < 0$ koşulunu taşıması gerekmektedir (Esen vd., 2012, s. 258).

4.5. CUSUM6 Testi

ARDL yönteminde tahmin edilen modelde yer alan değişkenlerin istikrarlılığını test etmek üzere Cusum ve Cusum6 testleri uygulanmaktadır. Cusum6 testi ise Cusum testinin alternatif olmasının yanı sıra Cusum testinden daha güçlü ve güvenilir sonuçlar vermektedir.

$$CUSUM_r^2 = \frac{\sum_{t=k+1}^r w_t^2}{\sum_{t=k+1}^n w_t^2}, \quad r = k + 1, \dots, n \quad (13)$$

Denklem (13), Cusum6 testinin hesaplanmasına yönelik denklemi temsil etmektedir. Denklemde hesaplanan değerler doğrultusunda Cusum6 testinin grafiği elde edilmektedir.

$$E(CUSUM_r^2) \cong \frac{r - k}{k - n} \quad (14)$$

Elde edilen Cusum6 test grafiğinin beklenen değeri denklem (14)'te gösterildiği gibi hesaplanmaktadır. Beklenen değer $r=k$ ise "0", $r=n$ olduğunda ise "1" değerini almaktadır.

$$E(CUSUM_r^2) \mp c_0 \quad (15)$$

Denklem (15)'e göre Cusum6 testi içi güven sınırları oluşturulmaktadır. Testin tek veya çift yönlü olması m ve α 'nın anlamlılık değerine göre belirlenmektedir.

$$m = \frac{1}{2} - (n - k) - 1 \quad (16)$$

Denklem (16)'da gösterildiği üzere $n-k$ değerinin tek sayı çıkması durumunda m değeri elde edilmektedir.

$$m = \frac{1}{2} - (n - k) - \frac{3}{2} \quad \text{ve} \quad m = \frac{1}{2} - (n - k) - \frac{1}{2} \quad (17)$$

Denklem (17)'de gösterildiği üzere $n-k$ değerinin çift sayı olması durumunda enterpolasyon hesaplanmaktadır. Tek yönlü testlerde c_0 değeri m ve α ile çift yönlü testlerde ise c_0 değeri m ve $\alpha/2$ ile elde edilmektedir. Tabloda belirlenen bu değerler yardımıyla Cusum6 testi için alt ve üst sınır değerleri oluşturulmaktadır. Cusum6 test istatistiğinin belirlenen alt ve üst sınır değerlerine ait grafiğin arasında yer alması yapısal kırılmanın var olmadığı durumu,

test istatistiğinin alt veya üst sınırların dışına taşması yapısal kırılmanın varlığını göstermektedir (Brown, Durbin ve Evans, 1975).

5. BULGULAR

Araştırmanın uygulamasında metodoloji kısmında yer alan zaman serisi analizleri yapılarak araştırma modeli tahmin edilecektir. Sonrasında tahmin modeline gerekli diagnostik testler (Cusum ve Cusum6 testleri, otokorelasyon testi, normal dağılım testi, değişen varyans testi ve Ramsey Reset testi) uygulanarak tahmin modelinin test sonuçlarına göre araştırma için oluşturulan hipotezler test edilecektir. Araştırmanın uygulamasıyla ilgili hesaplamalar EvIEWS 13 ve RATS 10.0 yazılımları kullanılarak gerçekleştirilmiştir.

5.1. Birim Kök Test Sonuçları

Uygulama kısmının ilk adımında araştırmanın değişkenlerine ait zaman serilerinin durağanlık derecesini belirlemek üzere geleneksel ve yapısal birim kök testleri uygulanacaktır. Geleneksel birim kök testleri olan ADF ve PP için uygulamada literatürde en çok tercih edilen sabit katsayısının yer aldığı model ve hem sabit katsayısının hem trendin birlikte yer aldığı modeller üzerinden gerçekleştirilecektir. Tablo 4'te değişkenlere ait serilere uygulanan geleneksel birim kök testine ait sonuçlara yer verilmiştir.

Tablo 4. Değişkenlere Ait Geleneksel Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	test istatistiği	ADF TEST		PP TEST	
		Sabit	Sabit & Trend	Sabit	Sabit & Trend
lnxu100	1%	-3.477144	-4.024452	-3.477144	-4.024452
	5%	-2.881978	-3.442006	-2.881978	-3.442006
	10%	-2.577747	-3.145608	-2.577747	-3.145608
	Z(t)	(1.6684629)	(-1.161930)	(1.526527)	(-1.204267)
	p (Değeri)	0.9996	0.9136	0.9993	0.9053
Δlnxu100	1%	-3.477487*	-4.024935*	-3.477487*	-4.024935*
	5%	-2.882127**	-3.442238**	-2.882127**	-3.442238**
	10%	-2.577827***	-3.145744***	-2.577827***	-3.145744***
	Z(t)	(-10.42364)	(-10.80268)	(-10.43175)	(-10.79251)
	p (Değeri)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
lnusd	1%	-3.477144	-4.024452	-3.477144	-4.024452
	5%	-2.881978	-3.442006	-2.881978	-3.442006
	10%	-2.577747	-3.145608	-2.577747	-3.145608
	Z(t)	(1.025210)	(-1.571609)	(1.134356)	(-1.555919)
	p (Değeri)	0.9967	0.7994	0.9976	0.8053
Δlnusd	1%	-3.477487*	-4.024935*	-3.477487*	-4.024935*
	5%	-2.882127**	-3.442238**	-2.882127**	-3.442238**
	10%	-2.577827***	-3.145744***	-2.577827***	-3.145744***
	Z(t)	(-10.48540)	(-10.60337)	(-10.41008)	(-10.56230)
	p (Değeri)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
lneur	1%	-3.477144	-4.024452	-3.477144	-4.024452
	5%	-2.881978	-3.442006	-2.881978	-3.442006
	10%	-2.577747	-3.145608	-2.577747	-3.145608
	Z(t)	(0.913717)	(-1.752186)	(1.114122)	(-1.648871)
	p (Değeri)	0.9955	0.7226	0.9975	0.7684

