

SEÇİLİ RİSK VE BELİRSİZLİK ENDEKSLERİ İLE GELİŞMEKTE OLAN ÜLKE BORSALARI ARASINDAKİ İLİŞKİLER: EKONOMETRİK BİR UYGULAMA

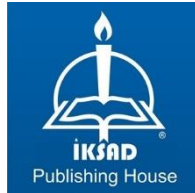
Dr. Metin YİĞİTÜŞAĞI
Doç.Dr. Erkan ALSU



**SEÇİLİ RİSK VE BELİRSİZLİK ENDEKSLERİ İLE
GELİŞMEKTE OLAN ÜLKE BORSALARI
ARASINDAKİ İLİŞKİLER: EKONOMETRİK BİR
UYGULAMA**

Dr. Metin YİĞİTUŞAĞI
Doç.Dr. Erkan ALSU

DOI: <https://dx.doi.org/10.5281/zenodo.8423257>



Copyright © 2023 by iksad publishing house
All rights reserved. No part of this publication may be reproduced, distributed or
transmitted in any form or by
any means, including photocopying, recording or other electronic or mechanical
methods, without the prior written permission of the publisher,
except in the case of
brief quotations embodied in critical reviews and certain other
noncommercial uses permitted by copyright law. Institution of Economic
Development and Social
Researches Publications®
(The Licence Number of Publicator: 2014/31220)
TÜRKİYE TR: +90 342 606 06 75
USA: +1 631 685 0 853
E mail: iksadyayinevi@gmail.com
www.iksadyayinevi.com

It is responsibility of the author to abide by the publishing ethics rules.

Iksad Publications – 2023©
ISBN: 978-625-367-327-7
Cover Design: İbrahim KAYA
October / 2023
Ankara / Türkiye
Size = 16 x 24 cm

ÖNSÖZ

Bugün dünyada en çok kutsanan ve korkulan kavramlardan olan risk ve belirsizlik, çoğu ekonomist tarafından büyük bir gayretle ölçülmeye, tahmin edilmeye ve hatta garanti edilmeye çalışılmaktadır. Böylece, risk ve belirsizliğin yüksek olduğu gelişmekte olan piyasalarda yatırımcılara daha az riskli ve belirsiz ortam sağlayarak yüksek getiri imkanları sağlanacaktır.

Bu bağlamda, çalışmamızda seçilmiş risk ve belirsizlik endeksleri ile gelişmekte olan ülke borsaları arasındaki ilişkileri incelerken bağımsız değişkenler olarak Ekonomik Politika Belirsizlik endeksi, Finansal Stres endeksi, Jeopolitik Risk endeksi ve Volatilite endeksi, bağımlı değişkenler olarak gelişmekte olan ülke borsaları Türkiye borsası, Brezilya borsası, Güney Afrika Cumhuriyeti borsası, Rusya borsası, Meksika borsası, Çin borsası ve Hindistan borsası kullanılmıştır. Veriler EPU, FSI ve GPR 2003-2019 dönemi aylık doğal logaritmik serilerden oluşmuştur. Ayrıca, literatüre uygun olarak 2003-2019 dönemi Volatilite endeksi (VIX) için günlük logaritmik seriler kullanılmıştır. Çalışmada, değişkenler arasındaki ilişkilerin analizinde, değişkenlerin düzeyde durağan mı yoksa birinci farkta mı durağan olduğuna bağlı olarak ARDL sınır testi kullanılmıştır.

Ekim, 2023

Metin YİĞİTÜŞAĞI

İÇİNDEKİLER

ÖNSÖZ	i
İÇİNDEKİLER	iii
GİRİŞ	1
I. BÖLÜM	3
1.1. Risk ve Belirsizlik Kavramları Üzerine Genel Bir Değerlendirme	3
1.2. Gelişmekte Olan Ülkeler	6
1.3. Gelişmekte Olan Piyasalar	7
1.4. Seçilen Endeksler	9
1.4.1. Volatilite Endeksi (VIX)	9
1.4.2. Ekonomik Politika Belirsizlik Endeksi (EPU)	11
1.4.3. Finansal Stres Endeksi (FSI)	14
1.4.4. Jeopolitik Risk Endeksi (GPR)	17
İKİNCİ BÖLÜM	22
Materyal ve Yöntem	22
2.1. Veri Seti	22
2.2. Yöntemler	23
2.2.1. ADF ve PP Klasik Birim Kök Testleri	23
2.2.2. Eşbütünleşme ve ARDL Sınır Testi	25
ÜÇÜNCÜ BÖLÜM	28
AMPIRİK BULGULAR VE TARTIŞMA	28
3.1. Tanımlayıcı İstatistikler	28
3.2. Birim Kök Testleri	30
3.2.1. Grafikselsel Gösterim	31
3.2.2. ADF ve PP Birim Kök Testleri	34
3.3. ARDL Sınır Testi Analizi	38

3.3.1. EPU- ARDL Sınır Testi Sonuçları _____	39
3.3.2. FSI- ARDL Sınır Testi Sonuçları _____	54
3.3.3. GPR- ARDL Sınır Testi Sonuçları _____	69
3.3.4. VIX- ARDL Sınır Testi Sonuçları _____	83
SONUÇ VE ÖNERİLER _____	101
KAYNAKLAR _____	104

GİRİŞ¹

Finansal piyasalarda, ekonomik politika belirsizliği, finansal stres ve jeopolitik risk gibi çeşitli risk ve belirsizlik endeksleri yatırımcılar için yatırım kararlarında çok önemli bir rol oynamaktadır. Beklenmedik olaylar, hisse senedi fiyatının oynaklığını sürekli olarak etkilenmekte ve bu durumda yatırımcılar gelecekteki hisse senedi fiyatlarını tahmin etmekte zorlanmaktadır. Bu nedenle, son zamanlarda borsaya ilgi duyan yatırımcılar borsa oynaklığına sebep olan riskleri ve belirsizlikleri doğru bir şekilde ölçmek ve bunlara yönelik uygun tepkileri geliştirmek için piyasa gerilimlerine ilişkin açık ve zamanında sinyaller üreten risk ve belirsizlik endeksleri ile borsalar arasındaki ilişkinin varlığına odaklanmaktadır; yani yatırımcılar, kısa ve uzun vadede hisse senedi fiyatlarının dalgalanmasında ve istikrarında önemli rol oynayan finansal, ekonomik, politik ve jeopolitik öncü göstergeleri analiz ederek hisse senedi fiyatının zaman içindeki değişimi görmeye ve tahmin etmeye çalışmaktadır.

Küresel dünyada menkul kıymet piyasalarının gelecekteki hareketlerinin tahmin edilmesinde çeşitli risk ve belirsizlik endeksleri gösterge olarak kullanılmaktadır. Belirsizliğin önemi konusunda hiç şüphe yoktur; ancak literatür tek bir belirsizlik tanımı üzerinde uzlaşmamaktadır. Jeopolitik belirsizlik, mali düzenlemeler ve para politikalarının öngörülemesizliği, sektöre özgü olaylar ve hatta net olmayan satış tahminleri, CEO'nun ayrılışı, yönetimde bir değişiklik veya yetkili bir kişinin söylentileri gibi firmaya özgü haberler, belirsizliğin sadece birkaç örneğidir. Daha spesifik olarak, ekonomik belirsizlik, ekonomik ekosistemi etkileyen beklenmedik değişiklikler ve maliye veya para politikalarındaki veya diğer hükümet politikalarındaki değişikliklerin şirketleri nasıl etkilediği olarak tanımlanabilmektedir (Abel, 1983).

Geçtiğimiz son on yılda, küresel siyasi ve ekonomik belirsizliğe neden olan birkaç büyük zorluk ortaya çıkmıştır. Bunlar Ortadoğu'da ve dünyanın süper güçleri arasında siyasi kargaşaya neden olan “Arap Baharı” ile başlamış ve küresel statükoda büyük değişiklikler çağrısında bulunan Donald Trump'ın ABD başkanı seçilmesiyle devam etmiştir. Dünya hızlı bir şekilde gelişmeye

¹ Bu çalışma, Metin Yiğitüsağı'nın Gaiantep Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İşletme Anabilim Dalı'nda yazmış olduğu doktora tezinden türetilmiştir.

devam ederken, bu tür değişiklikler bir siyasi ve ekonomik istikrarsızlık duygusu oluşturmakta ve dünya çapında belirsizliği giderek artırmaktadır. Örneğin, Avrupa'da, Rusya'nın önce Kırım'ı ilhak etmesi daha sonra da Ukrayna'nın dört bölgesini daha işgal edip ilhak etmesi ve sağcı siyasi ideolojilerin yükselişine ve artan terör tehditlerine sebep olan mülteci krizi gibi krizler ulusal iç barışı ve uluslararası ilişkileri bozmuştur. Dahası, Birleşik Krallık'ın Avrupa'dan çıkışı "Brexite", Avro'nun geleceği ve Avrupa'daki ekonomi politikaları hakkındaki şüpheleri ve belirsizlikleri artırmıştır (Al-Thaqeb and Algharabali, 2019).

Artan işsizlik ve gelir dağılımı eşitsizliği, göç ve petrol fiyatlarındaki dalgalanmalar ve Covid-19 salgını ve sonrasındaki tedarik zincirinin bozulması sonucu hammadde fiyatlarındaki aşırı dalgalanmalar gibi sorunlar küresel ekonomileri daha da karmaşık hale getirmektedir. Dahası, şu anda politika belirsizlikleri yaşayan birçok ülkede son zamanlarda yaşanan yavaş ekonomik büyüme, artan faizler ve yükselen enflasyon rakamlarının da gösterdiği gibi ekonomik politika belirsizliklerinin takibi her zamankinden daha çok kritik bir rol oynamaktadır. Bu durum ise, bu çeşitli faktörlerin neden olduğu belirsizlikleri ölçmeyi ve piyasalar üzerindeki etkileri tespit etmeyi zaruri kılmaktadır.

Bu çalışmada gelişmekte olan 7 ülkeye ait borsa verileri ve seçilen 4 risk ve belirsizlik endeksleri kullanılmış olup, risk ve belirsizlik endekslerinin ülke borsaları üzerindeki etkisi incelenmiştir. Bu çalışma, literatüre birkaç açıdan önemli katkılar sağlayacaktır. Birincisi, risk ve belirsizlik endeksleri oluşturulurken hangi faktörlerin dikkate alındığı; ikincisi, bu çalışmanın ARDL sınır testi ile Kantil regresyonu birlikte kullanarak farklı düzeylerde durağan değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkiyi sahte regresyon sorununa ve Basit En Küçük Kareler metodu OLS'nin pek çok kısıtlayıcı varsayımlarına maruz kalmadan tespit edebilmesidir. Üçüncüsü, değişkenler arasındaki ilişkilerin yönünü aralarında eşbütünleşik olmasalar dahi bilgi kaybına neden olmadan Toda-Yamamoto nedensellik testi ile sınanması ve elde edilen bulgular ile literatüre girmesidir. Sonuncusu ise, borsa yatırımcılarına, politika uygulayıcılarına ve ilgili taraflara önemli bilgiler sunmasıdır.

I. BÖLÜM

1.1. Risk ve Belirsizlik Kavramları Üzerine Genel Bir Değerlendirme

Finansal piyasalardaki düşünce tarihi, çok temel bir soru hakkında şaşırtıcı bir şekilde bir fikir birliği eksikliğini göstermiştir. Bu temel soru “şirket hisse senetleri gibi spekülasyon varlıklarının fiyatlarındaki tüm bu dalgalanmalara neden olan şey nedir?” idi. Bu kadar basit bir sorunun uzun zaman önce ikna edici bir biçimde cevaplanmış olduğu düşünülebilir (Shiller, 2014). Ama bu soruya 1980'lere kadar üzerinde uzlaşılan bir cevap bulmak mümkün olmamıştır. Aslında bu soruya cevap vermek zamanın ruhu ile alakalıydı. Zaman, postmodern bir zamandı; yani, gerçekliğin sınırlarının tamamen yok olduğu bir belirsizlik zamanıydı. Dolayısıyla cevap “belirsizlik” olmuştur.

John Kenneth Galbraith'in 1977'de "Belirsizlik Çağı" kitabının yayınlanmasından bu yana, medyada ve akademide yer alan birçok önemli olay, belirsizliğin finans dünyasında önemli bir sorun olduğunu vurgulamaktadır. Belirsizliğin önemi konusunda hiç bir şüphe yok; ancak literatür tek bir belirsizlik tanımı üzerinde uzlaşmaz (Galbraith, 1977). Çünkü pek çok belirsizlik faktörü bulunmaktadır: Jeopolitik belirsizlik, sektöre özgü olaylar ve hatta net olmayan satış tahminleri, CEO'nun ayrılışı gibi yönetimde bir değişiklik veya yetkili bir kişinin söylentileri gibi firmaya özgü haberler, belirsizliğin sadece birkaç örneğidir. Bu nedenle, bazıları belirsizliğe maliye, düzenleyici para ve hükümet politikalarının öngörülemezliği olarak atıfta bulunur ve bu da nihayetinde finansal piyasa oynaklığına katkıda bulunur. Daha spesifik olarak, ekonomik belirsizlik, ekonomik ekosistemi etkileyen beklenmedik değişiklikler ve maliye veya para politikalarındaki veya diğer hükümet politikalarındaki bu tür değişikliklerin şirketleri nasıl etkilediği olarak tanımlanabilir (Abel, 1983). Politika belirsizliği, gelecekteki tanımlanmamış hükümet politikaları ve düzenleyici çerçevelerle ilişkili ekonomik risktir. Bu durum, hem işletmelerin hem de bireylerin piyasa belirsizliği nedeniyle harcamalarını ve yatırımlarını geciktirme riskini daha da artırmaktadır. 2008 küresel mali krizinden sonra, hükümet politikaları

hakkındaki belirsizlik hükümetin gelecekteki düzenleyici çerçevesi, harcamalar, vergiler, para politikaları ve sağlık hizmeti ile ilişkili iş ve hane halkı belirsizliği nedeniyle zirve yapmıştır (Baker vd., 2016). Son küresel mali krizin ve ABD'de giderek artan partizan politika anlaşmazlıklarının ardından, belirsiz politikalarla ilgili öncelikle de ekonomi politikaları ve finansal kararlarla ilgili olan endişeler giderek artmaktadır (Baker vd., 2016). Bu, büyük ölçüde, ABD ve Avrupa vergilerinin yanı sıra mali, parasal ve diğer düzenleyici politikalara ilişkin belirsizliklerin, 2008'deki küresel mali ve ekonomik gerilemeye ve ardından gelen yavaş toparlanmaya önemli ölçüde sebep olduğu inancından kaynaklanmaktadır.

GSYİH büyümesi, enflasyon ve işsizlik oranları gibi makroekonomik göstergeler, bu alanlardaki olumsuz haberler finansal piyasalarda aşağı yönlü risklere yol açabileceğinden uzun zamandan beri yatırımcıların gündemine girmiştir. Son zamanlarda, makroekonomik belirsizlik hala odak noktasında olduğu için, politika yapıcılarının ekonomik politika kararları da merkezde yer almıştır. Sonuç olarak, bu politikalarla ilgili belirsizlikler giderek artan bir ilgi görmüştür. Örneğin, Avrupa'da, mali düzenleyici önlemler, yapısal reformlar ve mali konsolidasyonla ilgili kararlar, piyasayı dalgalandıran önemli olaylar arasında görülmüştür. Dahası, Avrupa'da geniş ekonomi politikası uzlaşması dönemi Brexit referandumuyla sarsılmıştır. Buna ek olarak, en büyük Euro bölgesi ülkelerindeki seçimler nedeniyle artan iç siyasi riskler, gelecekteki ekonomik politikalarla ilgili endişeleri artırmıştır.

Geçtiğimiz son on yılda, küresel siyasi ve ekonomik belirsizliğe neden olan birkaç büyük zorluk ortaya çıkmıştır. Bunlar Ortadoğu'da ve dünyanın süper güçleri arasında siyasi kargaşaya neden olan “Arap Baharı” ile başlamış ve küresel statükoda büyük değişiklikler çağrısında bulunan Donald Trump'ın ABD başkanı seçilmesiyle devam etmiştir. Dünya hızlı bir şekilde gelişmeye devam ederken, bu tür değişiklikler bir siyasi ve ekonomik istikrarsızlık duygusu oluşturmuş ve dünya çapında belirsizliği giderek artırmıştır. Örneğin, Avrupa'da, Rusya'nın önce Kırım'ı ilhak etmesi daha sonra 2022 Şubat ayında Ukrayna'yı işgali ve bu durumun halen devam ediyor olması ve sağcı siyasi ideolojilerin yükselişine ve artan terör tehditlerine sebep olan mülteciler krizi gibi krizler ulusal iç barışı ve uluslararası ilişkileri bozmuştur. Dahası,

Birleşik Krallık'ın Avrupa'dan çıkışı "Brexit", Avro'nun geleceği ve Avrupa'daki ekonomi politikaları hakkındaki şüpheleri ve belirsizlikleri artırmıştır (Al-Thaqeb and Algharabali, 2019).

Artan işsizlik ve gelir dağılımı eşitsizliği, göç ve petrol fiyatlarındaki dalgalanmalar gibi sorunlar küresel ekonomileri daha da karmaşık hale getirmektedir. Dahası, şu anda politika belirsizlikleri yaşayan birçok ülkede son zamanlarda yaşanan yavaş ekonomik büyümenin de gösterdiği gibi, politika belirsizlikleri, ekonomik sonuçların şekillenmesinde her zaman kritik bir rol oynamaktadır.

Gelecekteki politikaların belirsizlik üzerinde uzun vadeli bir etkisi olduğu söylenebilir; ancak, bazı sorunlar, kur dalgalanmaları ve üst yönetimdeki değişiklikler gibi belirsizliği hem kısa hem de uzun vadede etkilemektedir. Diğer bazı sorunların ise, petrol fiyatlarındaki değişiklikler gibi yalnızca kısa vadeli bir etkisi olduğu kabul edilmektedir. Bu nedenle, zaman ufku, belirsizliğin belirleyicilerinin etkisini anlamada kilit bir faktördür. Bu durum ise, bu çeşitli faktörlerin neden olduğu belirsizliklerin ölçümünü bulmayı gerektirmektedir.

Küresel kapitalist ekonomilerde piyasa oynaklığının zaman içinde istikrarlı olmadığını görülmektedir. Örneğin Köse (2003), finansal sektörün kırılganlığı, istikrarsızlığı ve çalkantısı ile menkul kıymetler piyasasında reel sektörün finansal hareketlerinin dünyadaki tüm piyasalar için geçerli olduğunu belirtmektedir. IMF (2012 ve 2013) vergi, harcama, düzenleyici ve para politikalarına ilişkin belirsizliğin durgunluğun başlangıcında ekonomik faaliyetlerde büyük bir düşüşe ve daha sonra daha yavaş bir toparlanmaya öncülük eden faktörler olduğunu iddia etmiştir.

Teknoloji ve küreselleşme yaşam biçimini değiştirdiğinden, belirsizlik seviyesi artık her zamankinden daha yüksek ve daha önemli olmuştur. Siyasi bölünme, kutuplaşma ve genel ekonomide hükümet harcamalarının artan rolü, belirsizlikte son zamanlarda artışa yol açan başlıca faktörlerdir (Baker vd, 2013).

1.2. Gelişmekte Olan Ülkeler

Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler arasındaki farkın en iyi nasıl ölçüleceğini belirlemek zordur. Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYİH) ekonomik gelişmişlik düzeyini değerlendirmek için en iyi bilinen değerlerden biri olmasına rağmen, bir ülkenin gelişimini ölçmek için başka bazı ölçütler de kullanılmaktadır. Bazıları diğerlerinden daha doğru olma potansiyeline sahip olsa da, hiçbiri doğası gereği kullanımda yanlış değildir.

Uzmanlar tutarlı bir tanım üzerinde henüz anlaşamamışlardır. Örneğin, Birleşmiş Milletler (BM) ülkeleri gelişmiş ekonomiler, geçiş halindeki ekonomiler veya gelişmekte olan ekonomiler olarak sınıflandırır, ancak bu gruplandırmaların "temel ekonomik ülke koşullarını yansıtması" dışında uygulama esaslarını belirtmez. Öte yandan Uluslararası Para Fonu (IMF), bir ulusun gelişmiş bir ekonomi mi, yükselen bir pazar mı, gelişmekte olan bir ekonomi mi yoksa düşük gelirli bir gelişmekte olan ülke mi olduğunu belirlerken birkaç farklı faktörü dikkate almaktadır. Dünya Bankası ise, ölçümlerinde yüksek gelirli ekonomiler, üst orta gelirli ekonomiler, düşük orta gelirli ekonomiler ve düşük gelirli ekonomiler olmak üzere dört farklı kategorisi bulunan kişi başına düşen gayri safi milli hasılayı (GSMH) kullanmaktadır:

Bir ülke, Birleşmiş Milletler tarafından geliştirilen, bir ulusun gelişmişlik durumunu değerlendirmenin alternatif bir yolu olarak hizmet eden, ortalama yaşam süresi, eğitim düzeyi ve gelire dayalı olarak ülkelerin sosyal ve ekonomik gelişmişlik düzeylerini değerlendirmek için kullanılan metrik gelişmiş ülke sosyoekonomik "İnsani Gelişme Endeksi (İGE)" kriterleri karşılamıyorsa, tipik olarak hala "gelişmekte olan" olarak kabul edilmektedir. Basitçe söylemek gerekirse, bunlar çoğunlukla daha düşük gelirli, az gelişmiş bir endüstriyel temele, daha düşük bir yaşam standardına ve modern teknolojiye erişim eksikliğine sahip ülkelerdir. Sonuç olarak, gelişmekte olan ülkeler sıklıkla iş, gıda, temiz içme suyu, eğitim, sağlık ve barınma sıkıntısı yaşamaktadır.

BM'ye göre 2022'de 126 ülke "gelişmekte olan ülke" olarak kabul edilmiştir. Tüm gelişmekte olan ülkeler Afrika'da, Asya'da ya da Latin Amerika ve Karayipler'de bulunmaktadır (The Investopedia Team, 2022).

1.3. Gelişmekte Olan Piyasalar

Gelişmekte olan ülkeler hem büyüyen bir ekonomiye hem de büyüyen bir tüketici nüfusa sahipken, gelişmiş ülkeler çoğunlukla ikame ekonomilerdir. Gelişmekte olan ekonomilerin ve gelişmekte olan piyasaların, artan işgücü ve genişleyen pazar potansiyeli göz önüne alındığında, çoğunlukla gelişmiş ekonomilere kıyasla nispeten hızlı büyümeye devam etmesi beklenmektedir. Gelişmekte olan ülke piyasalarına ilişkin bazı tespitler şöyledir (European Commission, 2022):

- Günümüz küresel orta sınıfının %25'i gelişmiş ekonomi ülkelerinde, yaklaşık %40'ı Brezilya, Rusya, Hindistan ve Çin'de yaşarken geri kalanı diğer gelişmekte olan ülkelerde yaşıyor.

BRIC ülkelerinin orta sınıfı, 2000'de G-7'dekinin yarısından bugün G-7'dekinin iki katına çıkmış ve hızla genişlemeye devam etmektedir.

- 2030'a kadar Asya, dünya orta sınıf nüfusunun %66'sını temsil edeceği öngörülmektedir.
- Çin, 157 milyon tüketiciyle (en büyük tüketici ABD'dir) mutlak anlamda ikinci en büyük orta sınıftır ve daha da büyümesi beklenmektedir.
- 2030'a kadar Çin nüfusunun %70'inden fazlası, yaklaşık 10 trilyon dolarlık mal ve hizmet tüketen orta sınıf olabileceği ve Hindistan, hem Çin'i hem de ABD'yi geride bırakarak dünyanın en büyük orta sınıf tüketici pazarı olabileceği tahmin edilmektedir.
- 2020'de Brezilya, Meksika, Pakistan, Endonezya ve birkaç yıl sonra Mısır, Nijerya ve Vietnam'daki orta sınıfların sayısı 100 milyondan fazla olmuştur.
- Hızla büyüyen gelişmekte olan ülkelere, orta sınıf harcamaları 1990'larda yılda %10'un üzerinde ve 2005 ile 2015 arasında yılda %12,5 artmıştır.
- Gelişmiş ekonomilerdeki orta sınıf pazarının yılda yalnızca %0,5 - %1 oranında büyümesi öngörülürken, gelişmekte olan ekonomilerdeki dinamik orta sınıf pazarının yıllık %6 veya daha fazla büyüme oranları kaydedebileceği tahmin edilmektedir.

Gelişmekte olan piyasalar genellikle yüksek ekonomik büyüme oranları ve daha yüksek beklenen getirilere bağlı olarak yeni yatırım fırsatları sunuyor gibi görünmektedir. Ancak, potansiyel yatırımcıların sermayelerini bu gelecek vaat eden piyasalardan birine yatırmadan önce bilmeleri gereken çeşitli riskler de bulunmaktadır (Pinkasovitch, 2022):

Kur Riski: Hisse senetlerine ve tahvillere yapılan yabancı yatırımlar tipik olarak yerel para biriminde getiri sağlayacaktır. Sonuç olarak, yatırımcılar bu yerel para birimini kendi ulusal para birimine çevirmek zorunda kalacaklar. Türkiye’de Borsa İstanbul’da bir Türk hissesi satın alan bir Amerikalı, menkul kıymeti Türk Lirası kullanarak alıp satmak zorunda kalacaktır. Bu nedenle, kur dalgalanmaları yatırımın toplam getirisini etkileyebilir. Örneğin, elde tutulan bir hisse senedinin yerel değeri %5 artarken reel değeri %10 oranında değer kaybederse, yatırımcı satıp ABD dolarına çevirirken toplam getiri açısından net bir zarar yaşayacaktır.

Normal Olmayan Getiri Dağıtımları: Kuzey Amerika piyasa getirileri muhtemelen normal dağılım modelini takip eder. Gelişmekte olan piyasa menkul kıymetleri ise aynı tür ortalama varyans analizi kullanılarak değerlendirilemez. Ayrıca, gelişmekte olan piyasalar sürekli değişim geçirdiğinden, olaylar ve getiriler arasında uygun korelasyonlar çizmek için tarihsel bilgileri kullanmak neredeyse imkansızdır.

Gevşek İçeriden Bilgi Ticareti Kısıtlamaları: Gelişmekte olan çoğu ülke içeriden öğrenenlerin ticaretine (insider trading) karşı katı yasalar uyguladığını iddia etse de, hiçbiri bu uygulamaları kovuşturma konusunda gelişmiş ülke piyasaları kadar katı davranmamaktadır. İçeriden öğrenenlerin ticareti ve çeşitli piyasa manipülasyon biçimleri, piyasa verimsizliklerine yol açmakta, bu nedenle hisse senedi fiyatları gerçek değerinden önemli ölçüde sapmaktadır.

Likidite Eksikliği: Gelişmekte olan piyasalar genellikle gelişmiş ekonomilerde bulunanlardan daha az likittir. Bu piyasa kusuru, daha yüksek komisyoncu ücretleri ve artan bir fiyat belirsizliği düzeyi ile sonuçlanır. Likit olmayan bir piyasada hisse satmaya çalışan yatırımcılar, emirlerinin cari fiyattan karşılanmayacağı ve işlemlerin yalnızca elverişsiz bir seviyede gerçekleşeceği gibi önemli risklerle karşı karşıya kalır.

Sermaye Arttırmada Zorluk: Zayıf gelişmiş bir bankacılık sistemi, firmaların işlerini büyütmek için gerekli olan finansmana erişimini engelleyecektir. Elde edilen sermaye, genellikle, şirketin ağırlıklı ortalama sermaye maliyetini (WACC) artıran yüksek bir gerekli getiri oranında verilir.

Kötü Kurumsal Yönetim: Herhangi bir organizasyonda sağlam bir kurumsal yönetim yapısı, pozitif hisse senedi getirileri ile ilişkilidir. Gelişmekte olan piyasalar bazen daha zayıf kurumsal yönetim sistemlerine sahiptir, bu nedenle yönetim ve hatta hükümet firmada hissedarlardan daha fazla söz sahibidir.

Yüksek İflas Şansı: Zayıf bir kontrol ve denge sistemi ve daha zayıf muhasebe denetim prosedürleri, kurumsal iflas şansını artırır. Tabii ki, iflas her ekonomide yaygındır, ancak bu tür riskler en çok gelişmiş ülke piyasaları dışında yaygındır. Gelişmekte olan piyasalar daha riskli görüldükleri için, daha yüksek faiz oranları ödeyen tahvil ihraç etmek zorunda kalmaktadır. Artan borç yükü, borçlanma maliyetlerini daha da artırmakta ve iflas olasılığını güçlendirmektedir.

Politik Risk: Politik risk, olumsuz hükümet eylemleri ve kararları ile ilgili belirsizliği ifade etmektedir. Gelişmiş ülkeler, düşük hükümet müdahalesinin olduğu bir serbest piyasa disiplini izleme eğilimindeyken, gelişmekte olan piyasa işletmeleri genellikle serbest piyasa disiplini bozan yüksek hükümet müdahalelerine maruz kalmaktadırlar. Politik riske katkıda bulunan bazı ek faktörler arasında savaş olasılığı, vergi artışları, sübvansiyon kaybı, piyasa politikasının değiştirilmesi, enflasyonun kontrol edilememesi ve gerçekçi olmayan kaynak yaratılmasına ilişkin yasalar yer almaktadır.

1.4. Seçilen Endeksler

Risk ve Belirsizlik endeksleri olarak küresel finansal piyasalarda en çok itibar gören Volatilite endeksi (VIX), Ekonomik Politik Belirsizlik endeksi (EPU), Jeopolitik Risk endeksi (GPR) ve Finansal Stres endeksi (FSI) olmak üzere 4 tane risk ve belirsizlik endeksi seçilmiştir.

1.4.1. Volatilite Endeksi (VIX)

VIX Endeksi, türev alım satım ürünleri ve endeksleriyle birlikte, 1987'deki piyasa turbülansı sırasında ve sonrasında piyasadaki belirsizlik

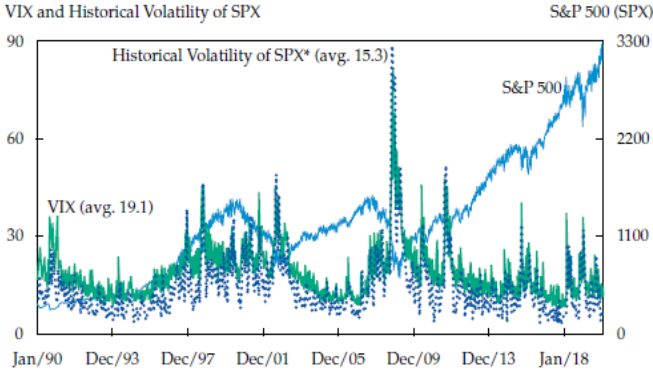
barometrelerine odaklanan ilginin bir sonucu olarak oluşturulmuştur. VIX, dünyanın en yaygın takip edilen yatırımcı duyarlılığı ve beklenen hisse senedi piyasası riski ölçütü olarak kullanılmakta ve vadeli işlem ve opsiyon yatırımcıları da dahil çok çeşitli yatırımcılar tarafından izlenmektedir. 1993'te piyasaya sürülen orijinal VIX Endeksi, S&P 100 opsiyonlarına dayanıyordu, ancak bugün bildiğimiz VIX olmak için metodolojisini geliştirerek bir dizi hisse senedi fiyatı için kısa vadeli S&P 500 opsiyon fiyatlarından hesaplandığı üzere, önümüzdeki 30 gün boyunca S&P 500'ün zımni veya beklenen volatilitelerini ölçmektedir. VIX hesaplama metodolojisi, dünya çapında aktif opsiyon ticareti olan hisse senedi karşılaştırmalarında VIX tipi endeksler için kullanılmaktadır.

Finansal piyasaların riskliliği için doğal bir barometre olarak VIX'in rolü, literatürde, esas olarak ABD hisse senedi piyasası ile ilişkilere odaklanılarak geniş çapta değerlendirilmiş ve tanımlanmıştır.

Finansal piyasalardaki dalgalanma, yatırımcılar için yatırım kararlarında çok önemli bir rol oynamaktadır. Beklenmedik olaylar, hisse senedi fiyatının oynaklığını sürekli olarak etkilenmekte ve bu durumda yatırımcılar gelecekteki hisse senedi fiyatlarını tahmin etmekte zorlanmaktadır. Bu nedenle borsaya ilgi duyan yatırımcılar borsa oynaklığına odaklanmaktadır, yani yatırımcılar, uzun vadede hisse senedi fiyatlarının istikrarında önemli rol oynayan finansal öncü göstergeleri analiz ederek hisse senedi fiyatının zaman içindeki değişimi görmeye ve tahmin etmeye çalışmaktadır. Son yıllarda zımni oynaklığın incelenmesi, bize sessiz hisse senedi piyasalarında “fırtınaların” nasıl hızla gelişebileceğini ve yatırımcı psikolojisi ve likidite baskılarının hisse senedi fiyatlarını yönlendiren ana faktörler olabileceğini öğretmiştir.

Kuruluşundan bu yana, CBOE Volatilite Endeksi (VIX), S&P500 hisse senedi endeks opsiyon fiyatları tarafından iletilen kısa vadeli (gelecek 30 takvim günü) volatilitenin piyasa beklentilerinin anlık bir görüntüsünü verdiği için, piyasa duyarlılığının hızlı ve önemli bir ölçüsünü temsil etmektedir (Whaley, 2000). “Korku endeksi” adı, VIX'in piyasadaki düşüş trendlerini yakalamada daha iyi çalıştığı için ve VIX'in piyasa dalgalanmalarına nasıl tepki verdiğiinden kaynaklanmaktadır. Bunun nedeni, onu oluşturan Alım ve

Satım opsiyonlarının ağırlıklı karışımının çoğunlukla piyasa düşüşlerine karşı korunmak için kullanılmasıdır (Whaley, 2009). Böylece VIX, yatırımcıların riskten korunma talebini yansıtmakta ve bu talepteki artışı vurgulamaktadır.



Şekil 1. 1. VIX Endeksi ve S&P 500 Endeksi (Bloomberg ve CBOE)

Şekil 1.1.'de VIX endeksindeki zirvelerden sonra S&P 500endeksinde trend değişimleri dikkat çekmektedir.

1.4.2. Ekonomik Politika Belirsizlik Endeksi (EPU)

Gazete haberlerinin yayınlanma sıklığına dayalı olarak politikayla ilgili ekonomik belirsizlik endekslerinden biri olan Ekonomik Politika Belirsizlik Endeksi (EPU) ekonomi politikası kararlarını kimin alacağı, hangi ekonomik politika eylemlerinin ne zaman gerçekleştirileceği ve politika eylemlerinin (veya eylemsizliğin) “ekonomik etkileri” ve “ekonomik olmayan” politika konularının örneğin, askeri eylemlerin, ekonomik sonuçlarıyla ilgili belirsizlikler de dahil olmak üzere belirsizliği yakalamayı amaçlamaktadır. Metin analizindeki ilerleme sayesinde, artık ekonomi politikalarındaki belirsizlik eğilimlerini ölçmek mümkün olmuştur. Ölçümler, gazete makalelerinde yansıtıldığı gibi, hem kısa vadeli endişeleri (örneğin, FED politika faizini ne zaman ayarlayacak) hem de uzun vadeli endişeleri (örneğin, yetkilendirme programlarının nasıl finanse edileceğini) kapsamaktadır (Baker vd, 2016).

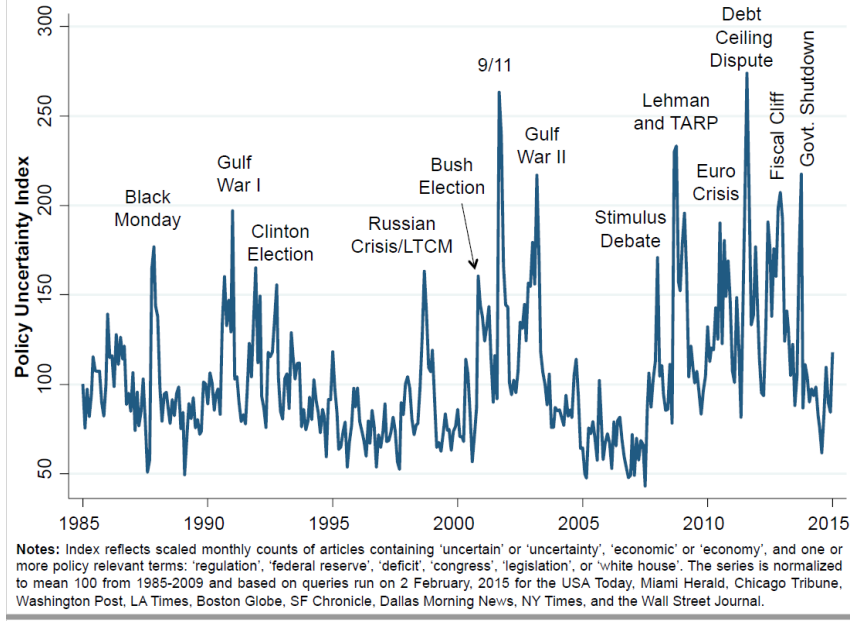
Küresel Mali Kriz, Euro Bölgesi'ndeki seri krizler ve Amerika Birleşik Devletleri'ndeki partizan politika anlaşmazlıkları sonrasında politika belirsizliğine ilişkin endişeler yoğunlaşmıştır. Örneğin, IMF (2012, 2013), ABD ve Avrupa'nın mali, düzenleyici ve para politikalarına ilişkin belirsizlik, 2008-09'da hızlı bir ekonomik düşüşe ve sonrasındaki yavaş toparlanmaya katkıda bulunduğu yönünde görüş belirtmiştir.

Finansal piyasalar belirsizliği ve genellikle birbirine yakın hareket eden ekonomi politikası belirsizliği son zamanlarda birbirinden ayrılmıştır. Bununla birlikte, ikisi uzun vadede birbirine bağlı kalabilmekte ve ayrılıkları büyük olasılıkla geçici nitelik arz etmektedir. Artan finansal piyasalar belirsizliği veya azalan EPU nedeniyle muhtemelen kısa vadede tekrar birleşecekler.

Politika belirsizliğinin rolünü araştırmak için önce Amerika Birleşik Devletleri için bir Ekonomik Politika Belirsizlik endeksi (EPU) geliştirilmiş ve 1985'ten bu yana gelişimi incelenmektedir. Dizin, önde gelen 10 ABD gazetesinde aşağıdaki üçlüyü içeren makalelerin sıklığını yansıtmaktadır: “ekonomik” veya “ekonomi”; “belirsiz” veya “belirsizlik”; ve “kongre”, “açık”, “Federal Rezerv”, “mevzuat”, “yönetmelik” veya “Beyaz Saray”dan biri veya birkaçı gibi. Gazete temelli ekonomik politika belirsizliği ölçümlerini kullanmak, doğruluk ve potansiyel önyargı hakkında birkaç sorunu ortaya çıkarmaktadır. Bu sorunları çözmek için bazı denetim çalışmaları yapılmaktadır. Aşağıdaki gazete makalelerinin insan okumalarına dayanan denetim çalışması şöyledir: Denetim çalışması, P terim setini seçmek, insan ve bilgisayar tarafından oluşturulan EPU endekslerinin zaman serisi davranışlarını karşılaştırmak ve politika belirsizliğinin doğası hakkında diğer bilgileri toplamak için kullanılmaktadır. Daha sonra, EPU endeksinde siyasi eğilimin rolü ele alınmaktadır. Son olarak, gazete bazlı endeksin aşağıdaki belirsizlik ölçütleriyle karşılaştırması yapılmaktadır: Borsa oynaklığı, belirsizliğin sıklığı, politika belirsizliği tartışmaları ve devlet politikasıyla ilgili haberlerin tetiklediği günlük büyük borsa hareketlerinin sıklığı (Baker vd, 2016).

Şekil 1.2'de görüldüğü gibi, endeks çetin cumhurbaşkanlığı seçimleri, Körfez Savaşları I ve II, 9/11 saldırıları, 2011 borç tavanı anlaşmazlığı ve

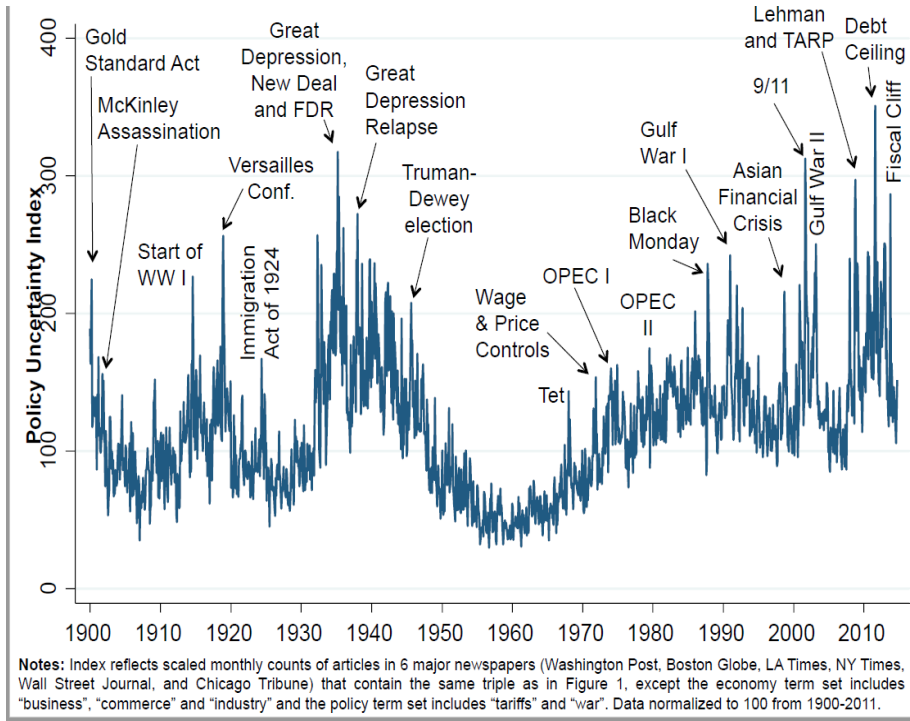
maliye politikası üzerindeki diğer büyük çatışmalar paralelinde yükselmektedir.



Şekil 1. 2. Ekonomik Politika Belirsizlik Endeksi (EPU) (Baker vd, 2016)

Şekil 1.3'de gösterildiği gibi, bu uzun vadeli EPU endeksi, İkinci Dünya Savaşı öncesi siyasi gelişmeleri ve 1900 Altın Standart Yasası gibi şokları vurgulamaktadır. Birinci Dünya Savaşı'nın patlak vermesi, 1919'daki Versailles konferansı ve 1931'in sonlarında Başkan Hoover ve ardından Başkan Roosevelt'in bir dizi büyük yeni politikayı uygulamaya koymasıyla politika belirsizliğinde sürekli bir artış olmuştur. Ayrıca endeks, artan siyasi kutuplaşma veya hükümetin artan ekonomik rolü nedeniyle 1960'lardan bu yana yukarı doğru bir kayma olduğunu göstermektedir (Baker vd, 2014).

Benzer yöntemleri kullanarak, tüm G10 ekonomileri dahil olmak üzere on bir ülke için EPU endeksleri oluşturulmuştur. Bu endeksler özellikle daha az alternatif belirsizlik ölçütü olan ülkelerde faydalı olmaktadır.



Şekil 1. 3. ABD Tarihsel Ekonomik Politika Belirsizlik Endeksi (Baker vd, 2016)

1.4.3. Finansal Stres Endeksi (FSI)

Finansal piyasaların tarihi, finansal krizleri, genellikle reel ekonomik aktivitede büyük ve kalıcı düşüşlerin takip ettiğini göstermektedir. 2007-09 küresel mali krizi bunun yıkıcı bir örneği olmuştur. Kriz aynı zamanda modern finansal sistemin küresel ve yüksek oranda birbirine bağlı olduğunu ve bu ara bağlantıların potansiyel olarak sisteme özgü şokları bulaşıcı bir etkiyle yaymak için kanallar olarak hareket edebileceğini açıkça ortaya koymuştur. Finansal stres olaylarının reel ekonomiye olumsuz yayılma potansiyeli nedeniyle, finansal stresin doğru bir şekilde ölçülmesi, bu olaylara uygun politika tepkileri geliştirmek ve açık ve zamanında piyasa gerilim sinyallerini sunan bir endeks, politika yapıcılar için büyük bir önem taşımaktadır (Monin, 2017).

Hisse senedi fiyatları veya işsizlik oranı gibi ekonomideki diğer göstergelerin aksine, finansal stres doğrudan gözlemlenmez ve bunun yerine tahmin edilmesi gerekmektedir. 2007-09 küresel mali krizi, finans

sektöründeki stres olaylarının refah açısından ve reel ekonomik faaliyetler için ciddi olumsuz sonuçları olabileceğini göstermiştir. Krizden bu yana, politika yapıcılar ve araştırmacılar sistemik risk ve finansal stres konusunda daha bilinçli ve ilgili hale gelmiştir (Monin, 2017).

Finansal stres, ekonomide gözlemlenmeyen bir değişkendir. Bunu tanımlamak ve ölçmek için çeşitli girişimlerde bulunulmuştur (Kliesen ve diğerleri, 2012) ve (Hatzius ve diğerleri, 2010). Bazı araştırmacılar finansal stresi doğrudan finansal piyasa işleyişi ile ilgili olarak tanımlamaktadır (Carlson ve diğerleri, 2012; Sandahl ve diğerleri, 2011). Diğerleri stresi dolaylı olarak “gerçekleşen sistemik risk” (Louzis ve Vouldis, 2011) veya piyasalardaki kırılmalıklar ve şoklar arasındaki etkileşimlerin ürünü (Grimaldi, 2010, 2011) olarak tanımlamaktadır. Negative reel ekonomik etkilere sahip olabilmesi, finansal stresin ölçülmesindeki saiklerden biri olmuştur. Bu birkaç şekilde ortaya çıkabilmektedir: Belirsizliğin arttığı zamanlarda firmalar ve haneler işe alım, yatırım ve harcamaları geciktirebilmekte veya azaltabilmektedir. Yatırımcılar, daha riskli yatırımları satabilmekte ve daha güvenli olanları satın alabilmekte, bu da piyasa likiditesizliğine ve artan asimetric bilgiye katkıda bulunmaktadır. Tüm bu eylemler, artan borçlanma maliyetleri ve sıkı kredi standartları ile sonuçlanarak harcamalarda ve ekonomik aktivitede azalmaya yol açabilmektedir (Hakkio ve Keeton, 2009). Finansal stresi veya finansal stres olayını spesifik olarak neyin oluşturduğu konusunda henüz bir fikir birliği olmamasına rağmen, bu stres kavramları arasında ortak unsurlar bulunmakla birlikte finansal stres farklı şekillerde ortaya çıkabileceğinden ve iki stres olayı tam olarak aynı olmadığından, tanım geniş tutulmaktadır.

Stres olaylarının bileşimi farklılık gösterse de, finansal stresin birkaç ortak ekonomik özelliği vardır. Hakkio ve Keeton (2009) akademik literatürü incelemiş ve finansal stresin belirtilerini özetlemiştir. Çerçeveye göre, finansal stres, aşağıdakilerden bir veya daha fazlasının aynı anda ortaya çıkması ile karakterize edilmiştir:

- Varlıkların temel değeri veya yatırımcıların davranışları hakkında artan belirsizlik: Artan belirsizlik yatırımcıların yeni bilgilere daha

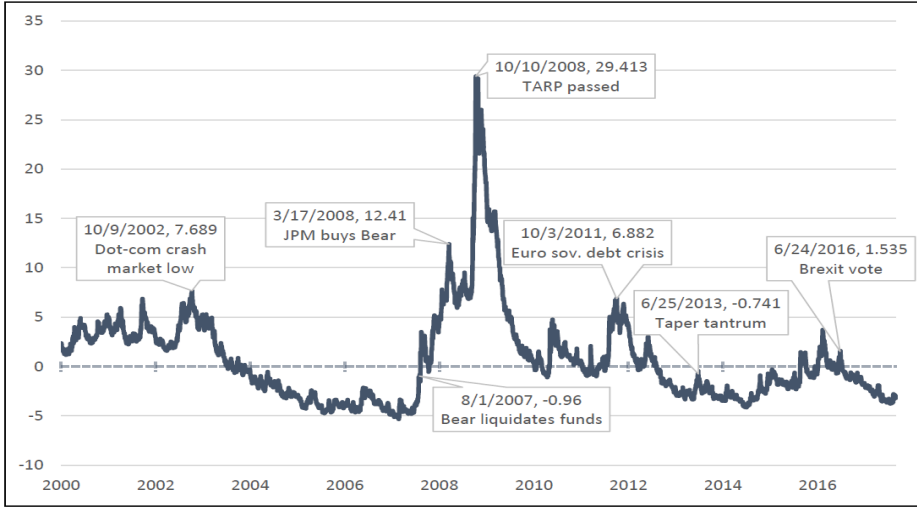
güçlü tepki vermesine neden olduğunda oynaklık artabilir. Artan belirsizlik, ima edilen veya gerçekleşen oynaklık ile ölçülebilir.

- Artan bilgi asimetrisi: Asimetrik bilgi, bir stres olayı sırasında, borçluların veya varlıkların gerçek kalitesindeki varyasyon artarsa veya bilginin daha az güvenilir olduğu kabul edilirse kötüleşebilir. Bilgi asimetrisi, ahlaki tehlike ve ters seçim sorunlarına, borçlanma maliyetlerinin artmasına ve varlık fiyatlarının düşmesine neden olabilir. Asimetrik bilgi, kredi veya fonlama marjlarındaki artışlar veya riskli varlık değerlemelerindeki düşüşlerle ölçülebilir.
- Riskli varlıkları elde tutma isteğinde azalma: Tercihlerini veya risk iştahını değiştiren yatırımcılar, riskli varlıkları elinde bulundukları için daha fazla tazminat talep edebilirler. Bu değişiklik, riskli varlıkların fiyatlarının düşmesine ve güvenli varlıkların fiyatlarının artmasına neden olabilir. Değişim, riskli varlık değerlemelerindeki düşüşler veya güvenli varlık değerlemelerindeki artışlarla ölçülebilir.
- Likit olmayan varlıkları elde tutma isteğinde azalma: Beklenmedik nakit ihtiyaçları beklentisiyle likidite talebi artarsa, yatırımcılar likit olmayan varlıkları tutmakta isteksiz olabilirler.

Finansal stresin bu belirtileri, finansal piyasa göstergelerinde doğrudan gözlenmez. Bunun yerine, stresin izlenmesi için yukarıdaki stres belirtilerinden bir veya daha fazlasını yansıtan finansal piyasa göstergeleri toplanmaktadır. Finansal stres endeksi, bu göstergelerdeki bilgileri toplayan ve finansal stres düzeyini izole eden ve ölçen tek değişkenli bir zaman serisidir.

Şekil 1.4 de, FSI, 2000'lerin ortalarındaki boğa piyasası sırasında negatif bölgeye düşmeden önce, dot-com balonunun çöküşü sırasında pozitif. Endeks, küresel mali krizin başladığı 2007 yılının ortalarında hızla artmış; bu tarih Bear Stearns'ün yüksek faizli ipoteklere maruz kalan iki hedge fonunu tasfiye ettiği tarihi göstermektedir. FSI, JPMorgan Chase & Co.'nun Bear Stearns'i satın almayı kabul ettiği Mart 2008'e kadar artmaya devam etmiş ve 2008 yazı boyunca, endeks yüksek kalmıştır. Lehman Brothers'ın iflas koruması istediği sonbaharda yükselmiş ve FSI, Kongre'nin Sorunlu

Varlıkları Kurtarma Programını (TARP) onaylamasının ardından Ekim ve Kasım 2008'de zirveye ulaşmıştır. Daha sonra endeks oldukça fazla gerilemiş; ancak, 2009'a kadar nispeten yüksek kalmış ve 2010 ve 2011 Avrupa devlet borç krizi sırasında tekrar artmıştır. O zamandan beri, FSI genel olarak düşük seviyesinde ve 2016 Brexit oylamasından bu yana en düşük seviyesinde.



Sources: Bloomberg Finance L.P., Haver Analytics, OFR analysis

Şekil 1. 4. Finansal Stres Endeksi (FSI)

1.4.4. Jeopolitik Risk Endeksi (GPR)

Girişimciler, piyasa katılımcıları ve merkez bankası yetkilileri, jeopolitik riskleri yatırım kararlarının ve borsa dinamiklerinin temel belirleyicileri olarak görmektedir. İngiltere Merkez Bankası, jeopolitik riski ekonomi ve politika belirsizliğiyle birlikte, önemli olumsuz ekonomik etkileri olabilecek bir “belirsizlik üçlüsü” arasına dahil etmektedir (Carney, 2016). Son yıllarda Avrupa Merkez Bankası (Ekonomi Bülteninde), Uluslararası Para Fonu (Dünyada Ekonomik Görünüm) ve Dünya Bankası (Küresel Ekonomik Beklentilerde) jeopolitik belirsizliklerin görünüme yönelik riskleri rutin olarak vurgulamış ve izlemiştir. 1000'den fazla yatırımcının katıldığı yakın tarihli bir Gallup araştırma şirketinin anketinde, ankete katılanların yüzde 75'i, dünya çapında meydana gelen çeşitli askeri ve diplomatik çatışmaların ekonomik etkisi hakkında endişelerini dile getirerek, jeopolitik

riskle ilgili endişeleri siyasi ve ekonomik belirsizliğin önüne geçirmiş; ancak, jeopolitik risklerin makroekonomik sonuçları şekillendirmedeki önemi sistematik ve ampirik analizin konusu olmamıştır. Başlıca sınırlama, zaman içinde tutarlı olan ve basın, kamuoyu, küresel yatırımcılar ve politika yapımcılar tarafından algılandığı şekliyle jeopolitik riski gerçek zamanlı olarak ölçen bir jeopolitik risk göstergesinin olmaması olmuştur.