Δ neur	1%	-3.477487*	-4.024935*	-3.477487*	-4.024935*
	5%	-2.882127**	-3.442238**	-2.882127**	-3.442238**
	10%	-2.577827***	-3.145744***	-2.577827***	-3.145744***
	Z(t)	(-11.37631)	(-11.49752)	(-11.39332)	(-11.61205)
	p (Değeri)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Ingau	1%	-3.477144	-4.024452	-3.477144	-4.024452
	5%	-2.881978	-3.442006	-2.881978	-3.442006
	10%	-2.577747	-3.145608	-2.577747	-3.145608
	Z(t)	(2.233137)	(-1.604568)	(3.403264)	(-1.417033)
	p (Değeri)	1.0000	0.7866	1.0000	0.8520
Δ Ingau	1%	-3.477487*	-4.024935*	-3.477487*	-4.024935*
	5%	-2.882127**	-3.442238**	-2.882127**	-3.442238**
	10%	-2.577827***	-3.145744***	-2.577827***	-3.145744***
	Z(t)	(-12.22023)	(-12.85346)	(-12.22917)	(-14.00891)
	p (Değeri)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Inbir	1%	-3.477835	-4.025426	-3.477144*	-4.024452*
	5%	-2.882279	-3.442474**	-2.881978**	-3.442006**
	10%	-2.577908	-3.145882***	-2.577747***	-3.145608***
	Z(t)	(-1.945099)	(-3.737197)	(-4.550645)	(-8.674473)
	p (Değeri)	0.3109	0.0231	0.0003	0.0000
Δ Inbir	1%	-3.477835*	-4.025426*	-3.477487*	-4.024935*
	5%	-2.882279**	-3.442474**	-2.882127**	-3.442238**
	10%	-2.577908***	-3.145882***	-2.577827***	-3.145744***
	Z(t)	(-14.10578)	(-14.05439)	(-51.65544)	(-51.17078)
	p (Değeri)	0.0000	0.0000	0.0001	0.0001
Inir	1%	-3.477835	-4.025426	-3.477144	-4.024452
	5%	-2.882279	-3.442474	-2.881978	-3.442006
	10%	-2.577908	-3.145882	-2.577747	-3.145608
	Z(t)	(-1.617203)	(-3.090111)	(-1.657021)	(-2.475875)
	p (Değeri)	0.4711	0.1128	0.4509	0.3396
Δ Inir	1%	-3.477835*	-4.025426*	-3.477487*	-4.024935*
	5%	-2.882279**	-3.442474**	-2.882127**	-3.442238**
	10%	-2.577908***	-3.145882***	-2.577827***	-3.145744***
	Z(t)	(-4.614847)	(-4.623299)	(-6.999537)	(-6.973500)
	p (Değeri)	0.0002	0.0014	0.0000	0.0000

*%1, **%5, ***%10 Anlamlılık Seviyelerinde Durağanlığı, ()Parantez İçi Test İstatistiği Değerini ifade etmektedir.

Birim kök testleri sonuçlarına göre ilgili serinin seviyede durağanlık göstermesi I(0), serinin birinci farkında durağanlık göstermesi ise serinin I(1) seviyesinde durağan olduğu şeklinde ifade edilmektedir. Uygulamaya konu serilerin I(0) koşulunda durağan olması seriler arasında kısa dönemli ilişkinin var olabileceğini, serilerin I(1) koşulunda durağan çıkması ise seriler arasında uzun dönemli ilişkinin olabileceğini işaret etmektedir (Dickey ve Fuller, 1981).

Tablo 4'te araştırmanın bağımlı değişkeni olan $\ln x_{t+100}$ ve bağımsız değişkenlerden $\ln usd$, $\ln eur$, $\ln gau$ ve $\ln ir$ değişkenlerine ait seriler için sabit katsayısının ve hem sabit katsayısını hem de trendin yer aldığı modeller için seviyede uygulanan ADF ve PP birim kök test sonuçlarına göre ($\alpha = 0.01$, $\alpha = 0.05$ ve $\alpha = 0.10$ anlamlılık seviyelerinde) tüm

değişkenler için hesaplanan istatistik değerlerinin test istatistik değerlerinden ($t_{hesap} < Z(t)$ ve $p > 0.05$) küçük çıkması sonucunda serilerin seviye düzeyinde birim köke sahip olduğu tespit edilmiştir. Bağımsız değişkenlerden lnbir değişkenine uygulanan test sonuçlarına göre lnbir değişkeni ADF testine ait sabit katsayısı ve trendin yer aldığı model için ($\alpha = 0.05$ ve $\alpha = 0.10$ anlamlılık seviyelerinde) PP testinde ise sabit katsayısının ve hem sabit katsayısının hem de trendin yer aldığı modelde ($\alpha = 0.01$, $\alpha = 0.05$ ve $\alpha = 0.10$ anlamlılık seviyelerinde) hesaplanan istatistik değerinin test istatistik değerinden ($t_{hesap} > Z(t)$ ve $p < 0.05$) büyük çıkması sonucunda $I(0)$ seviyede durağan olduğuna karar verilmiştir.

Bağımlı değişken lnrxu100 ve bağımsız değişkenlerden lnusd, lneur, lngau ve lnir değişkenlerine ait serilere birinci farkında uygulanan ADF ve PP testleri sonucunda ($\alpha = 0.01$, $\alpha = 0.05$ ve $\alpha = 0.10$ anlamlılık seviyelerinde) Δ lnrxu100, Δ lnusd, Δ lneur, Δ lngau ve Δ lnir serilerinin sabit katsayısının ve hem sabit katsayısının hem de trendin yer aldığı modelleri için hesaplanan istatistik değerlerinin test istatistik değerinden ($t_{hesap} > Z(t)$ ve $p < 0.05$) büyük çıkması sonucunda serilerin birinci farkında durağan olduğu anlaşılmaktadır (Wooldridge, 2013). Tablo 5'te değişkenlere ait serilere uygulanan yapısal birim kök testine ait sonuçlara yer verilmiştir.

Tablo 5. Değişkenlere Ait Yapısal Kırılmalı LS Birim Kök Test Sonuçları

Değişken	Test İstatistiği	Gecikme Uzunluğu	Kritik Değerler			Kırılma Tarihleri	
	tau İstatistiği		1%	5%	10%	1.	2.
lnrxu100	-4.576187	2	-5.905260	-5.381820	-5.109760	2021 M07	2023 M02
Δ lnrxu100	-8.996853	3	-6.153520*	-5.492213**	-5.180427***	2020 M08	2022 M02
lnusd	-6.086902	8	-6.182400	-5.611740**	-5.359180***	2018 M06	2021 M10
lneur	-5.285547	8	-6.118480	-5.545160	-5.256680***	2016 M07	2021 M10
Δ lneur	-10.69711	2	-6.175600*	-5.605960**	-5.353720***	2018 M07	2021 M11
lngau	-5.491512	6	-6.182400	-5.611740	-5.359180***	2018 M08	2022 M01
Δ lngau	-10.55413	1	-5.898040*	-5.375613**	-5.104040***	2021 M09	2022 M04
lnbir	-6.022824	8	-6.242840	-5.555400**	-5.199580***	2021 M02	2023 M01
lnir	-6.086902	8	-6.182400	-5.611740**	-5.359180***	2018 M06	2021 M10

*%1, **%5, ***%10 Anlamlılık Seviyelerinde Durağanlığı, ()Parantez İçi Test İstatistiği Değerini ifade etmektedir.

Tablodan görüldüğü üzere lnrxu100 değişkeni yapısal kırılma altında birim kök içermektedir. lnusd, lnbir ve lnir ($\alpha = 0.05$ anlamlılık seviyesinde) $I(0)$ seviyede durağan diğer değişkenler lneur ve lngau ise ($\alpha = 0.10$ anlamlılık seviyesinde) $I(0)$ yapısal kırılma altında durağanlık göstermektedir. Seviyede durağanlık göstermeyen serilere farkında yapılan birim kök testleri sonucunda ise Δ lnrxu100, Δ lneur ve Δ lngau ($\alpha = 0.01$, $\alpha = 0.05$

ve $\alpha = 0.10$ anlamlılık seviyelerinde) değişkenlerinin I(1) seviyede yapısal kırılma altında durağan olduğuna karar verilmiştir.

5.2. ARDL Model Tahmini

Geleneksel birim kök test sonuçlarına göre bağımlı değişken $\ln x_{100}$ ve bağımsız değişkenlerden $\ln usd$, $\ln eur$, $\ln gau$ ve $\ln ir$ birinci farkında I(1), bağımsız değişken $\ln bir$ seviyede I(0) durağan olduğu, yapısal kırılmalı birim kök testi sonucuna göre ise bağımlı değişken $\ln x_{100}$ ve bağımsız değişkenlerden $\ln eur$ ve $\ln gau$ I(1) seviyede bağımsız değişkenlerden $\ln usd$, $\ln bir$ ve $\ln ir$ I(0) seviyede durağan olduğu tespit edilmiştir. Farklı seviyelerde durağanlık gösteren değişkenler için 12 gecikmeli ARDL model tahmin edilerek uygun gecikme uzunluğu belirlenmiştir. Tablo 6’da tahmin modeline ait istatistiksel bilgilere yer verilmiştir.

Tablo 6. ARDL Tahmin Modeli

ARDL (1,0,0,0,0) Modeli				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	P Değeri
$\ln x_{100}$ (-1)	0.942892	0.019484	48.39289	0.0000*
$\ln usd$	0.067706	0.089966	0.752578	0.4530
$\ln eur$	0.223662	0.117675	1.900670	0.0595**
$\ln gau$	-0.144638	0.066779	-2.165927	0.0321**
$\ln bir$	-0.079199	0.023721	-3.338791	0.0011*
$\ln ir$	-0.007332	0.017685	-0.414597	0.6791
C	0.922586	0.252070	3.660037	0.0004*
Test İstatistikleri				
R-squared	0.994625		Mean dependent var	7.331699
Adjusted R-squared	0.994384		S.D. dependent var	0.861236
S.E. of regression	0.064541		Akaike info criterion	-2.594658
Sum squared resid	0.558184		Schwarz criterion	-2.448266
Log likelihood	189.9234		Hannan-Quinn criter.	-2.535170
F-statistic	4132.453		Durbin-Watson stat	1.960753

*%1, **%5, ***%10 Seviyelerinde istatistik olarak anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

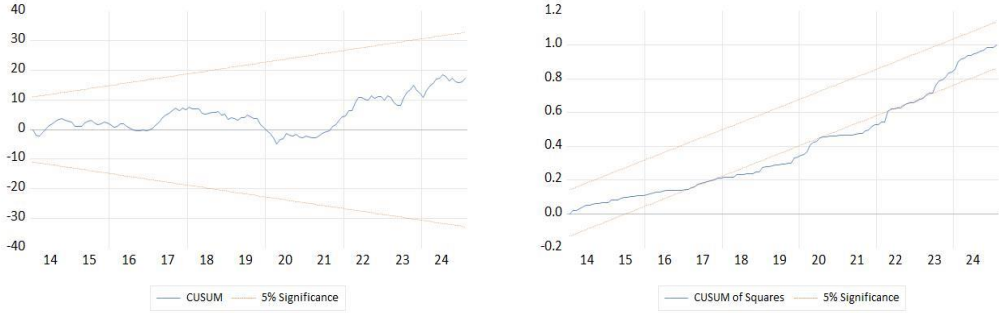
Tahmin edilen model için en uygun gecikme uzunluğunun ARDL (1,0,0,0,0) olduğu anlaşılmaktadır. Tablo 7’de ARDL (1,0,0,0,0) modeli için uygulanan Wald Testi ve F istatistik değerlerine yer verilmiştir.

Tablo 7. Sınır Testi F İstatistik Tablosu

Model (Gecikme)	Açıklayıcı Değişken Sayısı	Maksimum Gecikme	F İstatistiği	Önem Seviyesi	Alt Sınır	Üst Sınır
ARDL (1,0,0,0,0)	5	12	6.434606*	1%	3.060	4.150
				5%	2.390	3.380
				10%	2.080	3.000

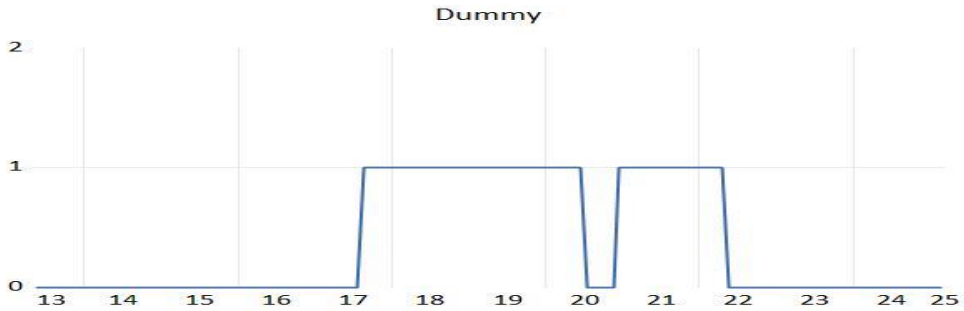
Tabloya göre F istatistik değeri %1 önem seviyesinde kritik değerlerinden büyük olduğu (Pesaran, Shin ve Smith, 2001, s. 300) için değişkenler arasında uzun dönemli koentegrasyon ilişkisi olduğuna karar verilmiştir. Şekil 5’te tahmin edilen ARDL (1,0,0,0,0) modeline uygulanan Cusum ve Cusum6 testlerine ait grafik yer almaktadır.