Gazete kayıtlarından aylık bir jeopolitik risk endeksi oluşturulmakta ve 1985'ten bu yana gelişimi incelenmektedir. Daha sonra toplu verileri kullanarak, daha yüksek jeopolitik riskin, yatırımları ve hisse senedi getirilerini baskıladığını göstermektedir. Son olarak, ayrıştırılmış verileri kullanarak, jeopolitik risklere pozitif olarak maruz kalan endüstrilerde etkilerin daha güçlü olduğu ve borsada işlem gören firmaların kazanç açıklamalarının artışı belgelenmektedir.

Jeopolitik risk endekslerinin oluşturulması üç ana adımı içerir: tanım, ölçüm ve denetim. Jeopolitik risk, uluslararası ilişkilerin normal seyrini etkileyen savaşlar, terörizm ve devletler arasındaki gerilimlerle ilişkili risk olarak tanımlanmaktadır. Jeopolitik risk, hem bu olayların gerçekleşmesi riskini hem de mevcut olayların artmasıyla ilişkili yeni riskleri yakalamaktadır. Tanım, devletlerin toprakları kontrol etme ve rekabet etme pratiğini tanımlamak için jeopolitik teriminin tarihsel kullanımını yakından takip etmektedir (Flint, 2016). Bununla birlikte, devletler arasındaki modern uluslararası ilişkilerin son zamanlardaki değerlendirmeleri doğrultusunda tanıma terörizm de eklenmiştir. Çünkü, son yıllarda, terör eylemleri devletler arasında siyasi gerilimler ortaya çıkarmış ve bazı durumlarda bütün yönleriyle savaşlara yol açmıştır. Bu yüzden, tanım en sık jeopolitik olarak tanımlanan olayları kapsamaktadır. Ancak, jeopolitik iklim değişikliği, büyük demokratik siyasi olaylar (örneğin Brexit) ve küresel ekonomik olaylar (örneğin küresel mali kriz) olarak yalnızca ara sıra atıfta bulunulan olayları hariç tutmaktadır. Jeopolitik olayları ve ilgili riskleri tartışan makalelerin önde gelen İngilizce gazetelerinde yer alma sayısını sayarak jeopolitik risk endeksleri oluşturulmaktadır. Özellikle, temel jeopolitik risk (GPR) endeksini 1985'ten başlayarak ProQuest Newsstream'de bulunan 11 gazetenin elektronik arşivlerinin otomatik metin aramaları çalıştırılarak oluşturulmaktadır: The Boston Globe, Chicago Tribune, The Daily Telegraph, Financial Times, The

Globe and Mail, The Guardian, Los Angeles Times, The New York Times, The Times, The Wall Street Journal ve Washington Post. Endeks, her ayki makale sayısını yansıtmaktadır (Caldara ve Locaville, 2019).

Tablo 1.1, altı kategoride düzenlenen GPR indekslerinin yapısında aranan kelimelerin örneklerini listelemektedir. İlk dört kelime kategorisi jeopolitik tehditler ve gerilimlerle ilgiliyken, son iki kategori jeopolitik olay ve eylemlerle ilgilidir.

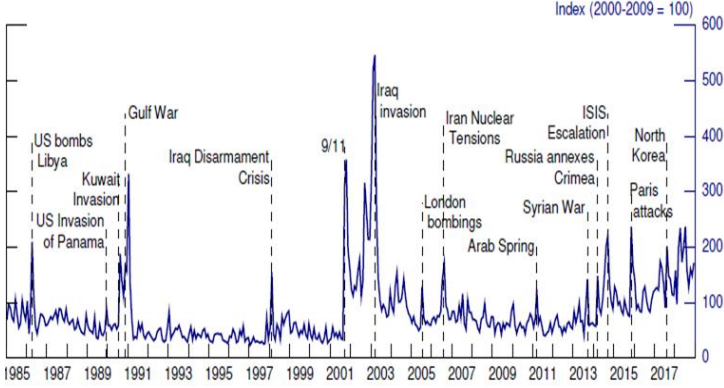
Tablo 1. 1. GPR Endeksi Aranan Kelime Örnekleri (Caldara ve Locaville, 2019)

Arama Kategorisi	Arama Terimleri Örnekleri
1. Jeopolitik Tehditler	jeopolitik “risk*” ya da “kaygı” ya da “tansiyon” ya da “belirsizlik* ” “Birleşik Devletler” “darbe” ya da “gerilla” ya da “savaş” “Latin Amerika” ya da “Orta Amerika” ya da “Güney Amerika” ya da “Avrupa” ya da “Afrika” ya da “Ortadoğu” ya da “Uzakdoğu” ya da “Asya”
2. Nükleer Tehditler	“nükleer savaş” ya da “atom savaşı” ya da “nükleer çatışma” ve “korku* ” ya da “tehdit” ya da “risk” ya da “tehlike*”
3. Savaş Tehditleri	“savaş riski*” ya da “savaş korkusu*” ya da “askeri tehdit*”
4. Terörist Tehditleri	“terörist tehdidi*” ya da “terörizm tehlikesi *”
5. Savaş Eylemleri	(“savaşın” başlaması ya da tartışması ya da patlak vermesi)
6. Terörist Eylemleri	“terörist eylemi” ya da “terörist eylemleri”

Not: * sembolü joker karakteri belirtir.

Şekil 1.5. karşılaştırmalı GPR endeksini sunmaktadır. Endeks, önemli jeopolitik olaylara karşılık gelen birkaç ani yükselişle karakterize edilmiştir. İlk ani artış Nisan 1986'da kaydedilmiş ve ABD'nin Libya'yı bombalamasına yol açan terör tırmanışına tekabül etmiştir. İkinci artış, Irak'ın Kuveyt'i işgali ve ardından gelen Körfez Savaşı çevresinde gerçekleşmiştir. Endeks 1998

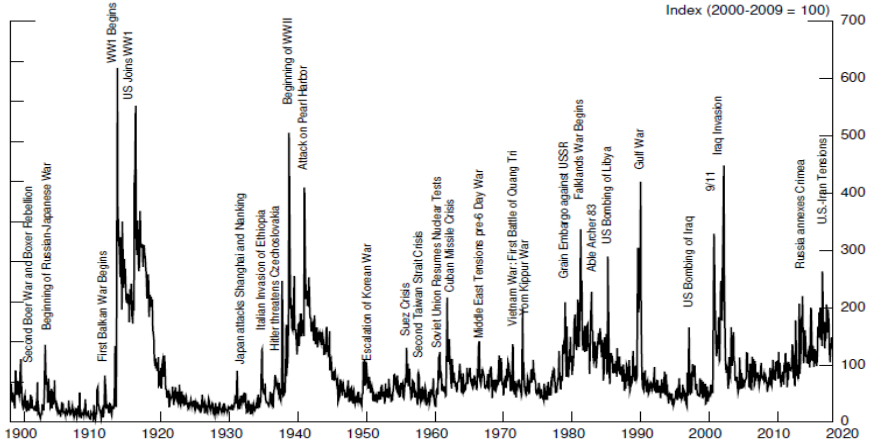
başlangıcında ABD ile Irak arasındaki gerilimin tırmandığı bir dönemde tekrar yükselmiş ve daha sonra 9/11'e kadar düşük kalmıştır. Endeks, 2003 Irak işgali sırasında maksimum değerine ulaşmış. 2003'ten bu yana, endeks, Rusya'nın Kırım yarımadasını ilhakı sırasında ve IŞİD'in Irak ve Suriye'deki askeri operasyonlarının tırmanması sırasında Avrupa'daki büyük terör olaylarıyla uyumlu olarak artış göstermektedir.



Şekil 1. 5. Jeopolitik Risk Endeksi (GPR) (Caldara ve Locaville, 2019)

Şekil 1.6 da tarihsel endeksin erken döneminde, endeks I. Dünya Savaşı ve II. Dünya Savaşı başlangıcında zirve yapmakta ve savaş sırasında yüksek kalmaya devam etmektedir. Endeks, nükleer savaş tehdidinin ve ülkeler arasında artan jeopolitik gerilimlerin savaşlardan daha yaygın olduğu 1950'ler ve 1980'ler arasında nispeten düşük seviyelerde kalmıştır. 2000'lerden bu yana, ülkeler arasında artan ikili gerilimlerin yanı sıra terör olayları nedeniyle endeks yükseliş eğilimindedir. Gerçekten de endeks, I. Dünya Savaşı ve II. Dünya Savaşı'nın başında ve 9/11 civarında en yüksek değerlere ulaşmıştır.

21 | SEÇİLİ RİSK VE BELİRSİZLİK ENDEKSLERİ İLE GELİŞMEKTE OLAN ÜLKE BORSALARI ARASINDAKİ İLİŞKİLER: EKONOMETRİK BİR UYGULAMA



Şekil 1. 6. Tarihsel Jeopolitik Risk Endeksi (GPR) (Caldara ve Locaville, 2019)

İKİNCİ BÖLÜM

Materyal ve Yöntem

Çalışmanın bu bölümünde ampirik uygulamaya esas teşkil eden veri seti, değişkenler ve araştırmanın temelini oluşturan ekonometrik yöntemlere ilişkin kavramsal çerçevede detaylı tanımlamalar yer almaktadır.

2.1. Veri Seti

Çalışmada, bağımsız değişkenler olarak EPU, FSI, GPR ve VIX korku ve belirsizlik endeksleri, bağımlı değişkenler olarak gelişmekte olan ülke borsaları BIST 100, BVSP, JTOPI, MOEX, MXX, SSI ve NIFTY 50 Tablo 1.1 ve 2 de görüldüğü gibi kullanılmıştır. Veriler 01/01/2003-01/12/2019 dönemde EPU, FSI ve GPR aylık doğal logaritmik serilerden oluşmuştur. Ayrıca, literatüre uygun olarak 06/01/2003-31/12/2019 dönemi VIX Volatilite endeksi için günlük logaritmik veriler kullanılmıştır. Testler, Eviews 10 istatistik programı kullanılarak yapılmıştır. EPU ve GPR verileri www.policyuncertainty.com, FSI, www.financialresearch.gov, ve VIX korku endeksi ile gelişmekte olan ülke borsaları ise www.investing.com internet sitelerinden temin edilmiştir.

Tablo 2.1. Seçilen endeksler ve ülke borsaları

GELİŞMEKTE OLAN ÜLKELER	ÜLLKE BORSALARI	SEÇİLEN ENDEKSLER			
		VIX	FSI	GPR	EPU
Türkiye	BIST100	VIX	FSI	GPRTur	GEPU
Rusya	MOEX	VIX	FSI	GPRRus	EPURus
Çin	SSI	VIX	FSI	GPRChi	EPUChi
Hindistan	NIFTY50	VIX	FSI	GPRInd	EPUInd
Güney Afrika C.	JTOPI	VIX	FSI	GPRSaf	GEPU
Brezilya	BVSP	VIX	FSI	GPRBra	EPUBra
Meksika	MXX	VIX	FSI	GPRMex	EPUMex

Tablo 2.1 ve Tablo 2.2’de görüldüğü üzere EPU (Türkiye ve Güney Afrika Cumhuriyeti hariç, çünkü Türkiye ve Güney Afrika Cumhuriyeti için Küresel Ekonomik Politika Endeksi (GEPU) kullanılmıştır.) ve GPR ülke bazlı, FSI emerging markets (Gelişen pazarlar) ve VIX ABD (Amerika Birleşik Devletleri bazlı endekslerdir.

Tablo 1.2. Bağımlı ve bağımsız değişkenler

Bağımlı Değişkenler (Y)	Bağımsız Değişkenler (X)	
LnBIST100	LnGPRTUR	LnGEPU for TUR
LnJTOPI	LnGPRSAF	LnGEPU for SAF
LnMOEX	LnGPRRUS	LnEPURUS
LnNIFTY50	LnGPRIND	LnEPUIND
LnBVSP	LnGPRBRA	LnEPUBRA
LnSSI	LnGPRCHI	LnEPUCHI
LnMXX	LnGPRMEX	LnEPUMEX
	LnFSI(Emerging Markets)	LnVIX

2. 2. Yöntemler

Çalışmanın bu bölümünde belirsizlik endeksleri EPU, FSI, GPR ve VIX ile ülke borsaları arasındaki ilişkiyi incelemek için kullanılacak klasik birim kök testleri ADF ve PP, eşbütünleşme ve ARDL sınır testi, QR kantil regresyon, Granger ve Toda-Yamamoto nedensellik testleri açıklanmaktadır.

2.2.1. ADF ve PP Klasik Birim Kök Testleri

Zaman serilerinde durağanlık önemli varsayımlardan bir tanesidir. Durağan olmayan zaman serileri ile gerçekleştirilen regresyon analizlerinde normal dağılmış standart hatalar elde edilemeyecektir (Tatlı, 2015, s. 150). Dolayısıyla elde edilen sonuçlarda sahte ilişki yani sahte regresyon ortaya çıkmaktadır (Dikmen, 2012: 303; Tarı, 2014: 374; Gujarati, 2015: 320). Literatürde yaygın olarak kullanılan birim kök testleri ADF ve PP’dir. ADF birim kök testi üç farklı modele sahiptir: 1) sabitsiz ve trendsiz model, 2)

sabitli model, 3) sabitli ve trendli modeldir. Bu modellerin denklemi sırasıyla şöyledir:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Burada $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ 'yi yani birinci farkı ifade etmektedir. Y_t : bağımlı değişken, μ : sabit terim, ε ; hata terimi, m ise optimum gecikme uzunluğu olup bilgi kriterlerine göre belirlenmektedir. ADF testi sonucunda elde edilen test istatistiği, MacKinnon (1996) değerleriyle karşılaştırılarak birim kökün varlığı tespit edilmektedir (Akkuş ve Sakarya, 2018). Bu modellerin birim kök hipotezleri aşağıda verilmiştir:

$H_0: \delta = 0$ (Seri durağan değildir.)

$H_1: \delta < 0$ ($\phi_1 < 1$) (Seri durağandır.)

Phillips-Perron (PP) birim kök testleri, ADF testlerinden temel olarak hata terimlerinde seri korelasyon ve değişen varyansla nasıl başa çıktıklarına göre farklılık gösterir. PP test, parametrik olmayan hareketli ortalama sürecini esas almaktadır. Diğer taraftan PP testi, ADF testinden otokorelasyon ve değişen varyansa duyarlı uzun dönem varyans tahmincilerini kullanması yönüyle farklılık göstermektedir (Akkuş ve Sakarya, 2018). PP testinin denklemi aşağıdaki gibidir:

$$Y_t = \mu + \beta \left(t - \frac{1}{2} T \right) + \alpha Y_{t-1} + u_t \quad (4)$$

Denklemden Y_t : bağımlı değişken, μ : sabit terim, u ; hata terimi, T ise gözlem sayısı olup bilgi kriterlerine göre belirlenmektedir. PP testi sonucunda elde edilen test istatistiği, MacKinnon (1996) değerleriyle karşılaştırılarak birim kökün varlığı tespit edilmektedir. Bu modelin birim kök hipotezi aşağıdadır (Akkuş ve Sakarya, 2018):

$H_0: \delta = 0$ ise birim kök vardır.

$H_1: \delta < 0$ ise birim kök yoktur.

PP testleri, ADF testlerinden daha güçlü olma eğilimindedir. Ancak, ciddi boyut bozulmaları yapabilirler (hata terimlerinin otokorelasyonları negatif olduğunda) ve modelin yanlış belirtilmesine karşı daha hassastırlar (ARMA model sırası).

PP testlerinin ADF testlerine göre avantajı:

- Hata terimindeki genel değişen varyanslılık biçimlerine karşı dirençli olması.
- ADF test regresyonu gibi bir gecikme uzunluğu belirtmeye gerek yoktur.

ADF ve PP birim kök testleri çok popülerdir. Ancak çok eleştirilmişlerdir. ADF ve PP birim kök testlerinin (simülasyonlardan) potansiyel olarak ciddi sonlu örneklem gücü ve boyutu sorunları yaşadığı bilinmektedir. Temel eleştiri: Süreç durağan ise testlerin gücü düşüktür ancak, durağan olmayan sınıra yakın bir kök ile yüksektir. Boyut yönünden ise serinin büyük bir negatif MA kök değeri olduğunda, her iki testin de ciddi boyut bozulmasına (H_0 'ı aşırı reddetme yönünde) sahip olduğu bilinmektedir.

2.2. 2. Eşbütünleşme ve ARDL Sınır Testi

Eşbütünleşme yani cointegration; durağan olmayan birden çok zaman serilerinin lineer kombinasyonlarının durağan olduğu ve bu serilerin uzun dönemde bir denge durumuna geleceğini ifade etmektedir (Tarı, 2014: 415). Engle ve Granger (1987) tarafından literatüre kazandırılan bu kavram, finansal açıdan portföy çeşitlendirmesi için önemlidir. Literatürde geliştirilen Engle-Granger (1987), Johansen (1988) ve Phillips-Ouliaris (1990) gibi farklı eşbütünleşme testleri olmasına rağmen, bu eşbütünleşme testlerinin uygulanabilmesi için tüm değişkenlerin serilerinin birinci farkta, yani $I(1)$ durağan olması gerekmektedir (Akkuş ve Sakarya, 2018). Ancak ARDL sınır testi yaklaşımı bu sınırlamayı ortadan kaldırmakta ve değişkenlerin $I(0)$ ve $I(1)$ olduğu tüm kombinasyonlarda eşbütünleşme analizlerinin yapılmasına izin vermektedir (Pesaran, Shin ve Smith, 2001: 289-290). Başka bir deyişle, ARDL sınır testi yaklaşımı ile farklı durağanlık seviyelerine sahip zaman

serileri arasındaki eşbütünleşme ilişkileri gerçekleştirilebilmektedir. ARDL testinin diğer bir avantajı da klasik eşbütünleşme testleri ile kıyaslandığında, kullandığı kısıtsız hata düzeltme modeli sayesinde daha doğru ve güvenilir sonuçlar verebilmesidir (Polat ve Gemici, 2017). Diğer taraftan, ARDL sınır testi yaklaşımının önemli bir sınırlaması, bağımlı değişkenin I(1) olması gerekliliğidir (Akkuş ve Sakarya, 2018).

Kısıtsız hata düzeltme modelinin tahminine dayanan sınır testi, değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin kurulmasına daha sonra değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkinin belirlenmesi olmak üzere iki aşamada uygulanmaktadır (Çil Yavuz, 2015: 417). Eşbütünleşme ilişkisini ortaya koymak için, iki değişkenli ARDL Sınır Testi denklemi (1) aşağıdaki gibidir:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \gamma_j \Delta x_{t-j} + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 x_{t-1} + e_t \quad (1)$$

Denklemden Δ birinci farkı, e_t ; hata terimini ifade etmektedir.

ARDL (p,q) yaklaşımı aşağıdaki aşamalardan oluşan bir prosedürden oluşmaktadır (Dritsaki, 2017):

1) Akaike Information Criterion (AIC), Schwarz (SBC), Hannan-Quinn (HQC) kriterlerindeki minimum değerleri kullanarak sınırsız hata düzeltme modelinin p ve q gecikmeleri için maksimum değerleri seçilir.

2) Denklem üzerindeki ARDL modelinde bir ön koşul, hataların seri olarak bağımsız (otokorelasyonlu olmamalıdır) olmalarıdır. Pesaran vd. (2001), bu varsayımın maksimum gecikme sayısını seçmek için önemli olduğunu belirtmektedir.

3) Denklem üzerindeki hatalar bağımsız olduğunda, Ramsey Reset testi kullanarak ARDL modelinin model kurma kararlılığını test etmeye devam edilir.

4) Bu arada, denklem üzerinde sınır testini uyguluyoruz. Bu test F dağılımını kullanmakta ve eşbütünleşme hipotezi aşağıdaki gibidir:

$H_0: \phi_1 = \phi_2 = 0$ (Eşbütünleşme yoktur)

$H_1: \phi_1 \neq \phi_2 \neq 0$ (eşbütünleşme vardır)

5) Sınır testi bizi eşbütünleşmeye götürürse, denklem üzerindeki serilerin uzun dönem ilişkisini (2) ve denklemden kısıtlı hata düzeltme modeli (3) aşağıdaki gibi tahmin edilebilmektedir:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + u_t \quad (2)$$

$$\Delta y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \gamma_j \Delta x_{t-j} + \theta z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

P ve q modelin gecikme uzunluklarını z_t ise eşbütünleşme regresyonundan elde edilen hata terimini ifade etmektedir (Dritsaki, 2017).

6) Elde edilen dinamik kısıtlı hata düzeltme modelinin varlığı, tahmin edilen katsayıların mutlaka kararlı olduğu anlamına gelmez. Bu nedenle Pesaran vd. (1995, 2001), tahmin edilen modellerde tahmin edilen parametrelerin Brown vd. (1975), birikimli toplam (CUSUM) olarak bilinen kararlılık testini önerdi.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

AMPIRİK BULGULAR VE TARTIŞMA

Çalışmanın bu bölümünde giriş bölümünde kavramsal çerçevede açıklanan Tanımlayıcı İstatistikler, Birim Kök Testleri, Grafikselsel Gösterim, ARDL Sınır Testi, Kantil Regresyon, Granger ve Toda-Yamamoto Nedensellik testlerini içeren ekonometrik yöntemlerle gerçekleştirilmiş test sonuçlarına yer verilmiştir.

3.1. Tanımlayıcı İstatistikler

Çalışmanın bu aşamasında dünya finans piyasalarında risk ve belirsizlik durumlarını yansıtan ve çalışmada bağımsız değişkenler olarak kullanılan LnEPU, LnFSI, LnGPR ve LnVIX endeksler ile bağımlı değişkenler olarak kullanılan gelişmekte olan ülke borsalarının LnBIST 100, LnBVSP, LnJTOPI, LnMOEX, LnMXX, LnNIFTY 50 ve LnSSI tanımlayıcı istatistikleri sunulacak ve analiz edilecektir.

Tablo 3. 1. Bağımlı değişkenlerin tanımlayıcı istatistikleri

	LNBIŞT100	LNİVSP	LNİTOPI	LNİOEX	LNİXX	LNİIFTY50	LNİİ
Ortalama	6.25	24.613	10.215	7.201	24.093	8.5133	21.600
Median	6.42	24.723	10.276	7.304	24.331	8.593	21.692
Maksimum	7.08	25.473	10.883	8.021	24.659	9.406	22.507
Minimum	4.55	23.053	8.842	5.729	22.500	6.839	20.782
Std. Sap.	0.598	0.479	0.554	0.497	0.556	0.623	0.367
Çarpıklık	-0.965	-1.123	-0.779	-1.013	-1.280	-0.746	-0.354
Basıklık	3.265	4.157	2.627	3.325	3.603	2.878	2.657
Jarque-B.	32.316	54.319	21.850	35.807	58.870	19.080	5.275
Olasılık	0.000000	0.000000	0.000018	0.000000	0.000000	0.000072	0.071
Gözlem	204	204	204	204	204	204	204

Tablo 3.1'e göre, gelişmekte olan ülke borsaları standart sapma yani risklilik açısından en yüksekte en düşüğe doğru sıralandığında, birinci %62 ile Hindistan borsası LnNIFTY 50 ikinci %59 ile Türkiye borsası LnBIST 100 ve üçüncü % 56 ile Meksika borsası LnMXX'dir; ancak, en düşük riske sahip ülke borsası %35 ile Çin borsası LnSSI görülmektedir. Tablodan çıkarılabilecek önemli sonuçlardan biri de, elde edilen Jarque-Bera Normallik

testi istatistiğine ait olasılık değerlerinin 0.05 anlamlılık düzeyinde, Çin borsası LnSSI hariç, tüm borsa endekslerinin normal dağılıma sahip olmamasıdır. Ayrıca Jarque-Bera Normallik testi hipotezi aşağıdaki gibidir:

H_0 : X serisi normal dağılıma sahiptir.

H_1 : X serisi normal dağılıma sahip değildir.

Tablo 3. 2. Bağımsız değişkenler (EPU ve FSI) tanımlayıcı istatistikler

	LNPUbra	LNPUchi	LNPUind	LNPUmex	LNPUrus	LNGEPU	LNFSI
Ortalama	4.927	4.932	4.394	4.086	4.846	4.764	-0.813
Median	4.9170	4.838	4.373	4.114	4.821	4.773	-0.591
Maks.	6.5176	6.747	5.647	6.060	6.066	5.752	2.063
Min.	3.104	3.705	3.216	2.141	3.182	3.888	-6.153
Std. Sap.	0.540	0.665	0.519	0.587	0.584	0.427	1.074
Çarpıklık	0.009	0.552	0.135	0.0357	-0.244	0.081	-1.144
Basıklık	3.534	2.735	2.460	4.332	2.871	2.341	6.663
Jarque-B.	2.427	10.970	3.094	14.914	2.177	3.918	158.611
Olasılık	0.297	0.004	0.212	0.000	0.3368	0.140	0.0000
Gözlem	204	204	204	201	204	204	204

Tablo 3. 3. Bağımsız değişkenler (GPR ve VIX) tanımlayıcı istatistikler

	LNPRbra	LNPRchi	LNPRind	LNPRmex	LNPRrus	LNPRsaf	LNPRtur	LNVIK
Ort.	4.604	4.615	4.423	4.693	4.627	4.390	4.754	2.83
Median	4.619	4.572	4.411	4.696	4.598	4.389	4.757	2.77
Mak.	5.400	5.534	5.163	5.372	5.393	5.506	5.528	4.392
Min.	3.761	4.126	4.005	4.159	3.864	3.600	3.947	2.212
Std.S.	0.274	0.257	0.193	0.221	0.270	0.326	0.326	0.357
Çarp.	-0.079	0.998	0.675	0.266	0.270	0.118	0.011	1.069
Basık	3.763	3.663	4.135	3.0435	2.806	3.117	2.360	4.361
Jarq	5.173	37.636	26.471	2.435	2.813	0.5927	3.477	2.838
Olası.	0.075	0.000	0.000	0.295	0.245	0.743	0.175	2.770
Göz.	204	204	204	204	204	204	204	4143

Tablo 3.2 ve Tablo 3.3' e göre, risk ve belirsizlik endekslerinden en yüksek oynaklığa sahip olan yani standart sapması en büyük olan %107 ile

Finansal Stres Endeksidir (FSI). İkinci sırada Ekonomik Politika Belirsizlik endeksi %67 ile LnEPUchi, üçüncü sırada %35 ile LnVIX ABD Volatilite endeksi ve son olarak en düşük oynaklığa sahip endeks %19 luk standart sapma ile Hindistan Jeopolitik Risk endeksi (LnGPRind) olduğu görülmektedir. Bu veriler dikkatle incelendiğinde endeksler arasındaki riskliliğin yani oynaklığın endekslerin mahiyeti ile yani neyi ölçtüğü ile doğrudan ilişkili olduğu görülmektedir; örneğin finansal piyasaların hareketliliği, karar alma ve uygulama süreçleri günümüz teknolojisi sayesinde oldukça artmış olduğu için oynaklığı da en yüksek seviyeye çıkmıştır. Ekonomik Politika Belirsizlik endeksi (EPU) oynaklığının %52-%67 aralığında olması, ekonomik politikalarının karar alma ve uygulama süreçlerinin finansal karar alma ve uygulama süreçlerinden daha yavaş olduğunu çok açık bir şekilde göstermektedir. Diğer taraftan, ülkelerin dünya üzerindeki jeopolitik konumları bugünden yarına değişmediği ve değişimler olsa bile uzun tarihi süreçlerden, coğrafi keşifler ve bilimsel büyük sıçrayış ve buluşlardan sonra olduğu dikkate alınırsa Jeopolitik Risk Endeksinin (GPR) en düşük oynaklığa sahip olması makul görülebilir.

Jarque-Bera normallik testi verilerine göre, LNEPUınd, LNEPurus, LNGEPU, LNEPUbra, LNGPRsaf, LNGPRrus, LNGPRbra, LNGPRmex ve LNGPRtur bağımsız değişkenlerin normal dağılıma sahip olduğu görülmektedir. Ancak, diğer bağımsız değişkenlerin LNEPUchi, LNEPumex, LNFSI, LNGPRchi, LNGPRind ve LNVIX normal dağılıma sahip olmadığı görülmektedir.

3.2. Birim Kök Testleri

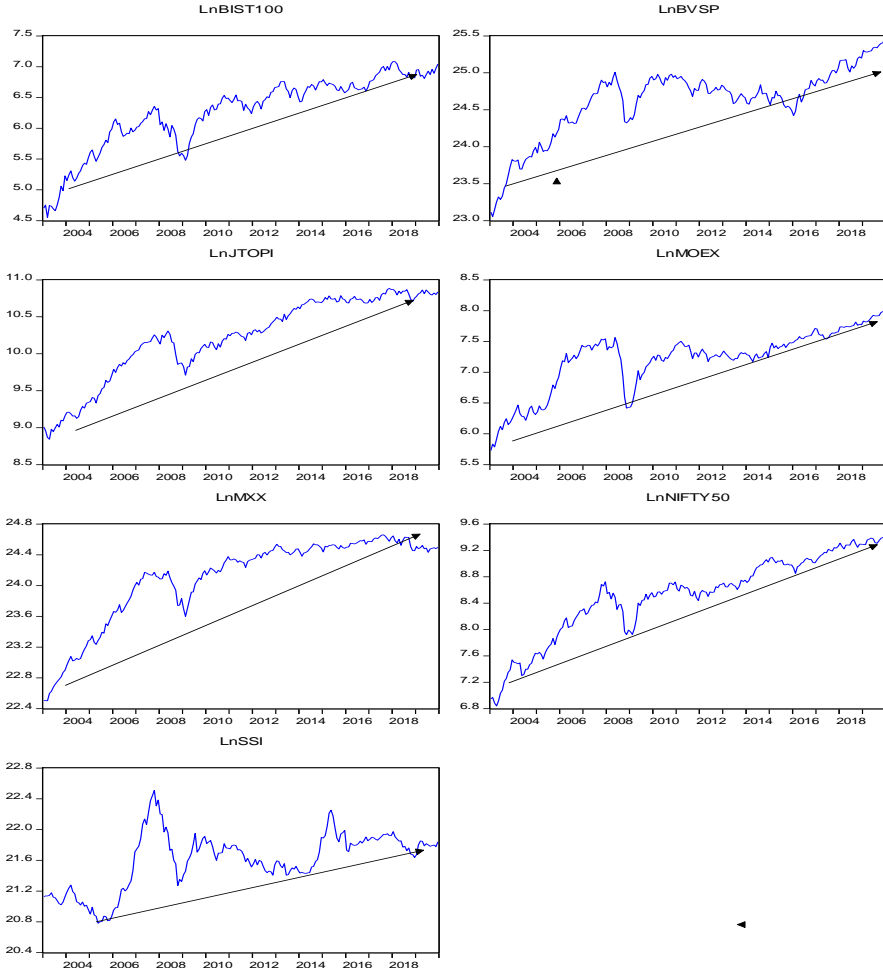
Zaman serisi verileriyle yapılan regresyon analizleri için önemli varsayımlardan biri zaman serisinin durağan olmasıdır. Durağan olmayan zaman serileri ile yapılan regresyon analizlerinde elde edilen sonuçlarda sahte regresyon problemi ortaya çıkmaktadır (Dikmen, 2012: 303; Tarı, 2014: 374; Gujarati, 2015: 320). Zaman serilerinde durağanlığı incelemenin üç temel yolu vardır: a) grafiksel analiz, b) korelogram analizi, c) birim kök analizi (Gujarati, 2015: 321). Bu analizlerin ilk ikisi görseldir.

Durağanlık testlerinde birim kök testleri sayısal sonuçlar olması hasebiyle daha net sonuçlar vermektedir. Çalışmanın bu bölümünde, grafiksel

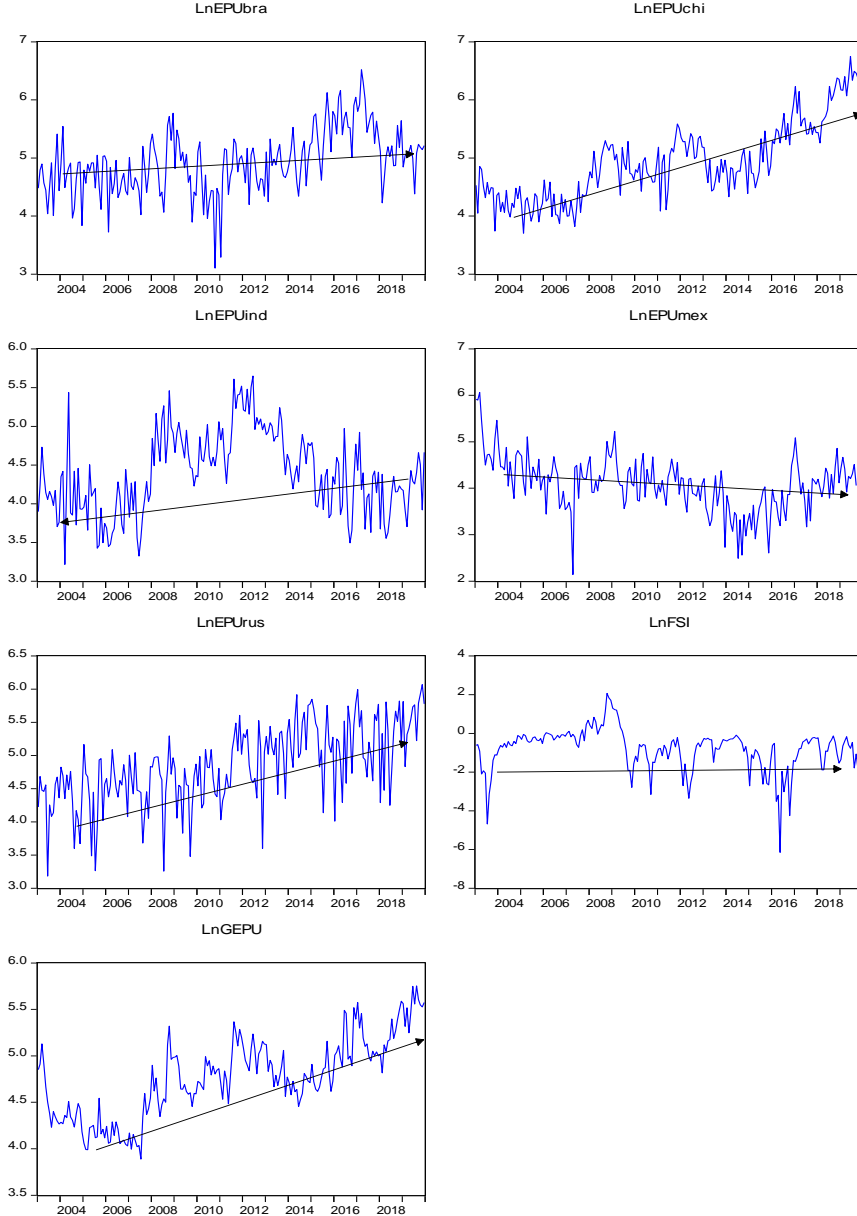
gösterimi ve klasik birim kök testlerini değişkenlerin durağanlık durumlarını tespit etmek için kullanılacaktır.

3.2.1. Grafikselsel Gösterim

Şekil 3.1 de, çalışmada bağımlı değişkenler olarak kullandığımız gelişmekte olan ülke borsa endeksleri incelendiğinde bütün endekslerde sabitli ve yukarı doğru eğimli bir grafik görmekteyiz. İlk bakışta bu endekslerin düzeyde durağan $I(0)$ olmadıkları söylenebilir; ancak, daha önce yukarıda belirttiğimiz gibi grafikselsel birim kök analizleri sayısal birim kök testlerinin hassasiyetini taşımamaktadır, bu yüzden hemen düzeyde durağan olmadıklarını söylemek doğru olmaz.



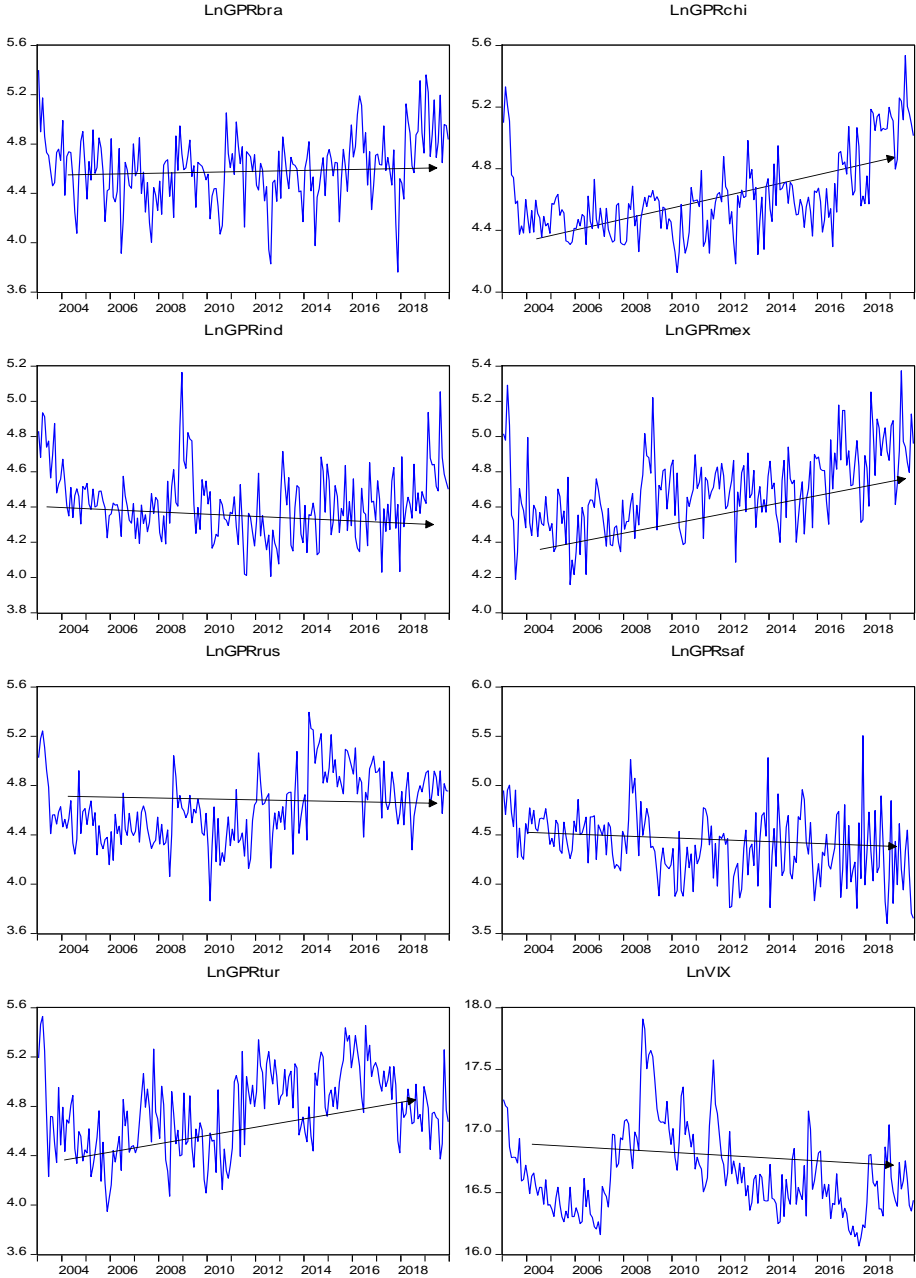
Şekil 3. 1. Gelişmekte olan ülke borsa endeksleri



Şekil 3.2. Risk ve belirsizlik endeksleri (EPU ve FSI)

Şekil 3.2 de görüldüğü üzere çalışmada bağımsız değişkenler olarak kullanılan ekonomik politika endeksi grafikleri LnEPUchi ve LnGEPu hariç,

sabitli trendsiz bir görünüm sunmaktadır. Bu grafiklerden anlaşılan şu ki, bağımsız değişkenler olarak kullanılan risk ve belirsizlik endeksleri düzeyde durağan $I(0)$ olabilir. Tabii ki, bunun tam ve doğru tespiti için sayısal birim kök testlerin yapılması gerekmektedir.



Şekil 3. 3. Risk ve belirsizlik endeksleri (GPR ve VIX)

Şekil 3.3’de görüldüğü gibi bağımsız değişkenler olarak kullanılan Jeopolitik Risk endeksi ve VIX Volatilité endeksi bütün olarak sabitli ve trendsiz bir görünüm sergilemektedir. Buradan çıkarılabilecek sonuç, bu değişkenler diğer bağımsız değişkenler gibi düzeyde durağan I(0) olabilecekleridir.

3.2.2. ADF ve PP Birim Kök Testleri

Birim kök testleri sonucunda bağımlı ve bağımsız değişkenlerin durağanlık derecelerinin belirlenmesi, değişkenler arasındaki ilişkiyi tespit için uygulanacak test yöntemleri için de belirleyici olacaktır. Bu yüzden, durağanlığın araştırılmasında kullanılan birim kök testlerinde dikkate alınması gereken bazı önemli noktalar var: Birincisi, birim kökün test edildiği regresyona sabit ve/veya trendin dahil edilmesinin seri özelliklerine uygun olarak yapılmasıdır. Bunu yaparken serilerin grafiklerinin dikkatle incelenmesi önem arz etmektedir. Çalışmada, literatürde en yaygın olarak kullanılan yapısal kırılmaları dikkate almayan Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) klasik birim kök test yöntemleri tercih edilmiştir. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök test hipotezi aşağıdaki gibidir:

H_0 : X serisi birim köke sahiptir, yani durağan değil.

H_1 : X serisi birim köke sahip değildir, yani durağandır.

Tablo 3. 4. Bağımlı değişkenlerin ADF ve PP birim kök test sonuçları

BİRİM KÖK TEST SONUÇLARI (PP) Aylık								
	Düzyey							
		LBST100	LBVSP	LJTOPI	LMOEX	LMXX	LNIFTY50	LSSI
Sabit	t	-2.3579	-2.6568	-2.0874	-2.5007	-3.7997	-2.1691	-2.223
	Olas.	0.1552	0.0835	0.2501	0.1168	0.0034	0.2184	0.198
		n0	no	n0	n0	***	n0	n0
Trend	t	-3.00	-2.89	-1.81	-3.09	-2.32	-3.069	-2.55
	Olas	0.1338	0.165	0.692	0.1098	0.4189	0.116	0.305
		n0	n0	n0	n0	n0	n0	n0
	Birinci Farkta							

Trend	t	-64.32	-64.12	-64.21	-61.88	-58.48	-60.36	-63.22
	Olas.	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
		***	***	***	***	***	***	***
BİRİM KÖK TEST SONUÇLARI (ADF) Günlük								
	Düzyey							
		LBIST100	LBVSP	LJTOPI	LMOEX	LMXX	LNIFTY50	LSSI
Sabit	t	-2.45	-2.33	-1.84	-2.42	-3.26	-1.99	-1.80
	Olas.	0.128	0.159	0.360	0.134	0.016	0.289	0.378
		n0	n0	n0	n0	**	n0	n0
Trend	t	-3.027	-2.698	-1.983	-2.972	-2.185	-2.809	-1.764
	Olas.	0.124	0.237	0.609	0.1403	0.497	0.1939	0.721
		n0	n0	n0	n0	n0	n0	n0
Birinci Farkta								
		d(LBST100)	d(LBVSP)	d(LJTOPI)	d(LMOEX)	d(LMXX)	d(LNIFTY50)	d(LSSI)
Sabit	t	-64.30	-63.84	-63.41	-61.79	-45.56	-60.44	-63.15
	Olas.	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
		***	***	***	***	***	***	***
Trend	t	-64.32	-63.85	-63.41	-61.79	-45.65	-60.47	-63.15
	Olas.	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
		***	***	***	***	***	***	***
Not: (*) 10%.da anlamlı, (**) 5% de anlamlı; (***) 1%.de anlamlı ve (no) anlamlı değil.								
*MacKinnon (1996) tek-tarafli p-değerleri.								

Tablo 3.4 ve Tablo 3.5’de ADF ve PP birim kök testi sonuçları değerlendirildiğinde bağımlı değişken LnMXX endeksi %5 anlamlılıkta düzeyde durağan yani I(0) olduğu görülmektedir. Diğer bağımlı değişkenler ise %1 anlamlılıkta birinci farkta durağan yani I(1) görülmektedir.

Tablo 3.6. Bağımsız değişkenlerin ADF ve PP birim kök test sonuçları I

BİRİM KÖK TEST SONUÇLARI (PP)								
	Düzyey							
		LEPUbra	LEPUchi	LEPUind	LEPUmex	LEPUsus	LGEPUs	LFSI
Sabit	t	-8.22	-2.33	-5.94	-6.95	-9.07	-2.17	-4.99
	Olas.	0.000	0.162	0.000	0.000	0.000	0.216	0.000

		***	n0	***	***	***	n0	***
Trend	t	-9.41	-6.90	-5.97	-7.65	-11.75	-5.26	-5.15
	Olas.	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.002
		***	***	***	***	***	***	***
BİRİM KÖK TEST SONUÇLARI (ADF)								
	Düzyey							
		LEPUbra	LEPUchi	LEPUind	LEPUmex	LEPUrus	LGEPU	LFSI
Sabit	t	-3.35	-0.78	-2.94	-4.73	-3.84	-2.15	-3.91
	Olas.	0.013	0.820	0.042	0.001	0.002	0.222	0.002
		**	n0	**	***	***	n0	***
Trend	t	-8.72	-3.01	-2.96	-4.760	-11.70	-5.26	-4.03
	Olas.	0.000	0.130	0.144	0.007	0.000	0.001	0.009
		***	n0	n0	***	***	***	***
Not: (*) 10%.da anlamlı, (**) 5% de anlamlı; (***) 1%.de anlamlı ve (no) anlamlı değil.								
*MacKinnon (1996) tek-tarafli p-değerleri.								

Tablo 3.6’da ADF ve PP birim kök testi sonuçları değerlendirildiğinde bağımsız değişkenler olan ülke bazlı Ekonomik Politika Belirsizlik endeksleri (EPU_{aylık}) ve Finansal Stres endeksi (FSI_{aylık}) %1 anlamlılıkta düzeyde durağan yani I(0) olduğu görülmektedir.

Tablo 3.7’de ADF ve PP birim kök testi sonuçları değerlendirildiğinde bağımsız değişkenler olan ülke bazlı Jeopolitik Risk endeksleri (GPR_{aylık}) ve Volatilite endeksi (VIX_{günlük}) %1 anlamlılıkta düzeyde durağan yani I(0) olduğu görülmektedir.

Tablo 3. 7. Bağımsız değişkenlerin ADF ve PP birim kök test sonuçları II

BİRİM KÖK TEST SONUÇLARI (PP)								
	Düzyey							
		LGPRbra	LGPRchi	LGPRind	LGPRmex	LGPRrus	LGPRsaf	LVIX
Sabit	t	-9.68	-5.15	-9.48	-8.61	-7.58	-11.50	-5.48
	Olas.	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
		***	***	***	***	***	***	***
Trend	t	-9.82	-6.44	-9.52	-9.95	-8.21	-12.21	

								-5.63
	Olas.	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
		***	***	***	***	***	***	***
BİRİM KÖK TEST SONUÇLARI (ADF)								
	Düzyey							
		LGPRbra	LGPRchi	LGPRind	LGPRmex	LGPRrus	LGPRsaf	LVIX
Sabit	t	-9.3334	-3.9410	-8.7881	-4.4446	-4.0948	-10.7884	5.4857
	Olasılık	0.0000	0.0021	0.0000	0.0003	0.0012	0.0000	0.0000
		***	***	***	***	***	***	***
Trend	t	-9.67	-5.58	-8.79	-9.94	-5.20	-11.83	-5.63
	Olas.	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000
		***	***	***	***	***	***	***
Not: (*) 10%.da anlamlı, (**) 5% de anlamlı; (***) 1%.de anlamlı ve (no) anlamlı değil.								
*MacKinnon (1996) tek-tarafli p-değerleri.								

3.3. ARDL Sınır Testi Analizi

Bağımlı değişkenler gelişmekte olan ülke borsa endeksleri ile bağımsız değişkenler risk ve belirsizlik endekslerinin durağanlık seviyelerini tespit için yapılan klasik ADF ve PP birim kök analiz sonuçlarına göre, %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde, bağımlı değişkenlerden gelişmekte olan ülke borsası Türkiye borsası LnBIST 100, Brezilya borsası LnBVSP, Güney Afrika Cumhuriyeti borsası LnJTOPI, Rusya borsası LnMOEX, Hindistan borsası LnNIFTY 50 ve Çin borsası LnSSI birinci farkta durağan yani I(1) ve bağımsız değişkenler risk ve belirsizlik endekslerinin tamamı düzeyde durağan I(0) olduğu için, yani değişkenler farklı düzeylerde durağan hale geldikleri için bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin belirlenmesi amacıyla ARDL sınır testi uygun yöntem olacaktır.

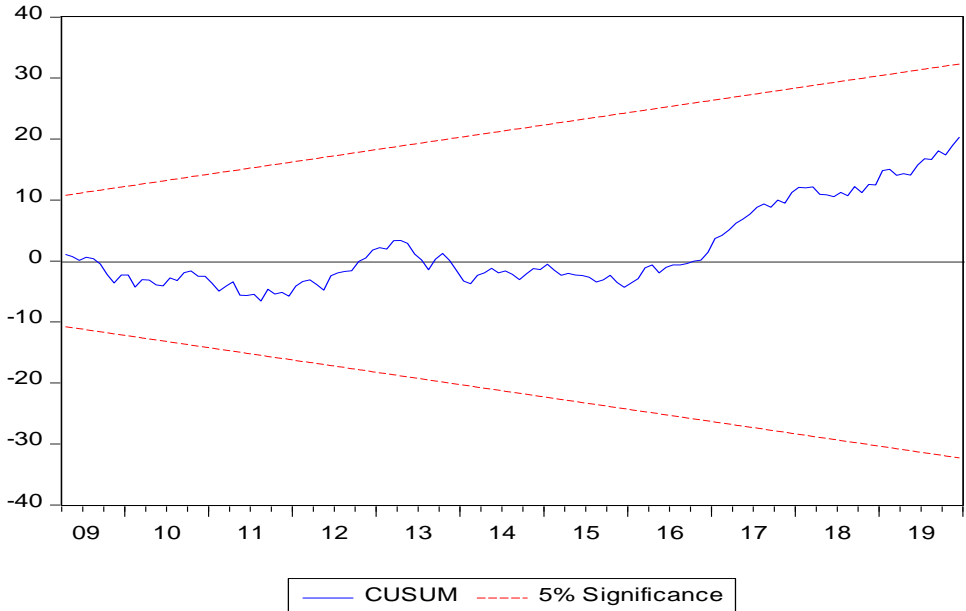
3.3.1. EPU- ARDL Sınır Testi Sonuçları

Tablo 3. 8. LnBİST 100-LnGEPÜ ARDL sınır testi sonuçları

BAĞIMLI DEĞİŞKEN						
LnBİST 100						
F İSTATİSTİĞİ VE KRİTİK DEĞERLER						
Model	K	M	F İstatistiği	Anlamlılık Düzeyi	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
ARDL (1,1)	1	4	5.616271***	10% 5% 2.5% 1%	3.02 3.62 4.18 4.94	3.51 4.16 4.79 5.58
ARDL UZUN DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatitiği	Olasılık		
LnGEPÜ	-0.460184	0.382655	-1.202608	0.2306		
C	7.869722	1.708962	4.604971	0.0000		
ARDL KISA DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatitiği	Olasılık		
C	0.127903					
LnBİST100(-1)	-0.021549*	0.067842	1.885305	0.0608		
	0.003933	0.011367	-1.895794	0.0594		
LnGEPÜ(-1)	-	0.016076	0.244655	0.8070		
D(LnGEPÜ)	0.086156***	0.031471	-2.737600	0.0067		
CointEq(-1)	-	0.006964	-3.094380	0.0023		
	0.021549***					
MODELİN DENKLEMİ						
$LnBİST100 = (-0.4602 * LnGEPÜ + 7.8697)$						
TANISAL TESTLER						
R ²	0.983529		BG Otokorelasyon LM Test		2.986664 (0.2246)	
Düzeltilmiş R ²	0.983196		Ramsey RESET		0.190099 (0.6633)	
F İstatistik	2955.803 (0.000000)		Durbin-Watson		2.158029	

Not: CointEq(-1) hata düzeltme terimini, D birinci farkı, K açıklayıcı değişken sayısını ve M maksimum gecikme uzunluğunu, parantez içleri olasılık değerlerini ve ***, **, * ise sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık seviyelerini ifade etmektedir.