Şekil 5. Tahmin Modelinin CUSUM Testlerine Ait Grafik



Sol tarafta yer alan Cusum test grafiğine göre tahmin modeli test sınırları içerisinde yer alırken sağ taraftaki Cusum6 test grafiğine göre tahmin edilen model test sınırlarının dışına çıkarak yapısal kırılmanın varlığını göstermektedir. Bu durumda yapısal kırılmaların tarihi araştırılarak tahmin modeline kukla değişken dahil edilmiştir.

Şekil 6. ARDL Modeline Dahil Edilen Kukla Değişkenin Grafiği



Şekil 6’da gerçekleşmiş olan iki yapısal kırılmadan ilki için 01/08/2017 tarihi ile 01/06/2020 tarihleri arasında ve ikinci kırılma için ise 01/12/2020 tarihi ile 01/04/2022 tarihleri arasında oluşturup modele dahil edilen kukla değişkenin grafiği yer almaktadır. Yapısal kırılmaların yaşandığı tarihlerde; Türkiye’de parlamenter sistemden başkanlık sistemine geçiş gibi yapısal değişiklikler, yerel yönetim seçimlerinde İstanbul seçimlerinin ikinci kez tekrar edilmesi gibi siyasi olaylar, dünya genelinde ortaya çıkan Covid-19 pandemisinin neden olduğu küresel negatif dışsallık ve MB’nın heterodoks politikalara yönelmesi gibi ekonomik faktörlerin etkili olduğu düşünülmektedir.

Tablo 8. Kukla Değişkenli ARDL Tahmin Modeli

ARDL (4,1,1,0,3,2,2) Modeli				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	P Değeri
lnxu100 (-1)	0.879214	0.087319	10.06900	0.0000*
lnxu100 (-2)	0.068188	0.117818	0.578752	0.5639
lnxu100 (-3)	-0.298638	0.120321	-2.482011	0.0145*
lnxu100 (-4)	0.218082	0.083047	2.626004	0.0098*
lnusd	-0.515526	0.288621	-1.786173	0.0766***
lnusd (-1)	0.564215	0.286376	1.970189	0.0512**
lneur	0.897096	0.295464	3.036228	0.0029*
lneur (-1)	-0.464102	0.290280	-1.598806	0.1125
lngau	-0.224681	0.072540	-3.097353	0.0024*
lnbir (-1)	-0.058909	0.024197	-2.434520	0.0164*
lnbir (-2)	-0.009948	0.024600	-0.404367	0.6867
lnbir (-3)	-0.041487	0.023916	-1.734704	0.0854***
lnir	-0.054570	0.024431	-2.233623	0.0274**
lnir (-1)	-0.047276	0.078611	-0.601387	0.5487
lnir (-2)	-0.093292	0.132200	-0.705686	0.4818
dummy	0.183784	0.084005	2.187768	0.0307**
dummy (-1)	-0.064960	0.033949	-1.913441	0.0581**
dummy (-2)	0.086435	0.045190	1.912679	0.0582**
C	-0.079780	0.034453	-2.315613	0.0223**
Test İstatistikleri				
R-squared	0.995608		Mean dependent var	7.347022
Adjusted R-squared	0.994901		S.D. dependent var	0.864197
S.E. of regression	0.061710		Akaike info criterion	-2.599451
Sum squared resid	0.449361		Schwarz criterion	-2.175212
Log likelihood	199.3621		Hannan-Quinn criter.	-2.427051
F-statistic	1407.888		Durbin-Watson stat	2.069445

*%1, **%5, ***%10 Seviyelerinde istatistik olarak anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 8’de modele dahil edilen kukla değişkeninin yer aldığı 12 gecikmeli modele ait istatistiksel verilere yer verilmiştir. Tablodan görüldüğü üzere kukla değişkenli tahmin modeli için en uygun gecikme uzunluğunun ARDL (4,1,1,0,3,2,2) olduğu görülmektedir. Modelde yer alan tüm değişkenler gecikme uzunluklarına göre farklı seviyelerde istatistiki olarak anlamlı çıkmıştır. Tablo 9’da kukla değişkenli ARDL (4,1,1,0,3,2,2) Wald Testi ve F istatistik değerlerine yer verilmiştir.

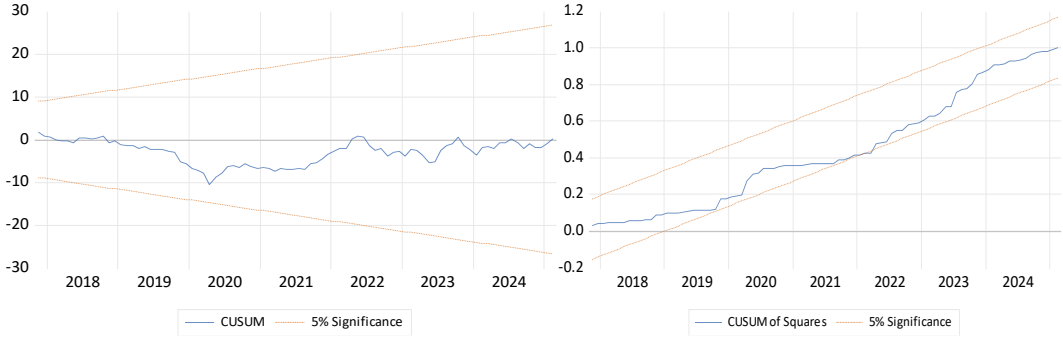
Tablo 9. Kukla Değişkenli Model İçin Sınır Testi F İstatistik Tablosu

Model (Gecikme)	Açıklayıcı Değişken Sayısı	Maksimum Gecikme	F İstatistiği	Önem Seviyesi	Alt Sınır	Üst Sınır
ARDL (4,1,1,0,3,2,2)	6	12	5.733900*	1%	3.150	4.430
				5%	2.450	3.610
				10%	2.120	3.230

Tabloya göre F istatistik değeri %1 önem seviyesi kritik değerlerinden büyük olduğu için değişkenler arasında uzun dönemde koentegrasyon ilişkisi olduğuna yönelik olan hipotez

kabul edilmiştir. Şekil 7’de kukla değişkenli tahmin modeline uygulanan Cusum ve Cusum6 testlerinin grafiği yer almaktadır.