Yukarıda Tablo 3.8’de ARDL(1,1) kısıtlı sabitli ve trendsiz modeli gösterilmiştir. Söz konusu modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmaması gerekmektedir. Bu amaçla gerçekleştirilen Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test sonucuna göre, Olasılık $0.2246 > 0.05$ olduğu için modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmadığı belirlenmiştir. Ayrıca Ramsey RESET Test sonucuna göre, F istatistik Olasılık değeri $0.6633 > 0.05$ olduğu için model kurma hatası olmadığı ve CoinEq hata düzeltme katsayısının -1 ile 0 arasında ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bunlara ilave olarak aşağıda Şekil 2.4’de uzun dönem katsayılarının istikrarı için gerçekleştirilen CUSUM test grafiğine göre, katsayılar %5 anlamlılık düzeyinde kırmızı noktalarla gösterilen kritik sınırlar arasında hareket ettiği için uzun dönem katsayıları istikrarlıdır sonucuna ulaşılabilir. Modele ait hata terimlerinde otokorelasyon sorununun ve model kurma hatası olmadığı belirlenmesinin ardından sınır testi uygulamasına geçilmektedir. Bu amaçla oluşturulan modele ait F istatistik değeri model için gösterilen alt sınır I(0) ve üst sınır I(1) kritik değerlerle karşılaştırıldığında daha büyük olduğu için %1 anlamlılık düzeyinde, “eşbütünleşme yoktur” şeklindeki H_0 hipotezi reddedilmekte ve bağımlı değişkenimiz LnBIST 100 ile bağımsız değişkenimiz LnGEPU arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. LnBIST 100 ve LnGEPU arasındaki uzun dönem ilişki modeli için elde edilen denkleme göre, LnGEPU da %1’lik artış LnBIST 100’ü %0.46 azaltmaktadır; ancak, katsayının istatistiksel olarak anlamsız olduğu da görülmektedir.



Şekil 3. 4. LnBIST 100-LnGEP CUSUM grafiği

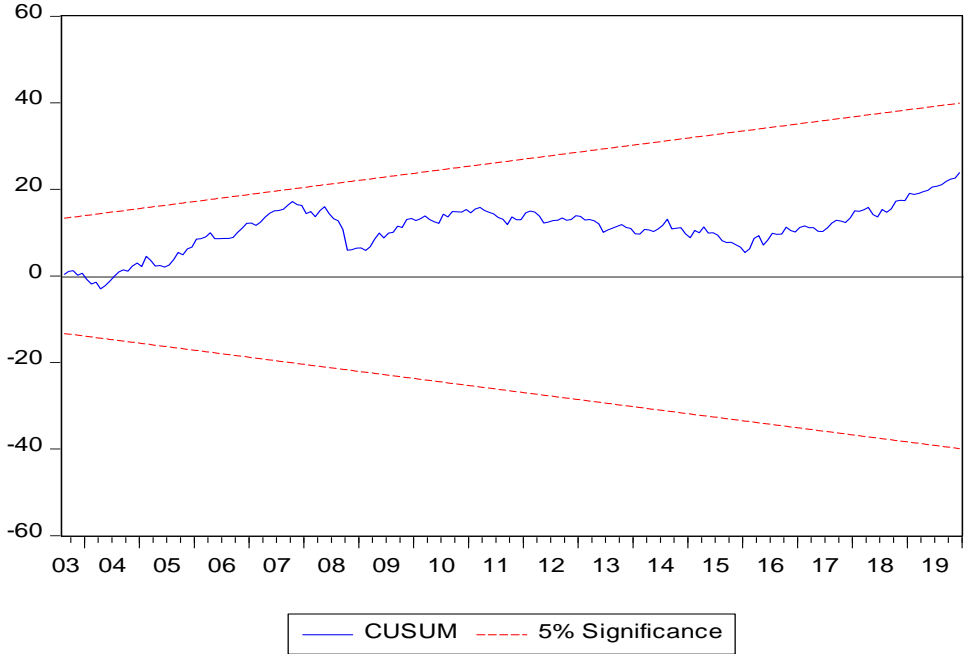
Tablo 3. 9. LnBVSP-LnEPUBra ARDL sınırlama testi sonuçları

BAĞIMLI DEĞİŞKEN						
LnBVSP						
F İSTATİSTİĞİ VE KRİTİK DEĞERLER						
Model	K	M	F İstatistiği	Anlamlılık Düzeyi	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
ARDL (2,1)	1	4	5.341716**	10%	3.02	3.51
				5%	3.62	4.16
				2.5%	4.18	4.79
				1%	4.94	5.58
ARDL UZUN DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatistiği	Olasılık		
LnEPUBRA	0.366875	0.306637	1.196450	0.2330		
C	23.15451	1.506482	15.36992	0.0000		
ARDL KISA DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatistiği	Olasılık		
C	0.696819	0.228851	3.044853	0.0026		

LnBVSP(-1)	-0.030094***	0.009478	-3.175062	0.0017
LnEPUBRA(-1)	0.011041	0.009260	1.192349	0.2346
D(LnBVSP(-1))	0.140032**	0.069127	2.025725	0.0441
D(LnEPUBRA)	-0.010549	0.009937	-1.061598	0.2897
CointEq(-1)	-0.030094***	0.007480	-4.023411	0.0001
MODELİN DENKLEMİ				
$LnBVSP = (0.3669 * LnEPUBRA + 23.1545)$				
TANISAL TESTLER				
R ²	0.982360	BG Otokorelasyon LM Test	1.143636 (0.5645)	
Düzeltilmiş R2	0.982002	Ramsey RESET	1.750383 (0.1874)	
F İstatistik	2742.741 (0.000000)	Durbin-Watson	1.958025	
Not: CointEq(-1) hata düzeltme terimini, D birinci farkı, K açıklayıcı değişken sayısını ve M maksimum gecikme uzunluğunu, parantez içleri olasılık değerlerini ve ***, **, * ise sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık seviyelerini ifade etmektedir.				

Yukarıda Tablo 3.9’da ARDL(2,1) kısıtlı sabitli ve trendsiz modeli gösterilmiştir. Söz konusu modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmaması gerekmektedir. Bu amaçla gerçekleştirilen Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test sonucuna göre, Olasılık $0.5645 > 0.05$ olduğu için modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmadığı belirlenmiştir. Ayrıca Ramsey RESET Test sonucuna göre, F istatistik Olasılık değeri $0.1874 > 0.05$ olduğu için model kurma hatası olmadığı ve CoinEq hata düzeltme katsayısının -1 ile 0 arasında ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bunlara ilave olarak Şekil 3.5’de uzun dönem katsayılarının istikrarı için gerçekleştirilen CUSUM test grafiğine göre, katsayılar %5 anlamlılık düzeyinde kırmızı noktalarla gösterilen kritik sınırlar arasında hareket ettiği için uzun dönem katsayıları istikrarlıdır sonucuna ulaşılabilir. Modele ait hata terimlerinde otokorelasyon sorununun ve model kurma hatası olmadığı belirlenmesinin ardından sınır testi uygulamasına geçilmektedir. Bu amaçla oluşturulan modele ait F istatistik değeri model için gösterilen alt sınır $I(0)$ ve üst sınır $I(1)$ kritik değerlerle karşılaştırıldığında daha büyük olduğu için %5 anlamlılık düzeyinde, “eşbütünleşme yoktur”

şeklindeki H_0 hipotezi reddedilmekte ve bağımlı değişkenimiz LnBVSP ile bağımsız değişkenimiz LnEPUbra arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. LnBVSP ve LnEPUbra arasındaki uzun dönem ilişki modeli için elde edilen denkleme göre, LnEPUbra'daki %1'lik artış LnBVSP'yi %0.37 artırmaktadır; ancak, katsayının istatistiksel olarak anlamsız olduğu da görülmektedir.

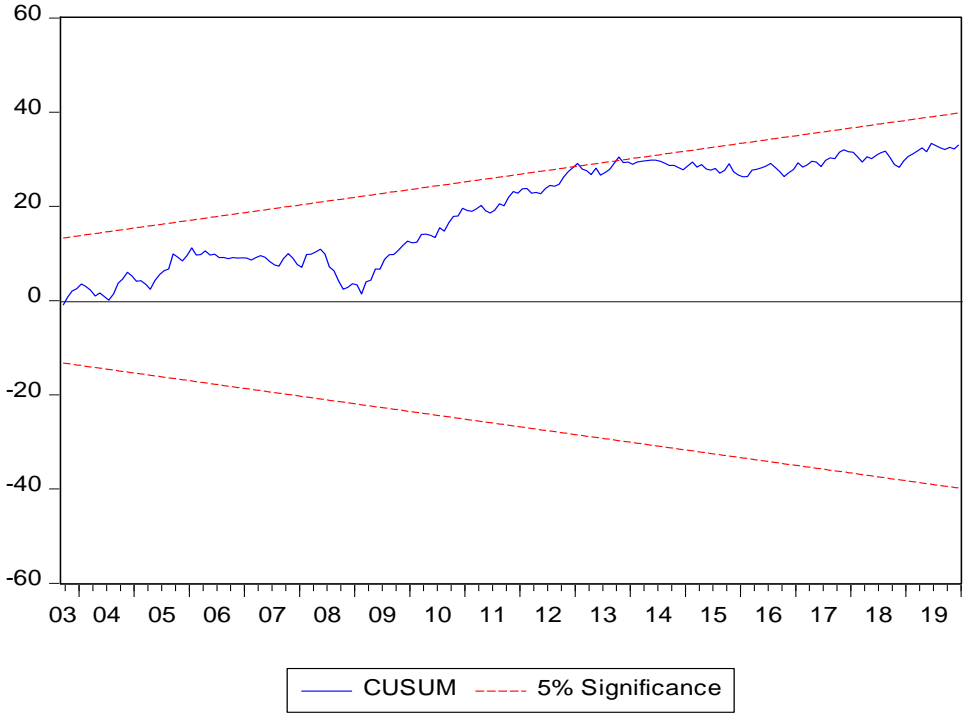


Şekil 3. 5. LnBVSP - LnEPUbra CUSUM grafiği

Tablo 3. 10. LnJTOPI - LnGEPU ARDL sınır testi sonuçları

BAĞIMLI DEĞİŞKEN						
LnJTOPI						
F İSTATİSTİĞİ VE KRİTİK DEĞERLER						
Model	K	M	F İstatistiği	Anlamlılık Düzeyi	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
ARDL (2,2)	1	4	6.352203***	10% 5% 2.5% 1%	3.02 3.62 4.18 4.94	3.51 4.16 4.79 5.58
ARDL UZUN DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatitiği	Olasılık		
LnGEPU	-2.822206	5.501864	-0.512955	0.6086		
C	25.86126	29.27524	0.883384	0.3781		
ARDL KISA DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatitiği	Olasılık		
C						
LnJTOPI(-1)	0.132228	0.057564	2.297047	0.0227		
LnGEPU(-1)	-0.005113	0.007329	-0.697671	0.4862		
D(LnJTOPI(-1))	-0.014430	0.009963	-1.448402	0.1491		
D(LnGEPU)	-0.182678**	0.071339	-2.560697	0.0112		
D(LnGEPU)	-0.086011***	0.018383	-4.678771	0.0000		
D(LnGEPU(-1))	-0.033881*	0.018355	-1.845876	0.0664		
CointEq(-1)	-0.005113***	0.001165	-4.387603	0.0000		
MODELİN DENKLEMİ						
$LnJTOPI = (-2.8222*LnGEPU + 25.8613)$						
TANISAL TESTLER						
R ²	0.993751	Breush-Godfrey Otokorelasyon LM Test		1.688148 (0.4300)		
Düzeltilmiş R2	0.993592	Ramsey RESET		0.223081 (0.6372)		
F İstatistik	6234.157 (0.000000)	Durbin-Watson		1.973294		
Not: CointEq(-1) hata düzeltme terimini, D birinci farkı, K açıklayıcı değişken sayısını ve M maksimum gecikme uzunluğunu, parantez içleri olasılık değerlerini ve ***, **, * ise sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık seviyelerini ifade etmektedir.						

Yukarıda Tablo 3.10'da ARDL(2,2) kısıtlı sabitli ve trendsiz modeli gösterilmiştir. Söz konusu modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmaması gerekmektedir. Bu amaçla gerçekleştirilen Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test sonucuna göre, Olasılık değeri $0.4300 > 0.05$ olduğu için modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmadığı belirlenmiştir. Ayrıca Ramsey RESET Test sonucuna göre, F istatistik Olasılık değeri $0.6372 > 0.05$ olduğu için model kurma hatası olmadığı ve CoinEq hata düzeltme katsayısının -1 ile 0 arasında ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bunlara ilave olarak Şekil 3.6'da uzun dönem katsayılarının istikrarı için gerçekleştirilen CUSUM test grafiğine göre, katsayılar %5 anlamlılık düzeyinde kırmızı renkte gösterilen kritik sınırlar arasında hareket ettiği için uzun dönem katsayıları istikrarlıdır sonucuna ulaşılabilir. Modele ait hata terimlerinde otokorelasyon sorununun olmadığı ve model kurma hatası olmadığı belirlenmesinin ardından sınır testi uygulamasına geçilmektedir. Bu amaçla oluşturulan modele ait F istatistik değeri model için gösterilen alt sınır I(0) ve üst sınır I(1) kritik değerlerle karşılaştırıldığında daha büyük olduğu için %1 anlamlılık düzeyinde, “eşbütünleşme yoktur” şeklindeki H_0 hipotezi reddedilmekte ve bağımlı değişkenimiz LnJTOPI ile bağımsız değişkenimiz LnGEPU arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. LnJTOPI ve LnGEPU arasındaki uzun dönem ilişki modeli için elde edilen denkleme göre, LnGEPU'daki %1'lik artış LnJTOPI'yi %2.82 azaltmaktadır; ancak, katsayının istatistiksel olarak anlamsız olduğu da görülmektedir.



Şekil 3. 6. LnJTOPI - LnGEPUs CUSUM grafiği

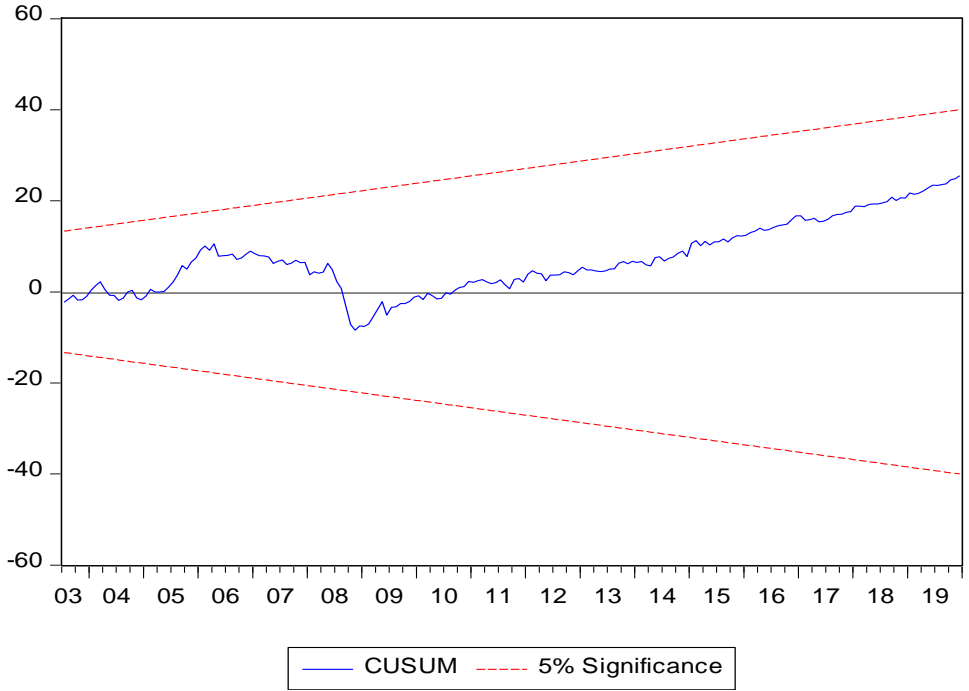
Tablo 3. 11. LnMOEX - LnEPUs ARDL sınır testi sonuçları

BAĞIMLI DEĞİŞKEN						
LnMOEX						
F İSTATİSTİĞİ VE KRİTİK DEĞERLER						
Model	K	M	F İstatistiği	Anlamlılık Düzeyi	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
ARDL (2,0)	1	4	2.658983	10%	3.02	3.51
				5%	3.62	4.16
				2.5%	4.18	4.79
				1%	4.94	5.58
ARDL UZUN DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatistiği	Olasılık		
LnEPURUS	-0.114165	0.491836	-0.232120	0.8167		
C	8.149236	2.534152	3.215765	0.0015		

ARDL KISA DÖNEM KATSAYILARI				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatitiği	Olasılık
C				
LnMOEX(-1)	0.176028	0.073910	2.381664	0.0182
LnEPURUS	-0.021601*	0.011861	-1.821158	0.0701
D(LnMOEX(-1))	-0.002466	0.009871	-0.249824	0.8030
CointEq(-1)	0.214807***	0.068513	3.135286	0.0020
	-0.021601***	0.007610	-2.838578	0.0050
MODELİN DENKLEMİ				
$LnMOEX = (-0.1142*LnEPURUS + 8.1492)$				
TANISAL TESTLER				
R ²	0.978821	Breush-Godfrey Otokorelasyon LM Test	0.177724 (0.9150)	
Düzeltilmiş R2	0.978501	Ramsey RESET	0.336858 (0.5623)	
F İstatistik	3050.359 (0.000000)	Durbin-Watson	1.996379	
Not: CointEq(-1) hata düzeltme terimini, D birinci farkı, K açıklayıcı değişken sayısını ve M maksimum gecikme uzunluğunu, parantez içleri olasılık değerlerini ve ***, **, * ise sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık seviyelerini ifade etmektedir.				

Yukarıda Tablo 3.11’de ARDL(2,0) kısıtlı sabitli ve trendsiz modeli gösterilmiştir. Söz konusu modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmaması gerekmektedir. Bu amaçla gerçekleştirilen Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test sonucuna göre, Olasılık 0.9150>0.05 olduğu için modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmadığı belirlenmiştir. Ayrıca Ramsey RESET Test sonucuna göre, F istatistik Olasılık değeri 0.5623>0.05 olduğu için model kurma hatası olmadığı ve CoinEq hata düzeltme katsayısının -1 ile 0 arasında ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bunlara ilave olarak Şekil 3.7’de uzun dönem katsayılarının istikrarı için gerçekleştirilen CUSUM test grafiğine göre, katsayılar %5 anlamlılık düzeyinde kırmızı renkte gösterilen kritik sınırlar arasında hareket ettiği için uzun dönem katsayıları istikrarlıdır sonucuna ulaşılabilir. Modele ait hata terimlerinde otokorelasyon sorununun

olmadığının ve model kurma hatası olmadığının belirlenmesinin ardından sınır testi uygulamasına geçilmektedir. Bu amaçla oluşturulan modele ait F istatistik değeri model için gösterilen alt sınır $I(0)$ ve üst sınır $I(1)$ kritik değerlerle karşılaştırıldığında daha küçük olduğu için “eşbütünleşme yoktur” şeklindeki H_0 hipotezi reddedilemez ve bağımlı değişken LnMOEX ile bağımsız değişken LnEPUrus arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.

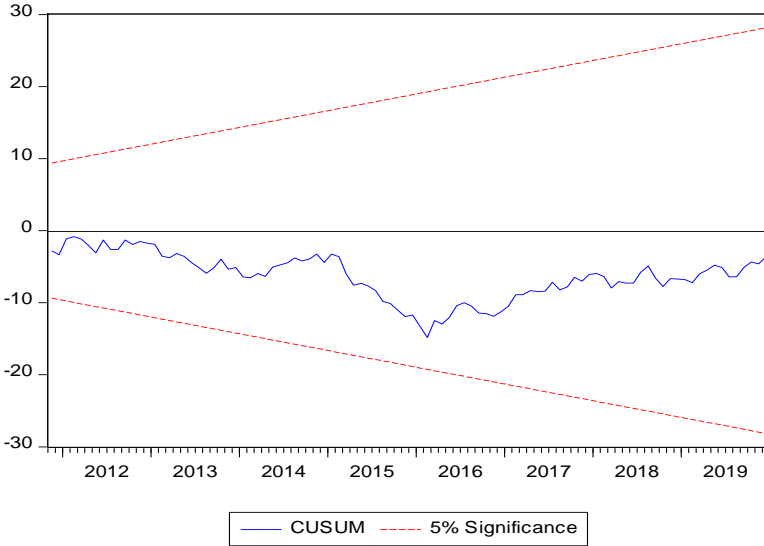


Şekil 3. 7. LnMOEX - LnEPUrus CUSUM grafiği

Tablo 3. 12. LnNIFTY 50 - LnEPUind ARDL sınır testi sonuçları

BAĞIMLI DEĞİŞKEN						
LnNIFTY 50						
F İSTATİSTİĞİ VE KRİTİK DEĞERLER						
Model	K	M	F İstatistiği	Anlamlılık Düzeyi	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
ARDL (1,1)	1	4	5.346546**	10% 5% 2.5% 1%	3.02 3.62 4.18 4.94	3.51 4.16 4.79 5.58
ARDL UZUN DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatitiği	Olasılık		
LnEPUIND	-1.158452	0.710987	-1.629359	0.1048		
C	13.97526	3.340304	4.183830	0.0000		
ARDL KISA DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatitiği	Olasılık		
C	0.209288	0.067992	3.078133	0.0024		
LnNIFTY50(-1)	-0.013909**	0.006989	-1.990300	0.0479		
LnEPUIND(-1)	-0.017896**	0.009048	-1.977943	0.0493		
D(LnEPUIND)	-0.053067***	0.011822	-4.488965	0.0000		
CointEq(-1)	-0.013909***	0.003362	-4.136934	0.0001		
MODELİN DENKLEMİ						
$LnNIFTY50 = (-1.1585 * LnEPUIND + 13.9753)$						
TANISAL TESTLER						
R ²	0.990226	Breush-Godfrey Otokorelasyon LM Test		0.113247 (0.9449)		
Düzeltilmiş R2	0.990029	Ramsey RESET		0.050452 (0.8225)		
F İstatistik	5015.177 (0.000000)	Durbin-Watson		1.971196		
Not: CointEq(-1) hata düzeltme terimini, D birinci farkı, K açıklayıcı değişken sayısını ve M maksimum gecikme uzunluğunu, parantez içleri olasılık değerlerini ve ***, **, * ise sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık seviyelerini ifade etmektedir.						

Yukarıda Tablo 3.12’de ARDL(1,1) kısıtlı sabitli ve trendsiz modeli gösterilmiştir. Söz konusu modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmaması gerekmektedir. Bu amaçla gerçekleştirilen Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test sonucuna göre, Olasılık değeri $0.9449 > 0.05$ olduğu için modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmadığı belirlenmiştir. Ayrıca Ramsey RESET Test sonucuna göre, F istatistik Olasılık değeri $0.8225 > 0.05$ olduğu için model kurma hatası olmadığı ve CoinEq hata düzeltme katsayısının -1 ile 0 arasında ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bunlara ilave olarak aşağıda Şekil 3.8’de uzun dönem katsayılarının istikrarı için gerçekleştirilen CUSUM test grafiğine göre, katsayılar %5 anlamlılık düzeyinde kırmızı renkte gösterilen kritik sınırlar arasında hareket ettiği için uzun dönem katsayıları istikrarlıdır sonucuna ulaşılabilir. Ancak, model istikrarını sağlamak için D2 kukla değişken kullanılmıştır. Modele ait hata terimlerinde otokorelasyon sorununun ve model kurma hatası olmadığı belirlenmesinin ardından sınır testi uygulamasına geçilmektedir. Bu amaçla oluşturulan modele ait F istatistik değeri model için gösterilen alt sınır $I(0)$ ve üst sınır $I(1)$ kritik değerlerle karşılaştırıldığında daha büyük olduğu için %5 anlamlılık düzeyinde, “eşbütünleşme yoktur” şeklindeki H_0 hipotezi reddedilmekte ve bağımlı değişkenimiz $\ln\text{NIFTY } 50$ ile bağımsız değişkenimiz $\ln\text{EPUind}$ arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. $\ln\text{NIFTY } 50$ ve $\ln\text{EPUind}$ arasındaki uzun dönem ilişki modeli için elde edilen denkleme $\ln\text{NIFTY}50 = (-1.1585 * \ln\text{EPUIND} + 13.9753)$ göre, $\ln\text{EPUind}$ ’deki %1’lik artış $\ln\text{NIFTY } 50$ ’yi %1.16 azaltmaktadır; ancak, her ne kadar %10 anlamlılık seviyesine yakın olsa da katsayının istatistiksel olarak anlamsız olduğu da görülmektedir.



Şekil 3. 8. LnNIFTY 50 - LnEPUind CUSUM grafiği

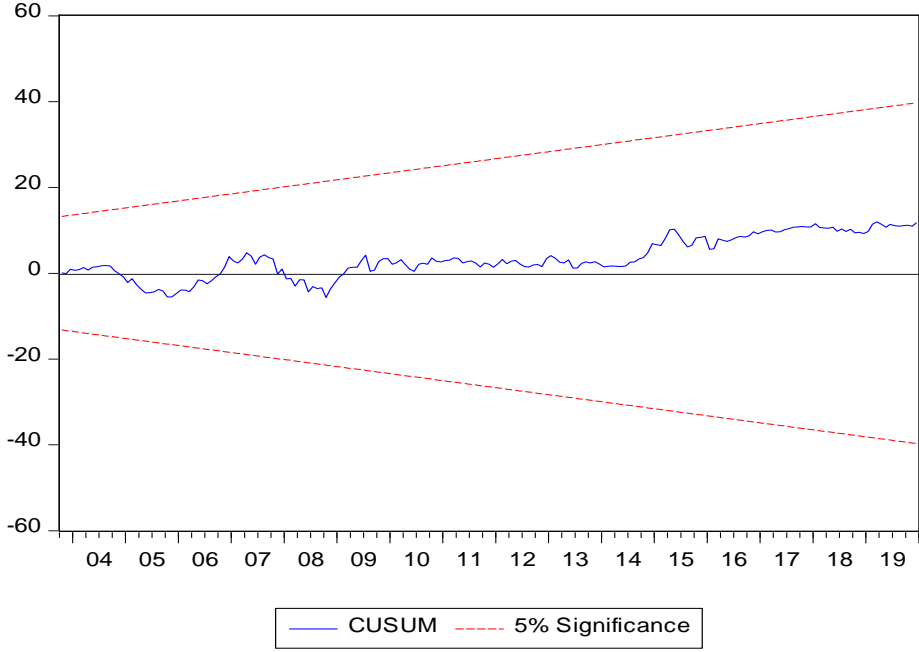
Tablo 3. 13. LnSSI - LnEPUchi ARDL sınır testi sonuçları

BAĞIMLI DEĞİŞKEN						
LnSSI						
F İSTATİSTİĞİ VE KRİTİK DEĞERLER						
Model	K	M	F İstatistiği	Anlamlılık Düzeyi	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
ARDL (3,1)	1	4	1.471592	10%	3.02	3.51
				5%	3.62	4.16
				2.5%	4.18	4.79
				1%	4.94	5.58
ARDL UZUN DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatitiği	Olasılık		
LnEPUCHI	0.068000	0.289164	0.235161	0.8143		
C	21.35890	1.457909	14.65036	0.0000		
ARDL KISA DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatitiği	Olasılık		
C	0.682933	0.346266	1.972275	0.0500		
LnSSI(-1)	-0.031974*	0.016941	-1.887353	0.0606		
LnEPUCHI(-1)	0.002174	0.009725	0.223574	0.8233		
D(LnSSI(-1))	0.109147	0.071185	1.533296	0.1268		

D(LnSSI(-2))	0.160114**	0.071537	2.238213	0.0263
D(LnEPUCHI)	-0.033155*	0.018159	-1.825790	0.0694
CointEq(-1)	-0.031974**	0.015140	-2.111885	0.0360
MODELİN DENKLEMİ				
$\text{LnSSI} = (0.0680 * \text{LnEPUCHI} + 21.3589)$				
TANISAL TESTLER				
R ²	0.956955	BG Otokorelasyon LM Test	7.425019 (0.0244)	
Düzeltilmiş R2	0.955851	Ramsey RESET	4.161594 (0.0427)	
F İstatistik	867.0215 (0.000000)	Durbin-Watson	2.007335	
Not: CointEq(-1) hata düzeltme katsayısı, D birinci farkı, K açıklayıcı değişken sayısını ve M maksimum gecikme uzunluğunu, parantez içleri olasılık değerlerini ve ***, **, * ise sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık seviyelerini ifade etmektedir.				