Şekil 7. Kukla Değişkenli Tahmin Modelinin CUSUM Testlerine Ait Grafik



Şekle göre modele dahil edilen kukla değişken yapısal kırılmaları ortadan kaldırarak her iki test sonucuna göre %5 önem seviyesinde alt veya üst sınırların içinde yer aldığı görünmekte olup bundan dolayı tahmin modelinin uzun dönem katsayılarının tutarlılık gösterdiği yönünde karar verilmiştir (Tatlı ve Lebe, 2017, s. 18).

5.3. Diagnostik Testler

Bu aşamada durağanlık koşulunu sağlayan tahmin modelinin geçerliliğini araştırmak üzere sırasıyla ve ayrı ayrı diagnostik test sınamaları yapılacaktır. Tablo 10’da tahmin modeline uygulanan otokorelasyon testine ait çıktıya yer verilmiştir.

Tablo 10. Otokorelasyon Testi

F-statistic	2.047928	Prob. F(2,116)	0.1336
Obs*R ²	4.706475	Prob. χ^2	0.0951

Tabloya göre ($Prob. \chi^2 = 0.0951 > 0.05$) olduğundan tahmin modelinde otokorelasyon sorununun olmadığı anlaşılmaktadır. Tablo 11’de normal dağılım test sonucuna ait istatistiksel bilgilere yer verilmiştir.

Tablo 11. Normal Dağılım Testi

Çarpıklık	-0.183119	Jarque-Bera	3.301018
Basıklık	3.887573	Prob.	0.070615

Tabloya göre ($Prob. = 0.070615 > 0.05$) olduğundan tahmin modeline ait hatalar normal dağılım göstermekte olup tahmin modelinin normallik testini geçtiğine karar verilmiştir. Tablo 12’de tahmin modeline değişen varyans test sonuçlarına yer verilmiştir.

Tablo 12. Değişen Varyans Testi

F-statistic	0.911204	Prob. F(19,118)	0.5703
Obs*R ²	17.65668	Prob. χ^2	0.5455

Tabloya göre ($Prob. \chi^2 = 0.5455 > 0.01$) önem seviyesinde tahmin modelinde değişen varyans sorunu bulunmamaktadır. Tablo 13'te tahmin modeline ait Ramsey Reset test sonuçlarına yer verilmiştir.

Tablo 13. Ramsey Reset Testi

Test İstatistikleri	Değer	df.	Prob.
t-statistic	0.011108	117	0.9912
F-statistic	0.000123	(1, 117)	0.9912
Likelihood ratio	0.000146	1	0.9904

Tabloya göre ($F\text{-statistic} = 0.9912 > 0.05$) olduğundan tahmin modeli bu sınamayı geçerek tahmin modelinde spesifikasyon hatası olmadığına karar verilmiştir.

5.4. Uzun ve Kısa Dönem ARDL Modelleri

Uygulama bölümünde şimdiye kadar yapılan işlemler sonucunda tahmin edilen model ARDL yaklaşımına ait varsayımlarını sağladığı gibi diagnostik testlerden geçmiş bulunmaktadır. Bundan dolayı tahmin edilen modelin geçerli ve güvenilir olduğuna karar verilerek bir sonraki aşama olan tahmin modelinin uzun dönem ve kısa dönem katsayıları yorumlanarak hata düzeltme terimi tahmin edilecektir. Tablo 14'te tahmin modeline ait değişkenlerin uzun dönem katsayılarına ve istatistiki bilgilerine yer verilmiştir. Uzun dönem tahmin modelinde bağımsız değişkenlerden $\ln gau$ %10 önem seviyesinde diğer bağımsız değişkenler %1 önem seviyesinde istatistiki olarak anlamlı çıkarken $\ln usd$ değişkeni istatistik olarak anlamlı çıkmamıştır.

Tablo 14. ARDL Tahmin Modelinin Uzun Dönem Katsayıları

ARDL Modeli				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	P Değeri
$\ln usd (-1)$	0.365653	0.689328	0.530449	0.5967
$\ln eur (-1)$	3.251806	1.001773	3.246052	0.0015*
$\ln gau$	-1.687364	0.603934	-2.793954	0.0060*
$\ln bir (-1)$	-1.238513	0.380706	-3.253204	0.0014*
$\ln ir (-1)$	0.324554	0.173649	1.869026	0.0638**
Dummy (-1)	-0.437874	0.097015	-4.513450	0.0000*

*%1, **%5, ***%10 Seviyelerinde istatistiki olarak anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Aşağıda, denklem (18)'de tahmin edilen uzun dönem ARDL modeline ait denkleme yer verilmiştir.

$$\ln xu100 = 0.365653 \ln usd + 3.251806 \ln eur - 1.687364 \ln gau - 1.238513 \ln bir + 0.324554 \ln ir - 0.437874 \text{Dummy} \quad (18)$$

Denkleme göre uzun dönemde $\ln eur$ değişkenindeki %1'lik bir artış $\ln xu100$ 'de %3.25'lik bir artışa, $\ln ir$ değişkenindeki %1'lik bir artış $\ln xu100$ değişkeninde %0.32'lük bir artışa, $\ln gau$ değişkenindeki %1'lik bir artış $\ln xu100$ 'de %1.68'lik bir azalışa, $\ln bir$ değişkenindeki %1'lik bir artış ise $\ln xu100$ değişkeninde %1.23'lik bir azalışa neden olmaktadır.

Tablo 15'te ise tahmin edilen ARDL modeline ait kısa dönem katsayılarına ve istatistiki bilgilere yer verilmiştir.

Tablo 15. ARDL Tahmin Modelinin Kısa Dönem Katsayıları

ARDL (4,1,1,0,3,2,2,) Modeli				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	P Değeri
lnxu100 (-1)	0.133155	0.030345	4.388064	0.0000*
lnusd (-1)	0.048689	0.090428	0.538424	0.5913
lneur (-1)	0.432994	0.135870	3.186824	0.0018*
lngau	-0.224681	0.072540	-3.097353	0.0024*
lnbir (-1)	-0.164914	0.049182	-3.353138	0.0011*
lnir (-1)	0.043216	0.026261	1.645656	0.1025
dummy (-1)	-0.058305	0.018523	-3.147703	0.0021*
C	1.678060	0.337641	4.969957	0.0000
D(lnxu100 (-1))	0.012369	0.082211	0.150451	0.8807
D(lnxu100 (-2))	0.080556	0.083909	0.960040	0.3390
D(lnxu100(-3))	-0.218082	0.083047	-2.626004	0.0098
D(lnusd)	-0.515526	0.288621	-1.786173	0.0766
D(lneur)	0.897096	0.295464	3.036228	0.0029
D(lnbir)	-0.058909	0.024197	-2.434520	0.0164
D(lnbir(-1))	0.096058	0.035479	2.707412	0.0078
D(lnbir(-2))	0.054570	0.024431	2.233623	0.0274
D(lnir)	-0.047276	0.078611	-0.601387	0.5487
D(lnbir(-1))	-0.183784	0.084005	-2.187768	0.0307
D(dummy)	-0.064960	0.033949	-1.913441	0.0581
D(dummy (-1))	0.079780	0.034453	2.315613	0.0223
Test İstatistikleri				
R-squared	0.349555		Mean dependent var	0.071012
Adjusted R-squared	0.244822		S.D. dependent var	-2.599451
S.E. of regression	0.061710		Akaike info criterion	-2.175212
Sum squared resid	0.449361		Schwarz criterion	-2.427051
Log likelihood	199.3621		Hannan-Quinn criter.	2.069445
F-statistic	3.337591		Durbin-Watson stat	0.071012

*%1, **%5, ***%10 Seviyelerinde istatistiki olarak anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Tabloda yer alan kısa dönem katsayılarına ve istatistik değerlerine göre lnusd ve lnir değişkenleri istatistiki olarak anlamsız çıkmış iken diğer tüm değişkenler %1 önem seviyesinde istatistiki olarak anlamlı çıkmıştır. Kısa dönem katsayıları göre lneur değişkenindeki %1'lik bir artış lnxu100'de %0.43'lük bir artışa neden olurken lngau değişkenindeki %1'lik bir artış lnxu100'de %0.22'lik bir azalışa, lnbir değişkenindeki %1'lik bir artış ise lnxu100 değişkeninde %0.16'lık bir azalışa neden olmaktadır.

Tablo 16'da ise tahmin modeline ait hata düzeltme modeli tahmin edilerek hata düzeltme terimine ve istatistiki bilgelere yer verilmiştir.

Tablo 16. ARDL Tahmin Modelinin Hata Düzeltme Terimi

ARDL (4,1,1,0,3,2,2,) Modeli				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t İstatistiği	P Değeri
ECM*	-0.133155	0.019028	-6.997673	0.0000*
D(lnxu100 (-1))	0.012369	0.077455	0.159689	0.8734
D(lnxu100 (-2))	0.080556	0.077676	1.037087	0.3017
D(lnxu100(-3))	-0.218082	0.077312	-2.820809	0.0056
D(lnusd)	-0.515526	0.268528	-1.919825	0.0572
D(lneur)	0.897096	0.273772	3.276798	0.0014
D(lnbir)	-0.058909	0.020569	-2.864015	0.0049
D(lnbir(-1))	0.096058	0.028508	3.369517	0.0010
D(lnbir(-2))	0.054570	0.021908	2.490890	0.0141
D(lnir)	-0.047276	0.072991	-0.647687	0.5184
D(lnbir(-1))	-0.183784	0.076299	-2.408724	0.0175
D(dummy)	-0.064960	0.031442	-2.066050	0.0409
D(dummy (-1))	0.079780	0.031082	2.566777	0.0114
Test İstatistikleri				
R-squared	0.349555		Mean dependent var	0.018672
Adjusted R-squared	0.287112		S.D. dependent var	0.071012
S.E. of regression	0.059957		Akaike info criterion	-2.700901
Sum squared resid	0.449361		Schwarz criterion	-2.425145
Log likelihood	199.3621		Hannan-Quinn criter.	-2.588840
F-statistic	5.598007		Durbin-Watson stat	2.069445

*%1, **%5, ***%10 Seviyelerinde istatistiki olarak anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Tablodan görüldüğü üzere ECM (hata düzeltme terimi)'nin katsayısı 0'dan küçük ve negatif bir değer (-0.133155) alırken ($ECM < 0$ koşulu sağlanmaktadır) hata düzeltme teriminin olasılık değeri ise %1 önem seviyesinde anlamlı çıkmıştır. Buna göre kısa dönemde değişkenler arasındaki denge durumundan muhtemel bir sapma söz konusu olduğunda değişkenlerin yaklaşık %13'lük kısmının tekrar denge durumuna geçeceği öngörülmektedir.

5.5. Araştırma Hipotezlerinin Değerlendirilmesi

Uygulamanın son aşaması olan bu başlık altında araştırma için oluşturulan hipotezler test edilecektir. Tablo 17'de araştırma için oluşturulan hipotezler, sınama gerekçesi ve ilgi hipotez hakkındaki kararlara yer verilmiştir.

Tablo 17. Araştırma Hipotezlerinin Değerlendirilmesi

Hipotez	Gerekeçe	Karar	
	Katsayı	Değişen veya Model	p (Değeri)
H_1		Kısa Dönem ARDL Model Geçerli	Red X
H_2	0.04	lnusd	0.5913 > 0.05
H_3	0.35	lnusd	0.5967 > 0.05
H_4	0.43	lneur*	0.0018 < 0.05
H_5	0.43	lneur*	0.0018 < 0.05
H_6	-0.22	lngau*	0.0024 < 0.05
H_7	-0.22	lngau*	0.0024 < 0.05
H_8	-0.16	lnbir*	0.0011 < 0.05
H_9	-0.16	lnbir*	0.0011 < 0.05
H_{10}	0.04	lnir	0.1025 > 0.05
H_{11}	0.04	lnir	0.1025 > 0.05
H_{12}		Uzun Dönem ARDL Model Geçerli	Red X
H_{13}	0.36	lnusd	0.5967 > 0.05
H_{14}	0.36	lnusd	0.5967 > 0.05
H_{15}	3.25	lneur*	0.0015 < 0.05
H_{16}	3.25	lneur*	0.0015 < 0.05
H_{17}	-1.68	lngau*	0.0060 < 0.05
H_{18}	-1.68	lngau*	0.0060 < 0.05
H_{19}	-1.23	lnbir*	0.0014 < 0.05
H_{20}	-1.23	lnbir*	0.0014 < 0.05
H_{21}	0.32	lnir***	0.0638 ≤ 0.05
H_{22}	0.32	lnir***	0.0638 ≤ 0.05

*%1, **%5, ***%10 Seviyelerinde istatistik olarak anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Tabloda görüldüğü üzere araştırma için yirmi iki tane hipotez oluşturulmuş ve yapılan uygulama sonra bu hipotezler test edilerek araştırmanın on beş hipotezi hakkında red kararı verilirken araştırmanın yedi hipotezi kabul edilmiştir.