Yukarıda Tablo 3.13’de ARDL(3,1) kısıtlı sabitli ve trendsiz modeli gösterilmiştir. Söz konusu modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmaması gerekmektedir. Bu amaçla gerçekleştirilen Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test sonucuna göre, Olasılık değeri $0.0244 > 0.01$ olduğu için modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmadığı belirlenmiştir. Ayrıca Ramsey RESET Test sonucuna göre, F istatistik Olasılık değeri $0.0427 > 0.01$ olduğu için model kurma hatası olmadığı ve CoinEq hata düzeltme katsayısının -1 ile 0 arasında ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bunlara ilave olarak aşağıda Şekil 3.9’da uzun dönem katsayılarının istikrarı için gerçekleştirilen CUSUM test grafiğine göre, katsayılar %5 anlamlılık düzeyinde kırmızı renkte gösterilen kritik sınırlar arasında hareket ettiği için uzun dönem katsayıları istikrarlıdır sonucuna ulaşılabilir. Modele ait hata terimlerinde otokorelasyon sorununun ve model kurma hatası olmadığı belirlenmesinin ardından sınır testi uygulamasına geçilmektedir. Bu amaçla oluşturulan modele ait F istatistik değeri model için gösterilen alt sınır I(0) ve üst sınır I(1) kritik değerlerle karşılaştırıldığında daha küçük olduğu için, “eşbütünleşme yoktur” şeklindeki H_0 hipotezi reddedilememekte ve bağımlı değişkenimiz LnSSI ile

bağımsız değişkenimiz LnEPUchi arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.



Şekil 3. 9. LnSSI - LnEPUchi CUSUM grafiği

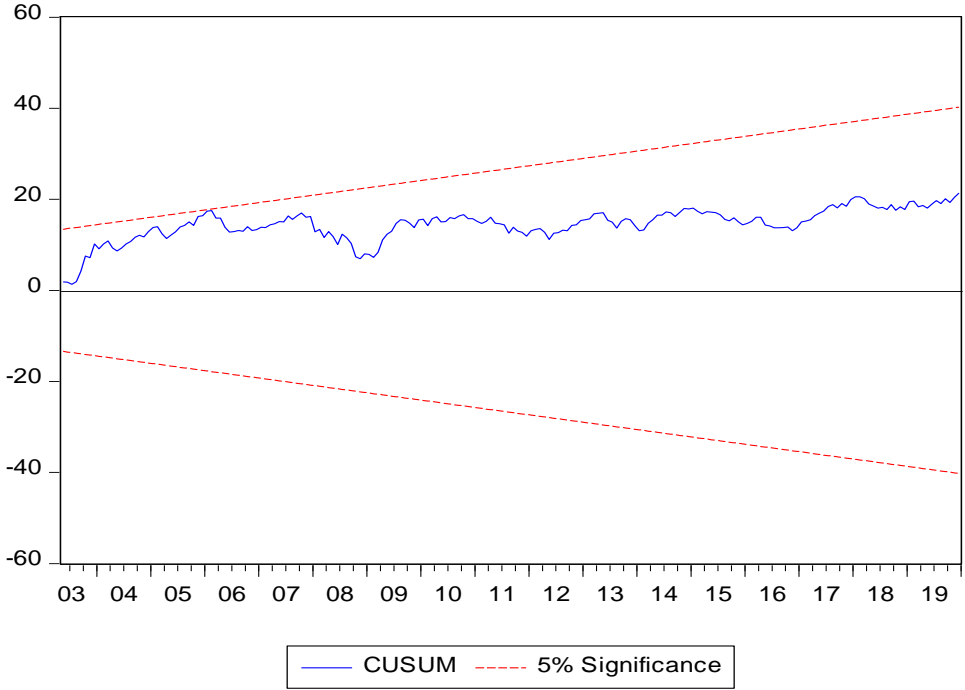
3.3.2. FSI- ARDL Sınır Testi Sonuçları

Tablo 3. 14. LnBİST 100 - LnFSI ARDL sınır testi sonuçları

BAĞIMLI DEĞİŞKEN						
LnBİST 100						
F İSTATİSTİĞİ VE KRİTİK DEĞERLER						
Model	K	M	F İstatistiği	Anlamlılık Düzeyi	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
ARDL (1,0)	1	4	3.564291*	10%	3.02	3.51
				5%	3.62	4.16
				2.5%	4.18	4.79
				1%	4.94	5.58
ARDL UZUN DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatitiği	Olasılık		
LnFSI	-0.207584	0.229929	-0.902817	0.3677		
C	6.586260	0.340020	19.37022	0.0000		
ARDL KISA DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatitiği	Olasılık		
C	0.151757	0.058944	2.574582	0.0108		
LnBİST100(-1)	-0.023042**	0.009444	-2.439831	0.0156		
LnFSI	-0.004783	0.005178	-0.923714	0.3567		
CointEq(-1)	-0.023042***	0.007011	-3.286305	0.0012		
MODELİN DENKLEMİ						
$LnBİST100 = (-0.2076 * LnFSI + 6.5863)$						
TANISAL TESTLER						
R ²	0.981988		BG Otokorelasyon LM Test		1.913349 (0.3842)	
Düzeltilmiş R2	0.981808		Ramsey RESET		0.031703 (0.8589)	
F İstatistik	5451.986 (0.000000)		Durbin-Watson		2.137162	

Not: CointEq(-1) hata düzeltme terimini, D birinci farkı, K açıklayıcı değişken sayısını ve M maksimum gecikme uzunluğunu, parantez içleri olasılık değerlerini ve ***, **, * ise sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık seviyelerini ifade etmektedir.

Yukarıda Tablo 3.14’de ARDL(1,0) kısıtlı sabitli ve trendsiz modeli gösterilmiştir. Söz konusu modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmaması gerekmektedir. Bu amaçla gerçekleştirilen Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test sonucuna göre, Olasılık $0.3842 > 0.05$ olduğu için modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmadığı belirlenmiştir. Ayrıca Ramsey RESET Test sonucuna göre, F istatistik Olasılık değeri $0.8589 > 0.05$ olduğu için model kurma hatası olmadığı ve CoinEq hata düzeltme katsayısının -1 ile 0 arasında ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bunlara ilave olarak aşağıda Şekil 3.10’da uzun dönem katsayılarının istikrarı için gerçekleştirilen CUSUM test grafiğine göre, katsayılar %5 anlamlılık düzeyinde kırmızı noktalarla gösterilen kritik sınırlar arasında hareket ettiği için uzun dönem katsayıları istikrarlıdır sonucuna ulaşılabilir. Modele ait hata terimlerinde otokorelasyon sorununun ve model kurma hatası olmadığını belirlenmesinin ardından sınır testi uygulamasına geçilmektedir. Bu amaçla oluşturulan modele ait F istatistik değeri model için gösterilen alt sınır I(0) ve üst sınır I(1) kritik değerlerle karşılaştırıldığında daha büyük olduğu için %10 anlamlılık düzeyinde, “eşbütünleşme yoktur” şeklindeki H_0 hipotezi reddedilmekte ve bağımlı değişkenimiz LnBIST 100 ile bağımsız değişkenimiz LnFSI arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. LnBIST 100 ve LnFSI arasındaki uzun dönem ilişki modeli için elde edilen denkleme göre, LnFSI’daki %1’lik artış LnBIST 100’ü %0.21 azaltmaktadır; ancak, katsayının istatistiksel olarak anlamsız olduğu da görülmektedir.



Şekil 3. 10. LnBIST 100 - LnFSI CUSUM grafiği

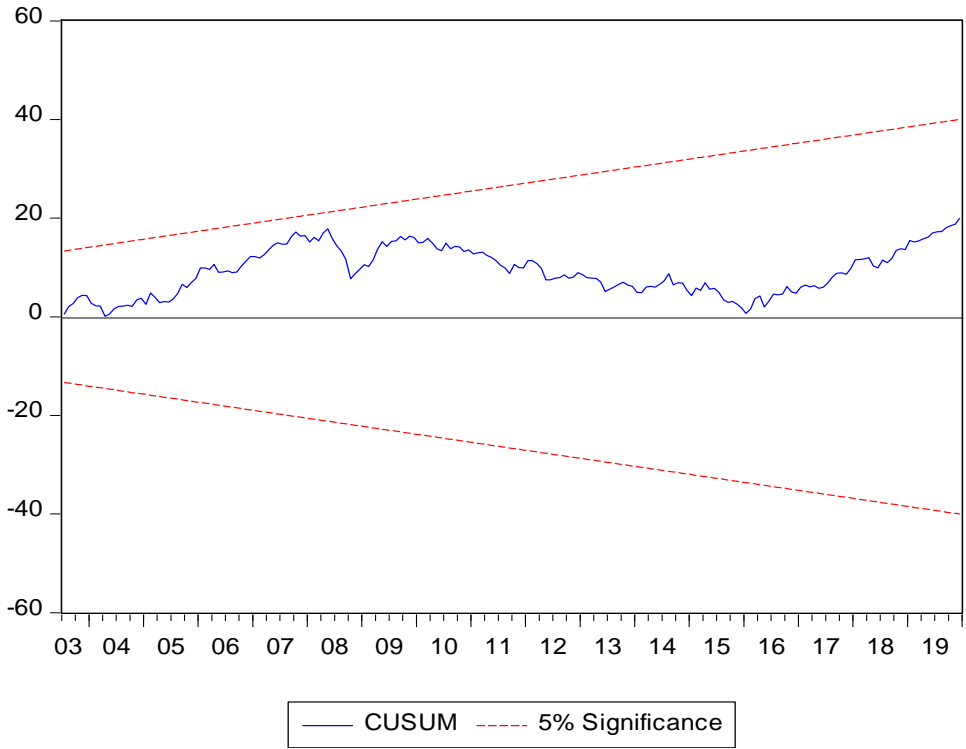
Tablo 3. 15. LnBVSP - LnFSI ARDL sınır testi sonuçları

BAĞIMLI DEĞİŞKEN						
LnBVSP						
F İSTATİSTİĞİ VE KRİTİK DEĞERLER						
Model	K	M	F İstatistiği	Anlamlılık Düzeyi	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
ARDL (2,0)	1	4	4.997995**	10%	3.02	3.51
				5%	3.62	4.16
				2.5%	4.18	4.79
				1%	4.94	5.58
ARDL UZUN DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatitiği	Olasılık		
LnFSI	-0.207584	0.229929	-0.902817	0.3677		
C	6.586260	0.340020	19.37022	0.0000		
ARDL KISA DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatitiği	Olasılık		

C	0.691642			
LnBVSP(-1)	-	0.230637	2.998830	0.0031
LnFSI	0.027799***	0.009364	-2.968831	0.0034
D(LnBVSP(-1))	-0.003775	0.004068	-0.928106	0.3545
	0.139713**	0.069052	2.023297	0.0444
CointEq(-1)	-	0.007143	-3.891714	0.0001
	0.027799***			
MODELİN DENKLEMİ				
$\text{LnBIST100} = (-0.2076 * \text{LnFSI} + 6.5863)$				
TANISAL TESTLER				
R ²	0.982000	BG Otokorelasyon LM Test	1.909103 (0.3850)	
Düzeltilmiş R2	0.981727	Ramsey RESET	1.009161 (0.3163)	
F İstatistik	3600.627 (0.000000)	Durbin-Watson	1.951301	
Not: CointEq(-1) hata düzeltme terimini, D birinci farkı, K açıklayıcı değişken sayısını ve M maksimum gecikme uzunluğunu, parantez içleri olasılık değerlerini ve ***, **, * ise sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık seviyelerini ifade etmektedir.				

Yukarıda Tablo 3.15’de ARDL(2,0) kısıtlı sabitli ve trendsiz modeli gösterilmiştir. Söz konusu modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmaması gerekmektedir. Bu amaçla gerçekleştirilen Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test sonucuna göre, Olasılık Chi-Square $0.3850 > 0.05$ olduğu için modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmadığı belirlenmiştir. Ayrıca Ramsey RESET Test sonucuna göre, F istatistik Olasılık değeri $0.3163 > 0.05$ olduğu için model kurma hatası olmadığı ve CoinEq hata düzeltme katsayısının -1 ile 0 arasında ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bunlara ilave olarak Şekil 3.11 de uzun dönem katsayılarının istikrarı için gerçekleştirilen CUSUM test grafiğine göre, katsayılar %5 anlamlılık düzeyinde kırmızı noktalarla gösterilen kritik sınırlar arasında hareket ettiği için uzun dönem katsayıları istikrarlıdır sonucuna ulaşılmaktadır. Modele ait hata terimlerinde otokorelasyon sorununun ve model kurma hatası olmadığı belirlenmesinin ardından sınır testi uygulamasına geçilmektedir. Bu amaçla oluşturulan modele ait F istatistik değeri model için gösterilen alt sınır I(0) ve üst sınır

I(1) kritik değerlerle karşılaştırıldığında daha büyük olduğu için %5 anlamlılık düzeyinde, “eşbütünleşme yoktur” şeklindeki H_0 hipotezi reddedilmekte ve bağımlı değişkenimiz LnBVSP ile bağımsız değişkenimiz LnFSI arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. LnBVSP ve LnFSI arasındaki uzun dönem ilişki modeli için elde edilen denkleme göre, LnFSI'daki %1'lik artış LnBVSP'yi yaklaşık olarak %0.21 azaltmaktadır; ancak, katsayının istatistiksel olarak anlamsız olduğu da görülmektedir.

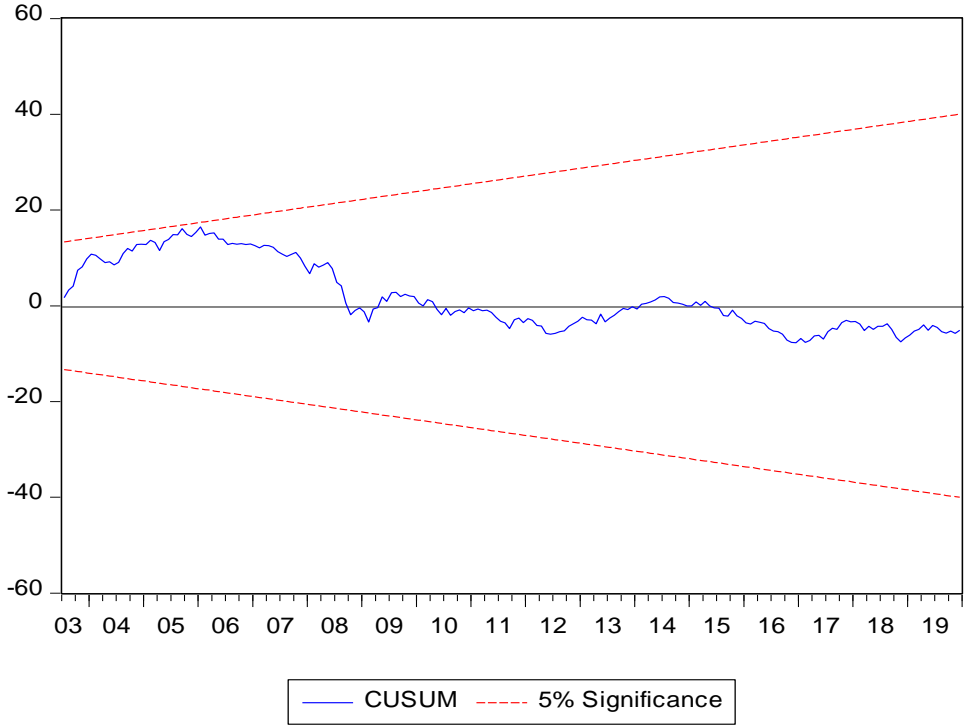


Şekil 3.11. LnBVSP - LnFSI CUSUM grafiği

Tablo 3. 16. LnJTOPI - LnFSI ARDL sınır testi sonuçları

BAĞIMLI DEĞİŞKEN						
LnJTOPI						
F İSTATİSTİĞİ VE KRİTİK DEĞERLER						
Model	K	M	F İstatistiği	Anlamlılık Düzeyi	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
ARDL (2,0)	1	4	6.186351***	10%	3.02	3.51
				5%	3.62	4.16
				2.5%	4.18	4.79
				1%	4.94	5.58
ARDL UZUN DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatitiği	Olasılık		
LnFSI	-0.344143	0.218973	-1.571627	0.1176		
C	10.59595	0.306509	34.56974	0.0000		
ARDL KISA DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatitiği	Olasılık		
C	0.162201	0.060428	2.684204	0.0079		
LnFSI(-1)	-0.003652	0.003022	-1.208532	0.2283		
LnJTOPI(-1)	-0.015164**	0.005930	-2.557181	0.0113		
D(LnJTOPI(-1))	-0.102003	0.068714	-1.484461	0.1393		
CointEq(-1)	0.015484***	0.003576	-4.329725	0.0000		
MODELİN DENKLEMİ						
$LnJTOPI = (-0.3441 * LnFSI + 10.5959)$						
TANISAL TESTLER						
R ²	0.993131	BG Otokorelasyon LM Test		5.939131 (0.0513)		
Düzeltilmiş R2	0.993027	Ramsey RESET		1.316152 (0.2527)		
F İstatistik	9542.255 (0.000000)	Durbin-Watson		1.989307		
Not: CointEq(-1) hata düzeltme terimini, D birinci farkı, K açıklayıcı değişken sayısını ve M maksimum gecikme uzunluğunu, parantez içleri olasılık değerlerini ve ***, **, * ise sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık seviyelerini ifade etmektedir.						

Tablo 3.16’da ARDL(2,0) kısıtlı sabitli ve trendsiz modeli gösterilmiştir. Söz konusu modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmaması gerekmektedir. Bu amaçla gerçekleştirilen Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test sonucuna göre, F istatistik Olasılık değeri $0.0537 > 0.05$ olduğu için modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmadığı belirlenmiştir. Ayrıca Ramsey RESET Test sonucuna göre, F istatistik Olasılık değeri $0.2527 > 0.05$ olduğu için model kurma hatası olmadığı ve CoinEq hata düzeltme katsayısının -1 ile 0 arasında ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bunlara ilave olarak Şekil 3.12 de uzun dönem katsayılarının istikrarı için gerçekleştirilen CUSUM test grafiğine göre, katsayılar %5 anlamlılık düzeyinde kırmızı renkte noktalı çizgiler ile gösterilen kritik sınırlar arasında hareket ettiği için uzun dönem katsayıları istikrarlıdır sonucuna ulaşılabilir. Modele ait hata terimlerinde otokorelasyon sorununun olmadığı ve model kurma hatası olmadığı belirlenmesinin ardından sınır testi uygulamasına geçilmektedir. Bu amaçla oluşturulan modele ait F istatistik değeri model için gösterilen alt sınır $I(0)$ ve üst sınır $I(1)$ kritik değerlerle karşılaştırıldığında daha büyük olduğu için %1 anlamlılık düzeyinde “eşbütünleşme yoktur” şeklindeki H_0 hipotezi reddedilmekte ve bağımlı değişkenimiz $\ln JTOPI$ ile bağımsız değişkenimiz $\ln FSI$ arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. $\ln JTOPI$ ve $\ln FSI$ arasındaki uzun dönem ilişki modeli için elde edilen denkleme göre, $\ln FSI$ ’daki %1’lik artış $\ln JTOPI$ ’yi %0.34 azaltmaktadır; ancak, katsayının istatistiksel olarak anlamsız olduğu da görülmektedir.



Şekil 3. 12. LnJTOPI - LnFSI CUSUM grafiği

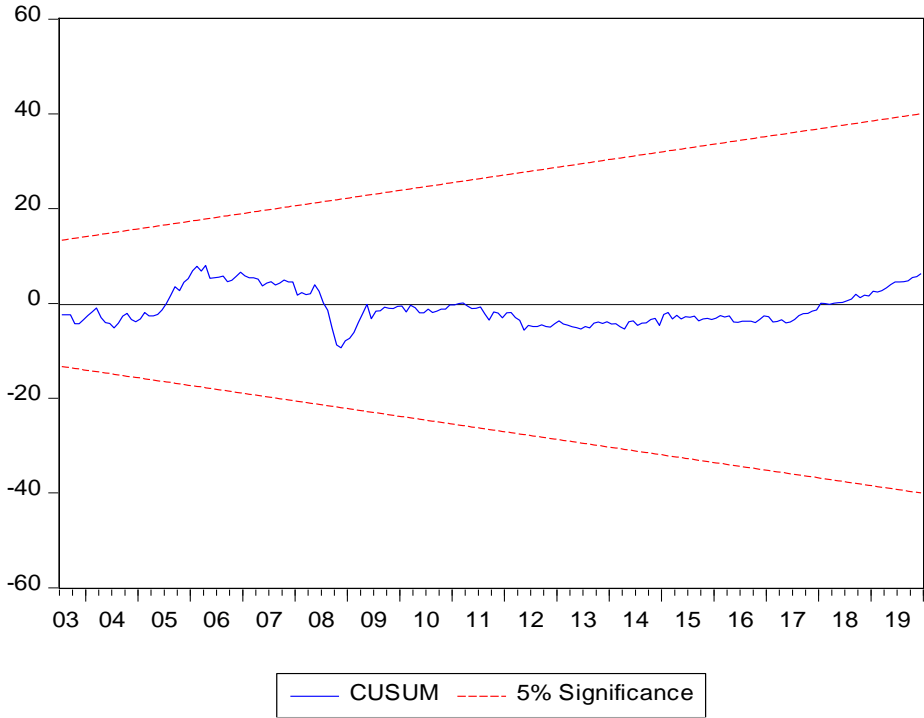
Tablo 3. 17. LnMOEX - LnFSI ARDL sınır testi sonuçları

BAĞIMLI DEĞİŞKEN						
LnMOEX						
F İSTATİSTİĞİ VE KRİTİK DEĞERLER						
Model	K	M	F İstatistiği	Anlamlılık Düzeyi	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
ARDL (2,0)	1	4	4.190563**	10%	3.02	3.51
				5%	3.62	4.16
				2.5%	4.18	4.79
				1%	4.94	5.58
ARDL UZUN DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatitiği	Olasılık		
LnFSI	-0.387543*	0.229287	-1.690207	0.0926		
C	7.232913	0.245184	29.49989	0.0000		

ARDL KISA DÖNEM KATSAYILARI				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatitiği	Olasılık
C				
LNMOEX(-1)*	0.181814	0.073037	2.489362	0.0136
LNFSI**	-0.025137**	0.010145	-2.477683	0.0141
D(LNMOEX(-1))	-0.009742**	0.004602	-2.116743	0.0355
	0.195762***	0.068137	2.873070	0.0045
MODELİN DENKLEMİ				
$LnJTOPI = (-0.387543 * LnFSI + 7.232913)$				
TANISAL TESTLER				
R ²	0.979284	BG Otokorelasyon LM Test		0.472340 (0.7896)
Düzeltilmiş R2	0.978970	Ramsey RESET		0.024234 (0.8765)
F İstatistik	3119.876 (0.000000)	Durbin-Watson		1.986064
Not: CointEq(-1) hata düzeltme terimini, D birinci farkı, K açıklayıcı değişken sayısını ve M maksimum gecikme uzunluğunu, parantez içleri olasılık değerlerini ve ***, **, * ise sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık seviyelerini ifade etmektedir.				

Tablo 3.17’de ARDL(2,0) kısıtlı sabitli ve trendsiz modeli gösterilmiştir. Söz konusu modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmaması gerekmektedir. Bu amaçla gerçekleştirilen Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test sonucuna göre, Olasılık değeri $0.7896 > 0.05$ olduğu için modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmadığı belirlenmiştir. Ayrıca Ramsey RESET Test sonucuna göre, F istatistik Olasılık değeri $0.8765 > 0.05$ olduğu için model kurma hatası olmadığı ve CoinEq hata düzeltme katsayısının -1 ile 0 arasında ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bunlara ilave olarak Şekil 3.13’de uzun dönem katsayılarının istikrarı için gerçekleştirilen CUSUM test grafiğine göre, katsayılar %5 anlamlılık düzeyinde kırmızı renkte noktalı çizgiler ile gösterilen kritik sınırlar arasında hareket ettiği için uzun dönem katsayıları istikrarlıdır sonucuna ulaşılabilir. Modele ait hata terimlerinde otokorelasyon sorununun ve model kurma hatasının olmadığı belirlenmesinin ardından sınır testi uygulamasına geçilmektedir. Bu amaçla

oluşturulan modele ait F istatistik değeri model için gösterilen alt sınır I(0) ve üst sınır I(1) kritik değerlerle karşılaştırıldığında daha büyük olduğu için %5 anlamlılık düzeyinde, “eşbütünleşme yoktur” şeklindeki H_0 hipotezi reddedilmekte ve bağımlı değişkenimiz LnMOEX ile bağımsız değişkenimiz LnFSI arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. LnMOEX ve LnFSI arasındaki uzun dönem ilişki modeli için elde edilen denkleme göre $\text{LnMOEX} = (-0.3875 \cdot \text{LnFSI} + 7.2329)$ göre, LnFSI'daki %1'lik artış LnMOEX'yi %0.39 azaltmaktadır ve katsayı istatistiksel olarak %10 anlamlılık seviyesinde anlamlı olduğu da görülmektedir.

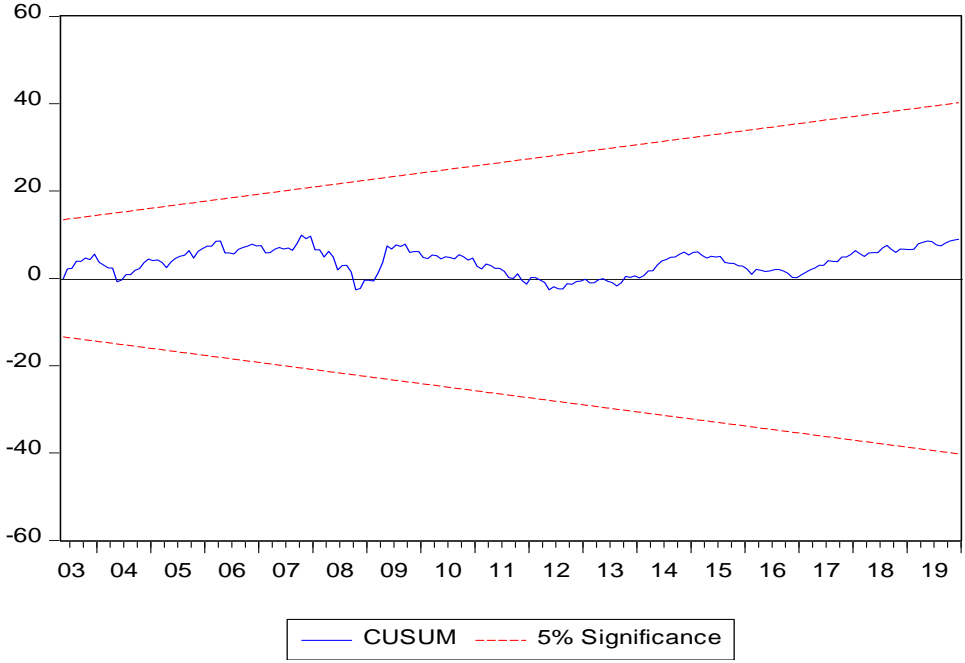


Şekil 3. 13. LnMOEX - LnFSI CUSUM grafiği

Tablo 3. 18. LnNIFTY 50 - LnFSI ARDL sınır testi sonuçları

BAĞIMLI DEĞİŞKEN						
LnNIFTY 50						
F İSTATİSTİĞİ VE KRİTİK DEĞERLER						
Model	K	M	F İstatistiği	Anlamlılık Düzeyi	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
ARDL (1,0)	1	4	5.746413***	10%	3.02	3.51
				5%	3.62	4.16
				2.5%	4.18	4.79
				1%	4.94	5.58
ARDL UZUN DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatistiği	Olasılık		
LnFSI	-0.511000*	0.288007	-1.774264	0.0775		
C	8.761522	0.333499	26.27148	0.0000		
ARDL KISA DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatistiği	Olasılık		
C LnNIFTY50(- 1) LnFSI CointEq(-1)	0.158621**	0.061467	2.580584	0.0106		
	-0.018104**	0.007246	-2.498550	0.0133		
	-0.009251**	0.004184	-2.211260	0.0282		
	-0.018104***	0.004339	-4.172725	0.0000		
MODELİN DENKLEMİ						
$LnNIFTY50 = (-0.5110 * LnFSI + 8.7615)$						
TANISAL TESTLER						
R ²	0.989453	BG Otokorelasyon LM Test		0.682682 (0.7108)		
Düzeltilmiş R2	0.989347	Ramsey RESET		0.016929 (0.8966)		
F İstatistik	9381.308 (0.000000)	Durbin-Watson		1.908783		
Not: CointEq(-1) hata düzeltme terimini, D birinci farkı, K açıklayıcı değişken sayısını ve M maksimum gecikme uzunluğunu, parantez içleri olasılık değerlerini ve ***, **, * ise sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık seviyelerini ifade etmektedir.						

Tablo 3.18’de ARDL(1,0) kısıtlı sabitli ve trendsiz modeli gösterilmiştir. Söz konusu modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmaması gerekmektedir. Bu amaçla gerçekleştirilen Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test sonucuna göre, Olasılık değeri $0.7108 > 0.05$ olduğu için modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmadığı belirlenmiştir. Ayrıca Ramsey RESET Test sonucuna göre, F istatistik Olasılık değeri $0.8966 > 0.05$ olduğu için model kurma hatası olmadığı ve CoinEq hata düzeltme katsayısının -1 ile 0 arasında ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bunlara ilave olarak Şekil 2.14’de uzun dönem katsayılarının istikrarı için gerçekleştirilen CUSUM test grafiğine göre, katsayılar %5 anlamlılık düzeyinde kırmızı renkte noktalı çizgiler ile gösterilen kritik sınırlar arasında hareket ettiği için uzun dönem katsayıları istikrarlıdır sonucuna ulaşılabilir. Modele ait hata terimlerinde otokorelasyon sorununun ve model kurma hatasının olmadığı belirlenmesinin ardından sınır testi uygulamasına geçilmektedir. Bu amaçla oluşturulan modele ait F istatistik değeri model için gösterilen alt sınır $I(0)$ ve üst sınır $I(1)$ kritik değerlerle karşılaştırıldığında daha büyük olduğu için %1 anlamlılık düzeyinde, “eşbütünleşme yoktur” şeklindeki H_0 hipotezi reddedilmekte ve bağımlı değişkenimiz $\ln NIFTY 50$ ile bağımsız değişkenimiz $\ln FSI$ arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. $\ln NIFTY 50$ ve $\ln FSI$ arasındaki uzun dönem ilişki modeli için elde edilen denkleme $\ln NIFTY 50 = (-0.5110 * \ln FSI + 8.7615)$ göre, $\ln FSI$ ’daki %1’lik artış $\ln NIFTY 50$ ’yi %0.51 azaltmaktadır ve katsayı istatistiksel olarak %10 anlamlılık seviyesinde anlamlı olduğu da görülmektedir.



Şekil 3. 14. LnNIFTY 50 - LnFSI CUSUM grafiği

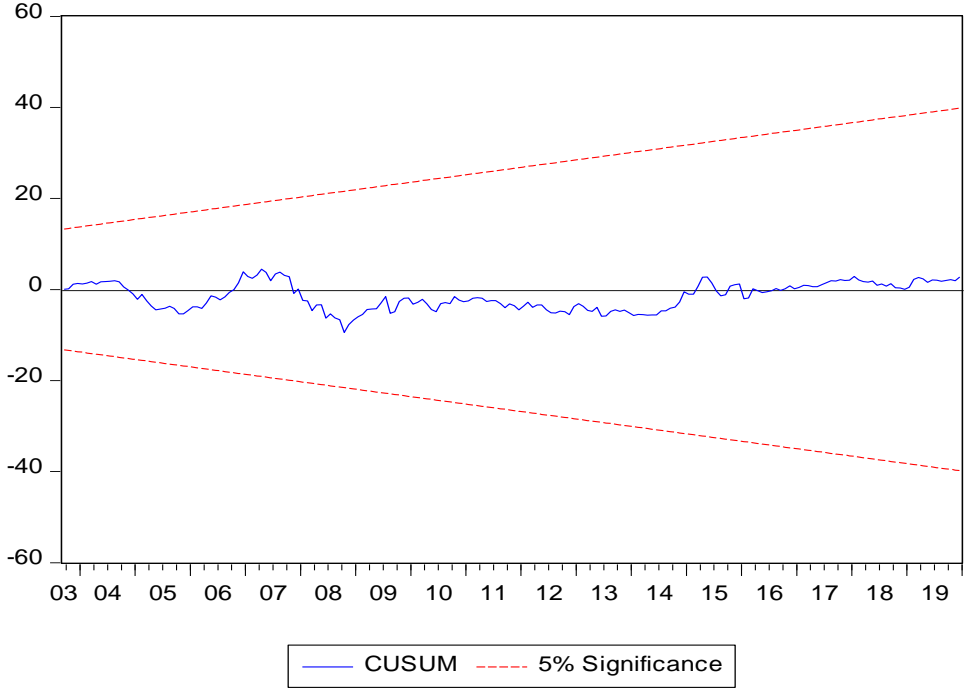
Tablo 3. 19. LnSSI - LnFSI ARDL sınır testi sonuçları

BAĞIMLI DEĞİŞKEN						
LnNIFTY 50						
F İSTATİSTİĞİ VE KRİTİK DEĞERLER						
Model	K	M	F İstatistiği	Anlamlılık Düzeyi	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
ARDL (3,0)	1	4	1.697161	10%	3.02	3.51
				5%	3.62	4.16
				2.5%	4.18	4.79
				1%	4.94	5.58
ARDL UZUN DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatitiği	Olasılık		
LnFSI	-0.075482	0.154115	-0.489778	0.6248		
C	21.62203	0.208101	103.9017	0.0000		
ARDL KISA DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatitiği	Olasılık		

C	0.714718	0.326624	2.188200	0.0298
LnSSI(-1)	-0.033055**	0.015136	-2.183871	0.0302
LnFSI	-0.002495	0.005079	-0.491271	0.6238
D(LnSSI(-1))	0.115777	0.070216	1.648857	0.1008
D(LnSSI(-2))	0.152908**	0.070427	2.171173	0.0311
CointEq(-1)	-0.033055**	0.014575	-2.267915	0.0244
MODELİN DENKLEMİ				
$LnSSI = (-0.0755 * LnFSI + 21.6220)$				
TANISAL TESTLER				
R ²	0.956145	BG Otokorelasyon LM Test	8.547498 (0.0139)	
Düzeltilmiş R ²	0.955250	Ramsey RESET	4.099940 (0.0442)	
F İstatistik	1068.316 (0.000000)	Durbin-Watson	1.998668	
<p>Not: CointEq(-1) hata düzeltme terimini, D birinci farkı, K açıklayıcı değişken sayısını ve M maksimum gecikme uzunluğunu, parantez içleri olasılık değerlerini ve ***, **, * ise sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık seviyelerini ifade etmektedir.</p>				

Yukarıda Tablo 3.19’da ARDL(3,0) kısıtlı sabitli ve trendsiz modeli gösterilmiştir. Söz konusu modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmaması gerekmektedir. Bu amaçla gerçekleştirilen Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test sonucuna göre, Olasılık değeri $0.0139 > 0.01$ olduğu için modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmadığı belirlenmiştir. Ayrıca Ramsey RESET Test sonucuna göre, F istatistik Olasılık değeri $0.0442 > 0.01$ olduğu için model kurma hatası olmadığı ve CoinEq hata düzeltme katsayısının -1 ile 0 arasında ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bunlara ilave olarak aşağıda Şekil 3.15’de uzun dönem katsayılarının istikrarı için gerçekleştirilen CUSUM test grafiğine göre, katsayılar %5 anlamlılık düzeyinde kırmızı renkte gösterilen kritik sınırlar arasında hareket ettiği için uzun dönem katsayıları istikrarlıdır sonucuna ulaşılabilir. Modele ait hata terimlerinde otokorelasyon sorununun ve model kurma hatası olmadığı belirlenmesinin ardından sınır testi uygulamasına geçilmektedir. Bu amaçla oluşturulan modele ait F istatistik değeri model için gösterilen alt sınır $I(0)$ ve üst sınır

I(1) kritik değerlerle karşılaştırıldığında daha küçük olduğu için, “eşbütünleşme yoktur” şeklindeki H_0 hipotezi reddedilememekte ve bağımlı değişkenimiz LnSSI ile bağımsız değişkenimiz LnFSI arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.



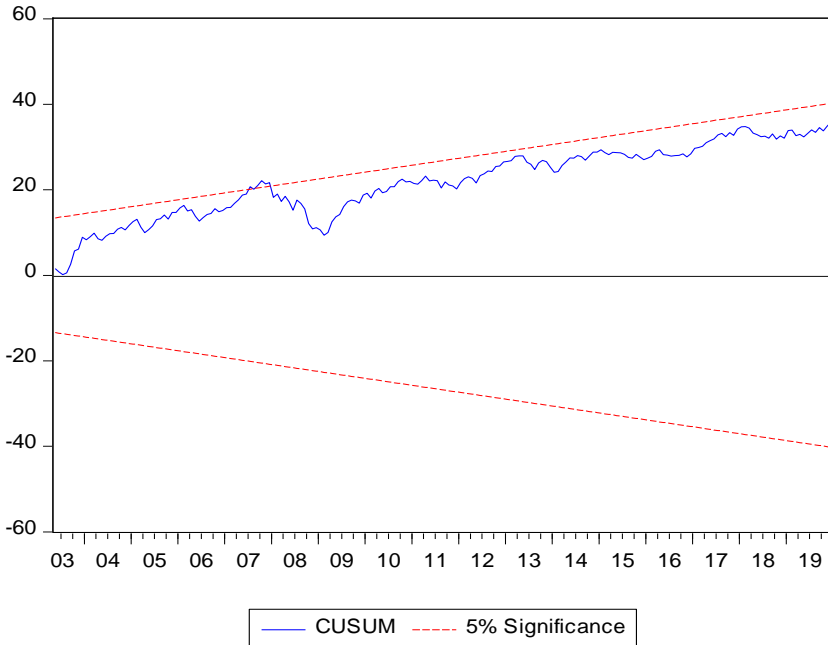
Şekil 3. 15. LnSSI - LnFSI CUSUM grafiği

3.3.3. GPR- ARDL Sınır Testi Sonuçları

Tablo 3. 20. LnBİST 100 - LnGPRtur ARDL sınır testi sonuçları

BAĞIMLI DEĞİŞKEN						
LnBİST 100						
F İSTATİSTİĞİ VE KRİTİK DEĞERLER						
Model	K	M	F İstatistiği	Anlamlılık Düzeyi	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
ARDL (1,0)	1	8	3.290668	10% 5% 2.5% 1%	3.02 3.62 4.18 4.94	3.51 4.16 4.79 5.58
ARDL UZUN DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatistiği	Olasılık		
LnGPRTUR	0.208793	0.762501	0.273827	0.7845		
C	5.770052	3.680574	1.567704	0.1185		
ARDL KISA DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatistiği	Olasılık		
C	0.131139	0.088527	1.481343	0.1401		
LnBİST100(-1)	-0.022728**	0.009853	-2.306632	0.0221		
LnGPRTUR	0.004745	0.017845	0.265919	0.7906		
CointEq(-1)	-0.022728***	0.007198	-3.157645	0.0018		
MODELİN DENKLEMİ						
$LnBİST100 = (0.2088*LnGPRTUR + 5.7701)$						
TANISAL TESTLER						
R ²	0.981918	BG Otokorelasyon LM Test		2.008414 (0.3663)		
Düzeltilmiş R ²	0.981737	Ramsey RESET		0.012051 (0.9127)		
F İstatistik	5430.355 (0.000000)	Durbin-Watson		2.118800		
Not: CointEq(-1) hata düzeltme terimini, D birinci farkı, K açıklayıcı değişken sayısını ve M maksimum gecikme uzunluğunu, parantez içleri olasılık değerlerini ve ***, **, * ise sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık seviyelerini ifade etmektedir.						

Yukarıda Tablo 3.20’de ARDL(1,0) kısıtlı sabitli ve trendsiz modeli gösterilmiştir. Söz konusu modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmaması gerekmektedir. Bu amaçla gerçekleştirilen Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test sonucuna göre, Olasılık $0.3663 > 0.05$ olduğu için modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmadığı belirlenmiştir. Ayrıca Ramsey RESET Test sonucuna göre, F istatistik Olasılık değeri $0.9127 > 0.05$ olduğu için model kurma hatası olmadığı ve CoinEq hata düzeltme katsayısının -1 ile 0 arasında ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bunlara ilave olarak aşağıda Şekil 3.16’da uzun dönem katsayılarının istikrarı için gerçekleştirilen CUSUM test grafiğine göre, katsayılar %5 anlamlılık düzeyinde kırmızı renkte gösterilen kritik sınırlar dışına çıkmaktadır. Modele ait hata terimlerinde otokorelasyon sorununun olmadığı ve model kurma hatası olmadığı belirlenmesinin ardından sınır testi uygulamasına geçilmektedir. Bu amaçla oluşturulan modele ait F istatistik değeri model için gösterilen alt sınır $I(0)$ ve üst sınır $I(1)$ kritik değerlerle karşılaştırıldığında daha küçük olduğu için “eşbütünleşme yoktur” şeklindeki H_0 hipotezi reddedilemez. Sonuç olarak, bağımlı değişken LnBIST 100 ile bağımsız değişken LnGPRttur arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.



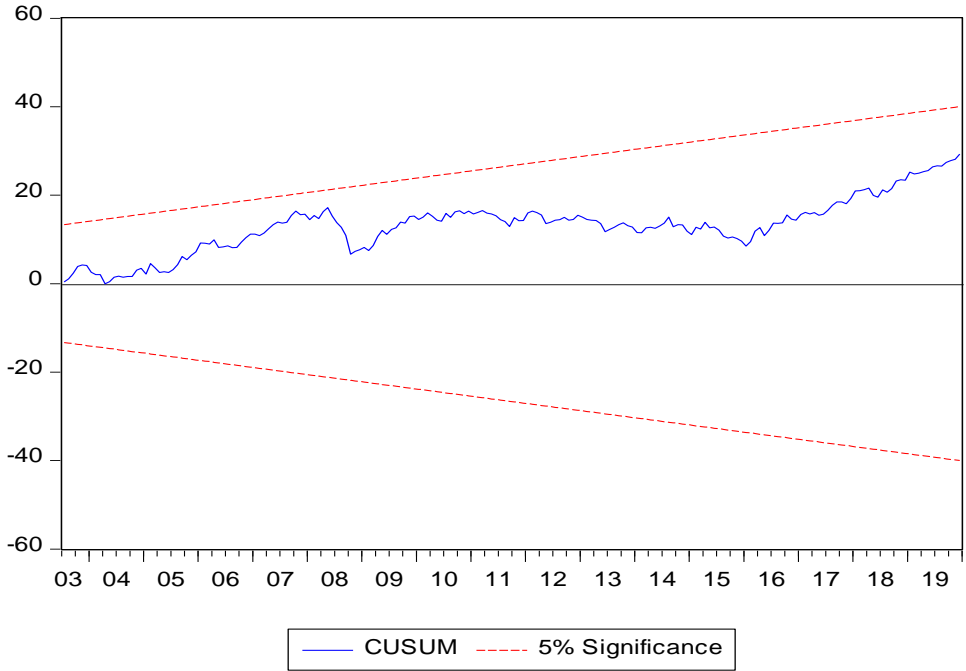
Şekil 3. 16. LnBIST 100 - LnGPRtur CUSUM grafiği

Tablo 3. 21. LnBVSP - LnGPRbra ARDL sınır testi sonuçları

BAĞIMLI DEĞİŞKEN						
LnBVSP						
F İSTATİSTİĞİ VE KRİTİK DEĞERLER						
Model	K	M	F İstatistiği	Anlamlılık Düzeyi	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
ARDL (2,0)	1	4	4.879406**	10%	3.02	3.51
				5%	3.62	4.16
				2.5%	4.18	4.79
				1%	4.94	5.58
ARDL UZUN DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatistiği	Olasılık		
LnGPRBRA	0.420047	0.588612	0.713622	0.4763		
C	23.05130***	2.690476	8.567740	0.0000		
ARDL KISA DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatistiği	Olasılık		
C	0.648329	0.239855	2.703000	0.0075		
LnBVSP(-1)	-0.028126***	0.009379	-2.998753	0.0031		
LnGPRBRA	0.011814	0.016240	0.727473	0.4678		
D(LnBVSP(-1))	0.147257***	0.068581	2.147184	0.0330		
CointEq(-1)	-0.028126***	0.007314	-3.845267	0.0002		
MODELİN DENKLEMİ						
LnBVSP = (0.4200*LnGPRBRA + 23.0513)						
TANISAL TESTLER						
R ²	0.981970	BG Otokorelasyon LM Test		1.222130 (0.5428)		
Düzeltilmiş R2	0.981697	Ramsey RESET		1.023659 (0.3129)		
F İstatistik	3594.503 (0.000000)	Durbin-Watson		1.960951		

Not: CointEq(-1) hata düzeltme terimini, D birinci farkı, K açıklayıcı değişken sayısını ve M maksimum gecikme uzunluğunu, () parantez içleri olasılık değerlerini ve ***, **, * ise sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık seviyelerini ifade etmektedir.

Yukarıda Tablo 3.21’de ARDL(2,0) kısıtlı sabitli ve trendsiz modeli gösterilmiştir. Söz konusu modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmaması gerekmektedir. Bu amaçla gerçekleştirilen Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test sonucuna göre, Olasılık $0.5428 > 0.05$ olduğu için modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmadığı belirlenmiştir. Ayrıca Ramsey RESET Test sonucuna göre, F istatistik Olasılık değeri $0.3129 > 0.05$ olduğu için model kurma hatası olmadığı ve CoinEq hata düzeltme katsayısının -1 ile 0 arasında ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bunlara ilave olarak Şekil 3.17’de uzun dönem katsayılarının istikrarı için gerçekleştirilen CUSUM test grafiğine göre, katsayılar %5 anlamlılık düzeyinde kırmızı noktalarla gösterilen kritik sınırlar arasında hareket ettiği için uzun dönem katsayıları istikrarlıdır sonucuna ulaşılabilir. Modele ait hata terimlerinde otokorelasyon sorununun ve model kurma hatası olmadığının belirlenmesinin ardından sınır testi uygulamasına geçilmektedir. Bu amaçla oluşturulan modele ait F istatistik değeri model için gösterilen alt sınır $I(0)$ ve üst sınır $I(1)$ kritik değerlerle karşılaştırıldığında daha büyük olduğu için %5 anlamlılık düzeyinde, “eşbütünleşme yoktur” şeklindeki H_0 hipotezi reddedilmekte ve bağımlı değişkenimiz LnBVSP ile bağımsız değişkenimiz LnGPRbra arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. LnBVSP ve LnGPRbra arasındaki uzun dönem ilişki modeli için elde edilen denkleme göre, LnGPRbra’daki %1’lik artış LnBVSP’yi %0.42 artırmaktadır; ancak, katsayının istatistiksel olarak anlamsız olduğu da görülmektedir.



Şekil 3. 17. LnBVSP - LnGPRbra CUSUM grafiği

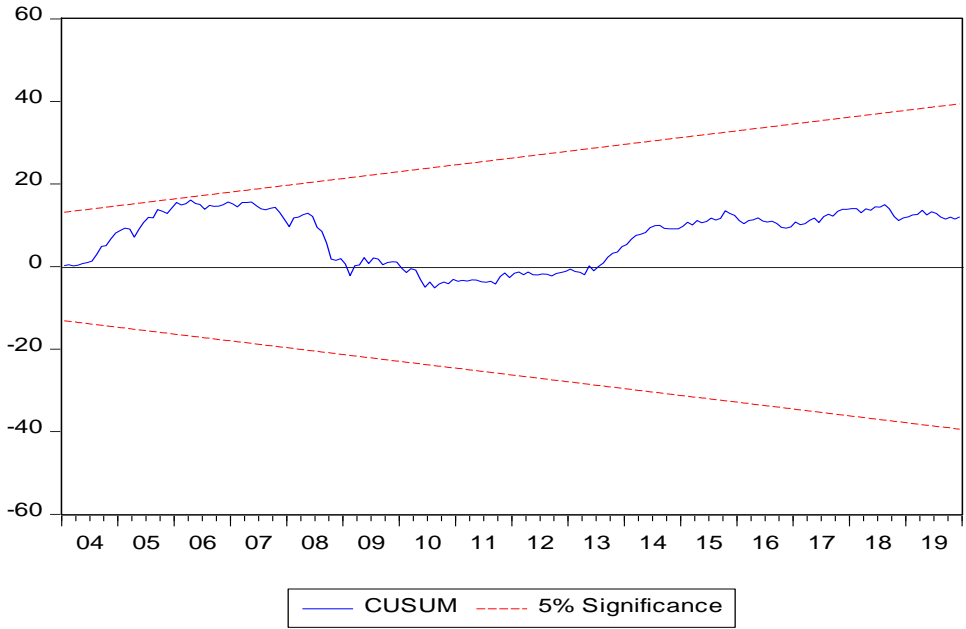
Tablo 3. 22. LnJTOPI - LnGPRsaf ARDL sınır testi sonuçları

BAĞIMLI DEĞİŞKEN						
LnJTOPI						
F İSTATİSTİĞİ VE KRİTİK DEĞERLER						
Model	K	M	F İstatistiği	Anlamlılık Düzeyi	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
ARDL (2,4)	1	4	12.15505***	10%	3.02	3.51
				5%	3.62	4.16
				2.5%	4.18	4.79
				1%	4.94	5.58
ARDL UZUN DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatitiği	Olasılık		
LnGPRSAF	-2.129282***	0.554214	-3.841987	0.0002		
C	19.98138	2.467701	8.097164	0.0000		
ARDL KISA DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatitiği	Olasılık		

C				
LnJTOPI(-1)*	0.605337	0.125264	4.832497	0.0000
LnGPRSAF(-1)	-0.030295***	0.006590	-4.596958	0.0000
D(LnJTOPI(-1))	-0.064507***	0.017860	-3.611770	0.0004
D(LnGPRSAF)	-0.180209**	0.069482	-2.593608	0.0102
D(LnGPRSAF(-1))	-0.002992	0.010325	-0.289831	0.7723
D(LnGPRSAF(-2))	0.050880***	0.016252	3.130764	0.0020
D(LnGPRSAF(-3))	0.033005**	0.014154	2.331845	0.0207
CointEq(-1)	0.014893	0.010560	1.410309	0.1601
	-0.030295***	0.004991	-6.070008	0.0000
MODELİN DENKLEMİ				
$LnJTOPI = (-2.1293 * LnGPRSAF + 19.9814)$				
TANISAL TESTLER				
R ²	0.993422	BG Otokorelasyon LM Test	1.600600 (0.4492)	
Düzeltilmiş R ²	0.993182	Ramsey RESET	1.222286 (0.2703)	
F İstatistik	3594.503 (0.000000)	Durbin-Watson	1.928886	
Not: CointEq(-1) hata düzeltme terimini, D birinci farkı, K açıklayıcı değişken sayısını ve M maksimum gecikme uzunluğunu, ()parantez içleri olasılık değerlerini ve ***, **, * ise sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık seviyelerini ifade etmektedir.				

Yukarıda Tablo 3.22’de ARDL(2,4) kısıtlı sabitli ve trendsiz modeli gösterilmiştir. Söz konusu modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmaması gerekmektedir. Bu amaçla gerçekleştirilen Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test sonucuna göre, Olasılık değeri $0.4492 > 0.05$ olduğu için modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmadığı belirlenmiştir. Ayrıca Ramsey RESET Test sonucuna göre, F istatistik Olasılık değeri $0.2703 > 0.05$ olduğu için model kurma hatası olmadığı ve CointEq hata düzeltme katsayısının -1 ile 0 arasında ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bunlara ilave olarak Şekil 3.18’de uzun dönem katsayılarının istikrarı için gerçekleştirilen CUSUM test grafiğine göre, katsayılar %5 anlamlılık düzeyinde kırmızı renkte gösterilen

kritik sınırlar arasında hareket ettiği için uzun dönem katsayıları istikrarlıdır sonucuna ulaşılmaktadır. Modele ait hata terimlerinde otokorelasyon sorununun olmadığı ve model kurma hatası olmadığı belirlenmesinin ardından sınır testi uygulamasına geçilmektedir. Bu amaçla oluşturulan modele ait F istatistik değeri model için gösterilen alt sınır $I(0)$ ve üst sınır $I(1)$ kritik değerlerle karşılaştırıldığında daha büyük olduğu için %1 anlamlılık düzeyinde, “eşbütünleşme yoktur” şeklindeki H_0 hipotezi reddedilmekte ve bağımlı değişkenimiz $\ln JTOPI$ ile bağımsız değişkenimiz $\ln GPRsaf$ arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. $\ln JTOPI$ ve $\ln GPRsaf$ arasındaki uzun dönem ilişki modeli için elde edilen denkleme göre, $\ln GPRsaf$ 'daki %1'lik artış $\ln JTOPI$ 'yi yaklaşık %2,13 azaltmaktadır. Ayrıca katsayının istatistiksel olarak %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğu da görülmektedir.