6. SONUÇ VE ÖNERİLER

Küresel dünyada sermaye akışkanlığı hız kazanarak dolaylı yatırımların belirleyicisi olmuştur. Ulusal ülke borsaları ise dolaylı yatırımlar bakımından en çok tercih edilen sermaye piyasalarının en başında yer almaktadır. Ulusal borsalara yerli veya yabancı yatırımcılar tarafından yapılan yatırımlarda döviz kurları, faiz oranları ve kıymetli metallerden biri olan altının fiyatları en önemli faktörler arasında yer almaktadır.

Bu çalışmada 2013-2025 yılları arasında Borsa İstanbul 100 Endeksi, döviz kurları, faiz oranları ve altın fiyatları arasındaki ilişki araştırılmıştır. Bahsedilen araştırma konusu değişkenler için zaman serileri oluşturularak bu seriler arasındaki ilişki ARDL yaklaşımı kullanılarak analiz edilmiştir. Yapılan analiz sonuçlarına göre değişkenler için tahmin edilen ilk model olan ARDL (1,0,0,0,0) modelinde 2017 (yapısal nedenler), 2020 (siyasi olaylar ve küresel negatif dışsalılık) ve 2022 (ortodoks para politikaların sapma) yıllarında yapısal kırılmaya rastlanmış olup kukla değişken oluşturularak kukla değişkeninin yer aldığı ARDL (4,1,1,0,3,2,2) modeli tekrar tahmin edilmiştir. Bu tahmin modeli, ARDL yaklaşımı varsayımlarını sağlayarak ve diagnostik testleri geçerek kabul edilmiştir. Yapılan

analiz sonuçlarına göre uzun dönemde: ABD Dolar kurunun BİST 100 endeksini etkilemediği, Euro kurundaki %1'lik artışın BİTS 100'de %3.25'lik artışa, MB faiz oranındaki %1'lik artışın BİST'te %0.32'lik artışa, altın fiyatlarındaki %1'lik artışın BİST 100'de %1.68'lik azalışa ve gösterge faiz oranındaki %1'lik artışın BİST 100'de %1.23'lük azalışa neden olduğu tespit edilmiştir. Kısa dönemde ise ABD Dolar kuru ve MB faiz oranları BİST 100 üzerinde etkili olmazken, Euro kurundaki %1'lik artışın BİST 100'de %0.43'lük artışa, altın fiyatlarındaki %1'lik artışın BİST 100'de %0.22'lik azalışa, gösterge faiz oranındaki %1'lik artışın BİST 100'de %0.16'lik azalışa neden olduğu ortaya çıkmıştır. Tahmin edilen hata düzeltme modeli ve hata düzeltme katsayısına göre ise kısa dönemde tüm değişkenler dengedeysen değişkenler arasında yaşanması muhtemel bir dengesizlik durumunda değişkenlerin %13'nün tekrar denge konumuna döneceği tespit edilmiştir. Elde edilen bu bulgulara göre Coşkun ve Ümit (2016), Belen ve Karamelikli (2016), Açıklın ve Başçı (2016), Uyar, Kangallı Uyar ve Gökçe (2016) ile benzer, Eyüboğlu ve Eyüboğlu (2018) ve Özçalık ve Güler Özçalık (2020) ile farklı sonuçlara ulaşılmıştır.

Sonuç olarak yapılan analiz sonucunda BİST 100 yatırımcılarına ve bilgi kullanıcılarına kısa ve uzun dönemde özellikle altın fiyatlarını ve gösterge faizlerini dikkate almalarının yanı sıra yapısal kırılmalardan anlaşılabileceği üzere Türkiye'de yaşanan veya yaşanması muhtemel yapısal değişiklikleri, siyasi olayları veya küresel negatif dışsallıkların etkilerini göz önünde bulundurarak değerlendirmeleri önerilmektedir. Ayrıca, sermaye piyasaları açısından başat role sahip Borsa İstanbul'da ve özellikle BİST 100 endeksinde dengeli istikrar hedefi olan hükümetlere yapısal değişiklikler, siyasi krizler ve küresel negatif dışsallıklara karşı politika geliştirmeleri, Merkez Bankası'na ise rasyonel para politikalarından uzaklaşmamaları tavsiye edilmektedir.

Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı

Makalenin tüm süreçlerinde Manisa Celal Bayar Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi'nin araştırma ve yayın etiği ilkelerine uygun olarak hareket edilmiştir.

Yazarların Makaleye Katkı Oranları

Yazarlar çalışmaya eşit oranda katkı sağlamıştır.

Çıkar Beyanı

Yazarların herhangi bir kişi ya da kuruluş ile çıkar çatışması yoktur.

KAYNAKÇA

- Banerjee, A., Dolado, J. J. and Mestre, R. (1998). Error Correction Mechanism Tests for Cointegration in Single Equation Framework. *Journal of Time-Series Analysis*, 19:3, pp. 267-283.
- Boudoukh, J. and Richardson, M. (1993). Stock Returns and Inflation: A Long Horizon Perspective. *American Economic Review*, 83 (5): 1346 – 1355.
- Brown, R. L., Durbin, J. and Evans, J. M. (1975). Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time. *Journal of the Royal Statistical Society*, 37(2), 149-192.
- Darrat, A. F. (1990). Stock Returns, Money and Fiscal Defecits. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25 (3): 387 – 398.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1979). Distribution of Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, Vol: 74, No: 366, pp. 427-431.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 49, pp. 1057-1072.
- Dritsaki–Bargiota, M. and Dritsaki, C. (2004). Macroeconomic Determinants of Stock Price Movements: An Empirical Investigation of the Stock Market. *11th Annual Multinational Finance Society*, İstanbul.
- Endres, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*. John Wiley and Sons, Canada.
- Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, Vol: 25, No: 2, pp: 251-276.
- Erbaykal, E., Okuyan, H.A. and Kadioğlu, O. (2008). Real Macroeconomic Variables and Stock Prices: Test of Proxy Hypothesis in Turkey. *Yeditepe International Research Conference On Business Strategies* 13 – 15 June 2008.
- Esen, E., Yıldırım, S. ve Kostakoğlu, S. F. (2012). Feldstein-Horioka Hipotezinin Türkiye Ekonomisi için Sınaması: ARDL Modeli Uygulaması. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİF Dergisi*, 7(1), ss. 251-267.
- Eyüboğlu, S. ve Eyüboğlu, K. (2018). Borsa İstanbul sektör endeksleri ile döviz kurları arasındaki ilişkilerin incelenmesi: ARDL modeli. *Niğde Ömer Halis Demir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 11(1), 8-28. <https://doi.org/10.25287/ohuiibf.332352>
- Fama, E. (1981). Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money. *The American Economic Review*, 71(4): 545 – 565.
- Fichtner, F. and Joebges, H. (2024). Stock Market Returns and GDP Growth, IMK Study No. 90, Hans-Böckler-Stiftung, Institut für Makroökonomie und Konjunkturforschung (IMK), Düsseldorf.
- Garbade, K. D. and Silber, W. L. (1979). Dominant and Satellite Markets: A Study of Dually- Traded Securities. *The Review of Economics and Statistics*, 61(3): 455 – 460.
- Gay, R. D. Jr. (2008). Effect of Macroeconomic Variables On Stock Market Returns For Four Emerging Economies: Brazil, Russia, India and China. *International Business and Economics Research Journal*, 7(3): 1 – 8.
- Gürkaynak, R. S., Kısacıkoglu, B., Lee, S. S. ve Şimşek, A. (2022). Türkiye'nin Enflasyon Tercihleri, Erişim Adresi :http://refet.bilkent.edu.tr/GKLS_TR_Enflasyon_Makale_25Ekim2022_TT.pdf.
- Hashemzadeh, N. and Taylor, P. (1988). Stock Prices, Money Supply, And Interest Rates: The Question of Causality. *Applied Economics*, 20(12): 1603 -1611.
- Holden, D. and Perman, R. (1994). *Unit Roots and Cointegration for the Economists, Cointegration for the Applied Economists*, (Edit By: B. Bhaskaro Rao) The Mac Millan Press Ltd., London.
- Investing. (2025). <https://tr.investing.com/indices> Erişim Tarihi (05.02.2024).
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol: 12, Issue: 2-3, pp: 231-254.
- Kaul, G. and Seyhun, H. N. (1990). Relative Price Variability, Real Shocks and The Stock Market. *Journal of Finance*, 45(2): 479–496.
- Kremers, J. J. M., Ericsson, N. R. and Dolado, J. J. (1992), The Power of Cointegration Tests. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54:3, pp. 325-348.
- Lee, J. and Strazlicich, M. C. (2003). Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test With Two Structural Breaks, *The Review of Economics and Statistics*, 85 (4), 1082-1089.

- Mukherjee, T. K. and Naka, A. (1995). Dynamic Relations Between Macroeconomic Variables And The Japanese Stock Market: An Application of A Vector Error Corection Model. *The Journal of Financial Research*, 18(2): 223 – 237.
- Mukhuti, S. and Bhunia, A. (2013). Is It True that Indian Gold Price Influenced by Indian Stock Market Reaction?. *E3 Journal of Business Management and Economics*, 4(8), 181-186.
- Öncü, M.A., Çömlekçi, İ., Yazgan, H. İ. ve Bar, M. (2015). Yatırım Araçları Arasındaki Eşbütünleşme (BİST100, Altın, Reel Döviz Kuru). *AİBÜ Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 15(1), 43-57.
- Özçalık, M. ve Güler Özçalık, S. (2022). Turizm Endeksinde Döviz Kuru Etkisi: BİST’te Bir Uygulama, *Ekonomi. Politika & Finans Araştırmaları Dergisi*, 5 (2), ss. 374-388.
- Paudel, R. C. and Jayanthakumaran, K. (2009). Financial Liberalizaton and Performance in Sri Lanka: The ARDL Approach. *South Asia Economic Journal*, 10:1, pp. 127-156.
- Pesaran, M. H., Shin Y., and Smith R. (1996). *Testing for the Existence of a Long-Run Relationship*, University of Cambridge, DAE Working Paper No. 9622.
- Pesaran, M. H. and Pesaran, B. (1997). *Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis*. Oxford University Press, Oxford.
- 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.
- Phillips, P. C. B. and Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*, 75 (2), 335-346.
- Sayılgan, G. and Süslü, C. (2011). Makro Ekonomik Faktörlerin Hisse senedi Getirilerine Etkisi: Türkiye ve Gelişmekte Olan Piyasalar Üzerine Bir İnceleme. *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar*, Cilt:5, Sayı: 1, 73-96.
- Srinivasan, P. and Prakasam, K. (2015). Gold Price, Stock Price and Exchange Rate Nexus: The Case of India. *The IUP Journal of Financial Risk Management*, 11(3), 1-12.
- Smith, G. (2001). The Price of Gold and Stock Price Indices for the United States. *The World Gold Council*, 8, 1-16.
- Tabak, B. M. (2006). The Dynamic Relationship Between Stock Prices And Exchange Rates: Evidence For Brazil. *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, 9(8): 1377 – 1396.
- Tatlı, H., ve Lebe, F. (2017). Türkiye’de Doğalgaz Tüketimi, Sermaye ve İstihdamın Ekonomik Büyümeyle İlişkisi: Eşbütünleşme ve Nedensellik Analizi. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 32(1), 1-28.
- Topçu, N., Aksoy, M., ve Topçu, N. (2013). Altın ile Hisse Senedi Ve Enflasyon Arasındaki İlişki, *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 27(1), 59-78.
- Tcmb. (2025). <https://evds2.tcmb.gov.tr/> Erişim Tarihi (10.02.2025).
- Uyar, U., Kangallı Uyar, S. ve Gökçe, A. (2016). Gösterge Faiz Oranı Dalgalanmaları ve BİST Endeksleri Arasındaki İlişkinin Kantil Regresyon ile Analizi. *Ege Akademik Bakış*, Cilt: 16, Sayı: 4, ss. 587-598.
- Yılgıncı, V. (2011). Yapısal kırılmalar altında Türkiye için işsizlik histerisinin sınanması, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 10 (2), 324-335.
- Yüce Akıncı, G. ve Küçükçaylı, F. (2016). Hisse senedi piyasası ve döviz kuru mekanizmaları üzerine bir panel veri analizi. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 71, 127-148. <https://doi.org/10.25095/mufad.396706>
- Wooldridge, J. M. (2013). *Ekonometriye Giriş Modern Yaklaşım Cilt 2* (Çev. Edt. Doç. Dr. Ebru Çağlayan), Nobel Akademi Yayıncılık, Ankara.