Şekil 3. 18. $\ln JTOPI$ - $\ln GPRsaf$ CUSUM grafiği

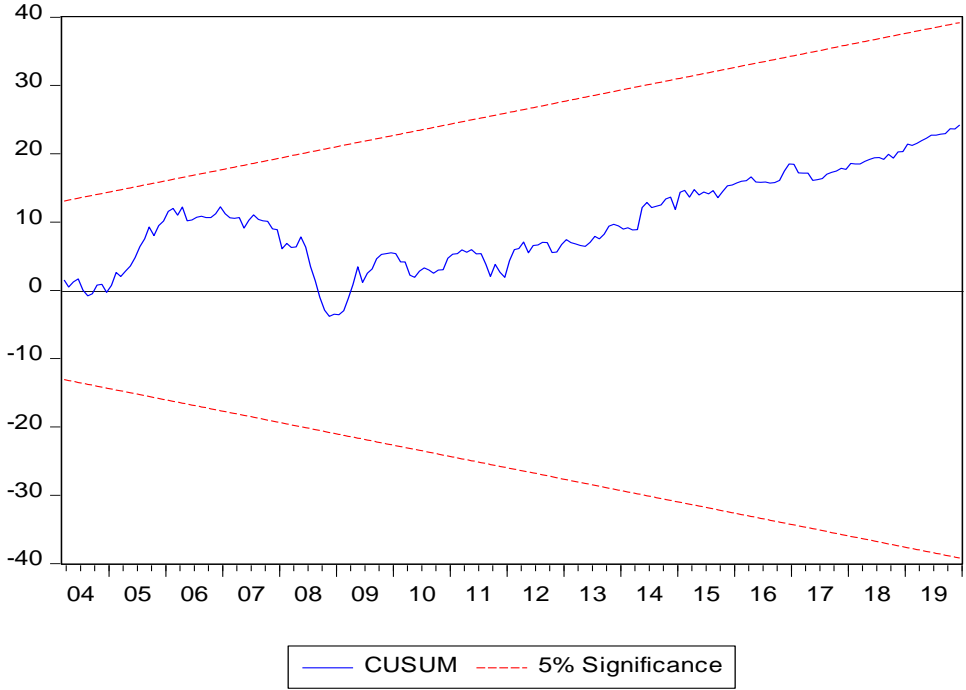
Tablo 3. 23. LnMOEX - LnGPRrus ARDL sınır testi sonuçları

BAĞIMLI DEĞİŞKEN						
LnMOEX						
F İSTATİSTİĞİ VE KRİTİK DEĞERLER						
Model	K	M	F İstatistiği	Anlamlılık Düzeyi	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
ARDL (2,5)	1	8	1.686694	10%	3.02	3.51
				5%	3.62	4.16
				2.5%	4.18	4.79
				1%	4.94	5.58
ARDL UZUN DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatitiği	Olasılık		
LnGPRRUS	0.708864	1.293174	0.548158	0.5842		
C	4.358447	5.957829	0.731549	0.4653		
ARDL KISA DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatitiği	Olasılık		
C						
LnMOEX(-1)*						
LnGPRRUS(-1)	0.079963	0.652565	0.652565	0.5148		
D(LnMOEX(-1))	-0.018347*	-1.656610	-1.656610	0.0992		
D(LnGPRRUS)	0.013005	0.538494	0.538494	0.5909		
D(LnGPRRUS(-1))	0.192260***	2.767568	2.767568	0.0062		
D(LnGPRRUS(-2))	0.006924	0.278763	0.278763	0.7807		
D(LnGPRRUS(-3))	-0.046851	-1.528531	-1.528531	0.1280		
D(LnGPRRUS(-4))	-0.088382***	-2.895339	-2.895339	0.0042		
D(LnGPRRUS(-5))	-0.071586**	-2.476000	-2.476000	0.0142		
D(LnGPRRUS(-6))	-0.037744	-1.531397	-1.531397	0.1273		
D(LnGPRRUS(-7))	-0.018347**	0.008113	-2.261271	0.0249		
CointEq(-1)						
MODELİN DENKLEMİ						
$LnMOEX = (0.7089 * LnGPRRUS + 4.3584)$						
TANISAL TESTLER						

R ²	0.977990	BG Otokorelasyon LM Test	0.714257 (0.6997)
Düzeltilmiş R ²	0.977064	Ramsey RESET	0.121633 (0.7277)
F İstatistik	1055.321 (0.000000)	Durbin-Watson	2.018490

Not: CointEq(-1) hata düzeltme terimini, D birinci farkı, K açıklayıcı değişken sayısını ve M maksimum gecikme uzunluğunu, () parantez içleri olasılık değerlerini ve ***, **, * ise sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık seviyelerini ifade etmektedir.

Yukarıda Tablo 3.23’de ARDL(2,5) kısıtlı sabitli ve trendsiz modeli gösterilmiştir. Söz konusu modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmaması gerekmektedir. Bu amaçla gerçekleştirilen Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test sonucuna göre, Olasılık değeri $0.6997 > 0.05$ olduğu için modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmadığı belirlenmiştir. Ayrıca Ramsey RESET Test sonucuna göre, F istatistik Olasılık değeri $0.7277 > 0.05$ olduğu için model kurma hatası olmadığı ve CoinEq hata düzeltme katsayısının -1 ile 0 arasında ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bunlara ilave olarak aşağıda Şekil 3.19’da uzun dönem katsayılarının istikrarı için gerçekleştirilen CUSUM test grafiğine göre, katsayılar %5 anlamlılık düzeyinde kırmızı renkte gösterilen kritik sınırlar arasında hareket ettiği için uzun dönem katsayıları istikrarlıdır sonucuna ulaşılabilir. Modele ait hata terimlerinde otokorelasyon sorununun olmadığı ve model kurma hatası olmadığı belirlenmesinin ardından sınır testi uygulamasına geçilmektedir. Bu amaçla oluşturulan modele ait F istatistik değeri model için gösterilen alt sınır I(0) ve üst sınır I(1) kritik değerlerle karşılaştırıldığında daha küçük olduğu için “eşbütünleşme yoktur” şeklindeki H_0 hipotezi reddedilemez ve bağımlı değişken LnMOEX ile bağımsız değişken LnGPRrus arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.



Şekil 3. 19. LnMOEX - LnGPRrus CUSUM grafiği

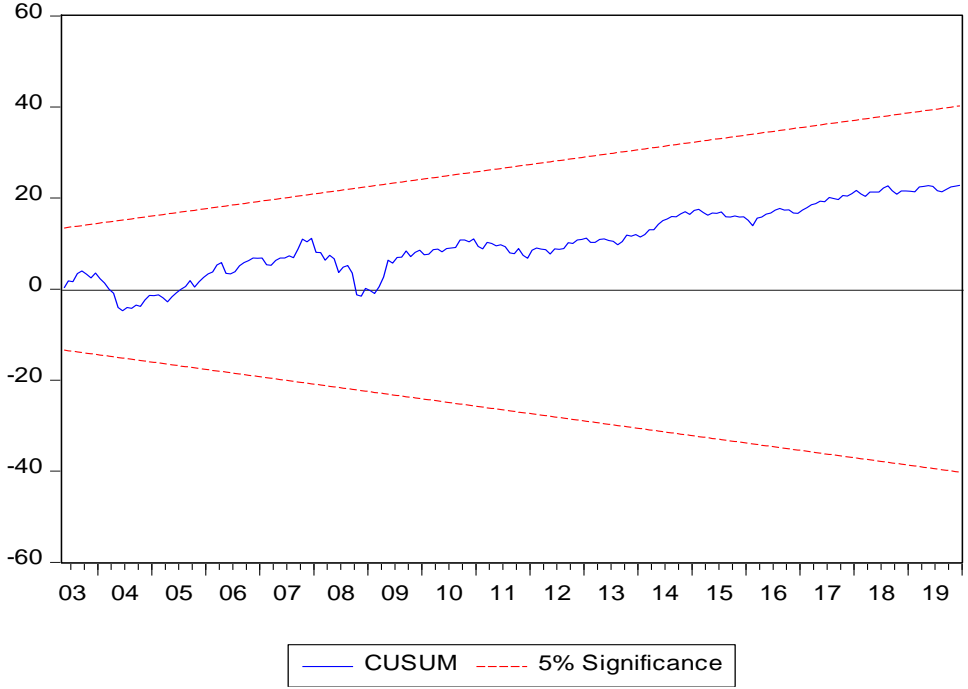
Tablo 3. 24. LnNIFTY 50 - LnGPRind ARDL sınır testi sonuçları

BAĞIMLI DEĞİŞKEN						
LnNIFTY 50						
F İSTATİSTİĞİ VE KRİTİK DEĞERLER						
Model	K	M	F İstatistiği	Anlamlılık Düzeyi	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
ARDL (1,0)	1	4	4.234835**	10%	3.02	3.51
				5%	3.62	4.16
				2.5%	4.18	4.79
				1%	4.94	5.58
ARDL UZUN DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatitiği	Olasılık		
LnGPRIND	1.290257	1.906510	0.676764	0.4993		
C	3.627832	8.217436	0.441480	0.6593		
ARDL KISA DÖNEM KATSAYILARI						

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatitiği	Olasılık
C	0.053323	0.136392	0.390952	0.6962
LnNIFTY50(-1)	-0.014698*	0.007455	-1.971562	0.0500
LnGPRIND	0.018964	0.024227	0.782769	0.4347
CointEq(-1)	-0.014698***	0.004103	-3.582115	0.0004
MODELİN DENKLEMİ				
$LnNIFTY50 = (1.2903 * LnGPRIND + 3.6278)$				
TANISAL TESTLER				
R ²	0.989228	BG Otokorelasyon LM Test	0.524813 (0.7692)	
Düzeltilmiş R ²	0.989120	Ramsey RESET	0.058097 (0.8098)	
F İstatistik	9183.392 (0.000000)	Durbin-Watson	1.908522	
Not: CointEq(-1) hata düzeltme terimini, D birinci farkı, K açıklayıcı değişken sayısını ve M maksimum gecikme uzunluğunu, ()parantez içleri olasılık değerlerini ve ***, **, * ise sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık seviyelerini ifade etmektedir.				

Yukarıda Tablo 3.24’de ARDL(1,0) kısıtlı sabitli ve trendsiz modeli gösterilmiştir. Söz konusu modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmaması gerekmektedir. Bu amaçla gerçekleştirilen Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test sonucuna göre, Olasılık 0.7692>0.05 olduğu için modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmadığı belirlenmiştir. Ayrıca Ramsey RESET Test sonucuna göre, F istatistik Olasılık değeri 0.8098>0.05 olduğu için model kurma hatası olmadığı ve CoinEq hata düzeltme katsayısının -1 ile 0 arasında ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bunlara ilave olarak Şekil 3.20’de uzun dönem katsayılarının istikrarı için gerçekleştirilen CUSUM test grafiğine göre, katsayılar %5 anlamlılık düzeyinde kırmızı renkte gösterilen kritik sınırlar arasında hareket ettiği için uzun dönem katsayıları istikrarlıdır sonucuna ulaşılmaktadır. Modele ait hata terimlerinde otokorelasyon sorununun ve model kurma hatası olmadığı belirlenmesinin ardından sınır testi uygulamasına geçilmektedir. Bu amaçla oluşturulan modele ait F istatistik değeri model için gösterilen alt sınır I(0) ve üst sınır I(1) kritik değerlerle

karşılaştırıldığında daha büyük olduğu için %5 anlamlılık düzeyinde, “eşbütünleşme yoktur” şeklindeki H_0 hipotezi reddedilmekte ve bağımlı değişkenimiz LnNIFTY 50 ile bağımsız değişkenimiz LnGPRind arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. LnNIFTY 50 ve LnGPRind arasındaki uzun dönem ilişki modeli için elde edilen denkleme $LnNIFTY50 = (1.2903 * LnGPRIND + 3.6278)$ göre, LnGPRind’deki %1’lik artış LnNIFTY 50’yi yaklaşık %1,29 artırmaktadır. Ayrıca katsayının istatistiksel olarak anlamsız olduğu da görülmektedir.

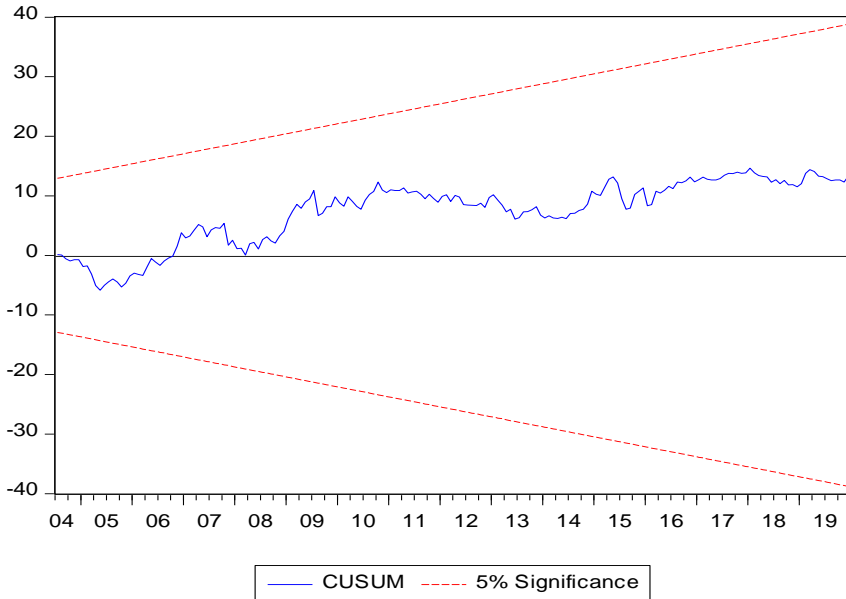


Şekil 3. 20. LnNIFTY 50 - LnGPRind CUSUM grafiği

Tablo 3. 25. LnSSI - LnGPRchi ARDL sınır testi sonuçları

BAĞIMLI DEĞİŞKEN						
LnSSI						
F İSTATİSTİĞİ VE KRİTİK DEĞERLER						
Model	K	M	F İstatistiği	Anlamlılık Düzeyi	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
ARDL (8,0)	1	8	3.041043	10% 5% 2.5% 1%	3.02 3.62 4.18 4.94	3.51 4.16 4.79 5.58
ARDL UZUN DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatitiği	Olasılık		
LnGPRCHI	0.341818	0.446835	0.764976	0.4453		
C	20.08220	2.060598	9.745811	0.0000		
ARDL KISA DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatitiği	Olasılık		
C	0.092978	0.346685	2.864208	0.0047		
LnSSI(-1)	-0.049446***	0.016564	-2.985172	0.0032		
LnGPRCHI	0.016901	0.022831	0.740294	0.4601		
D(LnSSI(-1))	0.122634*	0.071438	1.716643	0.0877		
D(LnSSI(-2))	0.131233*	0.071427	1.837308	0.0678		
D(LnSSI(-3))	-0.036696	0.071944	-0.510056	0.6106		
D(LnSSI(-4))	0.233251***	0.071010	3.284761	0.0012		
D(LnSSI(-5))	0.082342	0.072398	1.137347	0.2569		
D(LnSSI(-6))	-0.085790	0.072658	-1.180749	0.2392		
D(LnSSI(-7))	0.136283**	0.072454	1.880950	0.0615		
CointEq(-1)	-0.049446***	0.016283	-3.036647	0.0027		
MODELİN DENKLEMİ						
$LnSSI = (0.3418 * LnGPRCHI + 20.0822)$						
TANISAL TESTLER						
R ²	0.958178	BG Otokorelasyon LM Test		0.524813 (0.9614)		
Düzeltilmiş R2	0.956154	Ramsey RESET		7.557486 (0.0066)		
F İstatistik	473.4880 (0.000000)	Durbin-Watson		1.994056		
Not: CointEq(-1) hata düzeltme terimini, D birinci farkı, K açıklayıcı değişken sayısını ve M maksimum gecikme uzunluğunu, () parantez içleri olasılık değerlerini ve ***, **, * ise sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık seviyelerini ifade etmektedir.						

Yukarıda Tablo 3.25’de ARDL(8,0) kısıtlı sabitli ve trendsiz modeli gösterilmiştir. Söz konusu modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmaması gerekmektedir. Bu amaçla gerçekleştirilen Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test sonucuna göre, modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmadığı belirlenmiştir. Diğer taraftan Ramsey RESET Test sonucuna göre, F istatistik Olasılık değeri $0.0066 > 0.01$ küçük olduğu için model kurma hatası olduğu görülmektedir. Bunlara ilave olarak aşağıda Şekil 2.21’de uzun dönem katsayılarının istikrarı için gerçekleştirilen CUSUM test grafiğine göre, katsayılar %5 anlamlılık düzeyinde kırmızı renkte gösterilen kritik sınırlar arasında hareket ettiği için uzun dönem katsayıları istikrarlıdır sonucuna ulaşılabilir. Modele ait hata terimlerinde otokorelasyon sorununun olmadığı belirlenmesinin ardından sınır testi uygulamasına geçilmektedir. Bu amaçla oluşturulan modele ait F istatistik değeri model için gösterilen alt sınır $I(0)$ ve üst sınır $I(1)$ kritik değerlerle karşılaştırıldığında daha küçük olduğu için, “eşbütünleşme yoktur” şeklindeki H_0 hipotezi reddedilememekte ve bağımlı değişkenimiz LnSSI ile bağımsız değişkenimiz LnGPRchi arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.



Şekil 3. 21. LnSSI - LnGPRchi CUSUM grafiği

3.3.4. VIX- ARDL Sınır Testi Sonuçları

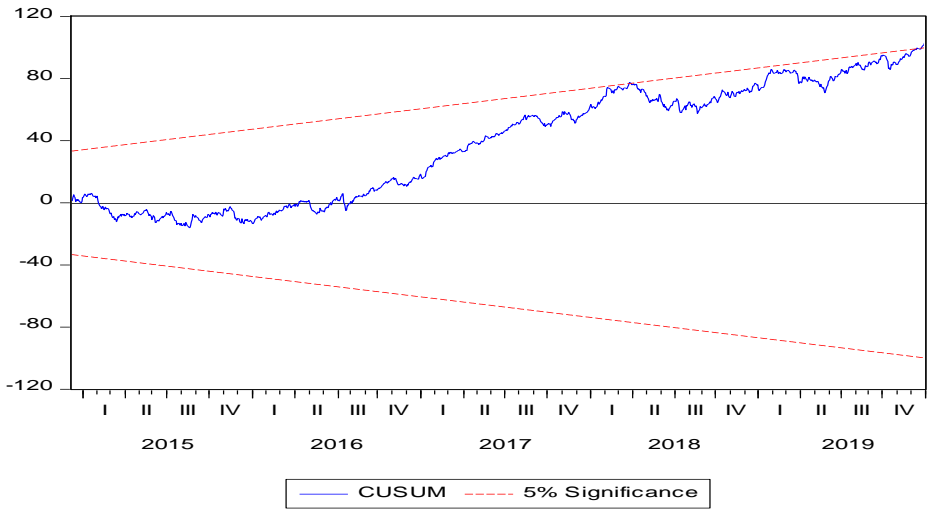
Tablo 3. 26. LnBİST 100 - LnVIX ARDL sınır testi sonuçları

BAĞIMLI DEĞİŞKEN						
LnBİST 100						
F İSTATİSTİĞİ VE KRİTİK DEĞERLER						
Model	K	M	F İstatistiği	Anlamlılık Düzeyi	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
ARDL (11,3)	1	12	7.533557***	10%	3.02	3.51
				5%	3.62	4.16
				2.5%	4.18	4.79
				1%	4.94	5.58
ARDL UZUN DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatitiği	Olasılık		
LnVIX	-1.120690***	0.364449	-3.075029	0.0021		
C	9.248030	1.098772	8.416695	0.0000		
ARDL KISA DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatitiği	Olasılık		
C	0.023775	0.005309	4.478668	0.0000		
LnBİST100(-1)	-0.002571***	0.000704	-3.652431	0.0003		
LnVIX(-1)	-0.002881***	0.000817	-3.526753	0.0004		
D(LnBİST100(-1))	-0.034692**	0.015575	-2.227377	0.0260		
D(LnBİST100(-2))	0.022456	0.015367	1.461310	0.1440		
D(LnBİST100(-3))	0.018426	0.014959	1.231809	0.2181		
D(LnBİST100(-4))	-0.022951	0.014924	-1.537911	0.1241		
D(LnBİST100(-5))	0.001857	0.014897	0.124647	0.9008		
D(LnBİST100(-6))	-0.045557***	0.014898	-3.057884	0.0022		
D(LnBİST100(-7))	-0.010727	0.014904	-0.719779	0.4717		
D(LnBİST100(-8))	-0.023086	0.014900	-1.549373	0.1214		
D(LnBİST100(-9))	0.015693	0.014894	1.053700	0.2921		
D(LnBİST100(-10))	0.037921**	0.014884	2.547834	0.0109		
D(LnBİST100(-11))	-0.060944***	0.003595	-16.95347	0.0000		
D(LnBİST100(-12))	-0.040477***	0.003727	-10.86058	0.0000		
D(LnBİST100(-13))	-0.007170*	0.003755	-1.909184	0.0563		
D(LnBİST100(-14))	0.001666**	0.000665	2.505576	0.0123		
D(LnBİST100(-15))	0.001232	0.000821	1.500473	0.1336		

8)) D(LnBIST100(- 9)) D(LnBIST100(- 10)) D(LnVIX) D(LnVIX(-1)) D(LnVIX(-2)) D1 D2 CointEq(-1)	-0.002571***	0.000541	-4.755176	0.0000
MODELİN DENKLEMİ				
$\text{LnBIST100} = (-1.1207 \cdot \text{LnVIX} + 9.2480)$				
TANISAL TESTLER				
R ²	0.999223	BG Otokorelasyon LM Test	1.222986 (0.5425)	
Düzeltilmiş R2	0.999219	Ramsey RESET	0.798119 (0.3717)	
F İstatistik	309874.7 (0.000000)	Durbin-Watson	1.999952	
Not: CointEq(-1) hata düzeltme terimini, D birinci farkı, K açıklayıcı değişken sayısını ve M maksimum gecikme uzunluğunu, D1, D2 kukla değişkenler, () parantez içleri olasılık değerlerini ve ***, **, * ise sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık seviyelerini ifade etmektedir.				

Yukarıda Tablo 3.26'da D1, D2 kukla değişkenli ARDL(11,3) kısıtlı sabitli ve trendsiz modeli gösterilmiştir. Söz konusu modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmaması gerekmektedir. Bu amaçla gerçekleştirilen Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test sonucuna göre, Olasılık $0.5425 > 0.05$ olduğu için modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmadığı belirlenmiştir. Ayrıca Ramsey RESET Test sonucuna göre, F istatistik Olasılık değeri $0.3717 > 0.05$ olduğu için model kurma hatası olmadığı ve CoinEq hata düzeltme katsayısının -1 ile 0 arasında ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bunlara ilave olarak Şekil 3.22'de uzun dönem katsayılarının istikrarı için gerçekleştirilen CUSUM test grafiğine göre, katsayılar %5 anlamlılık düzeyinde kırmızı noktalarla

gösterilen kritik sınırlar arasında hareket ettiği için uzun dönem katsayıları istikrarlıdır sonucuna ulaşılabilir. Modele ait hata terimlerinde otokorelasyon sorununun ve model kurma hatası olmadığı belirlenmesinin ardından sınır testi uygulamasına geçilmektedir. Bu amaçla oluşturulan modele ait F istatistik değeri model için gösterilen alt sınır I(0) ve üst sınır I(1) kritik değerlerle karşılaştırıldığında daha büyük olduğu için %1 anlamlılık düzeyinde, “eşbütünleşme yoktur” şeklindeki H_0 hipotezi reddedilmekte ve bağımlı değişkenimiz LnBIST 100 ile bağımsız değişkenimiz LnVIX arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. LnBIST 100 ve LnVIX arasındaki uzun dönem ilişki modeli için elde edilen denkleme göre, LnVIX’deki %1’lik artış LnBIST 100’ü %1.12 azaltmaktadır; ayrıca, katsayının istatistiksel olarak %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğu da görülmektedir.



Şekil 3. 22. LnBIST 100 - LnVIX CUSUM grafiği

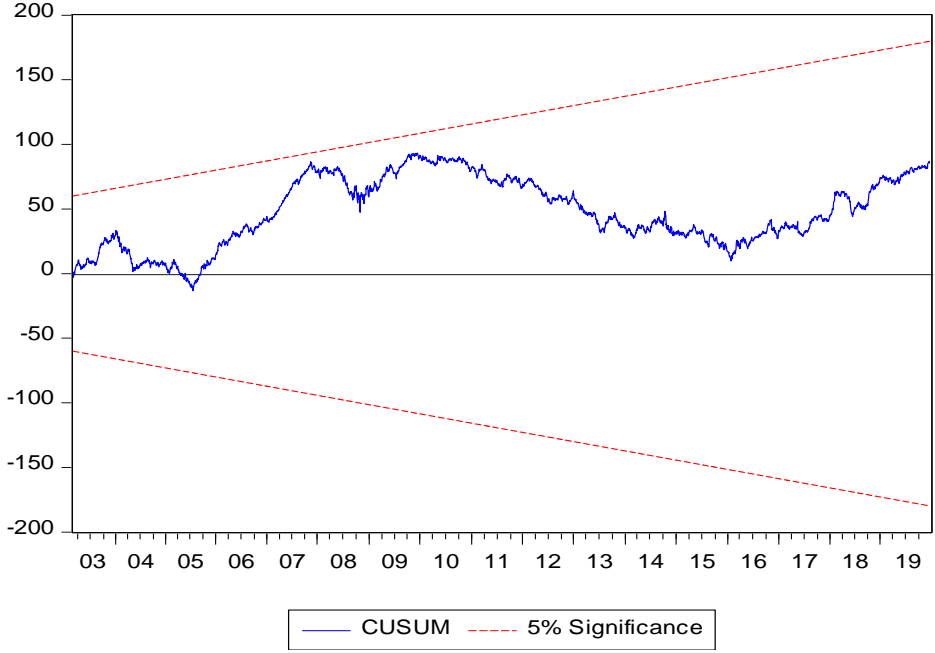
Tablo 3. 27. LnBVSP - LnVIX ARDL sınır testi sonuçları

BAĞIMLI DEĞİŞKEN						
LnBVSP						
F İSTATİSTİĞİ VE KRİTİK DEĞERLER						
Model	K	M	F İstatistiği	Anlamlılık Düzeyi	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
ARDL (4,11)	1	12	4.355971**	10%	3.02	3.51
				5%	3.62	4.16
				2.5%	4.18	4.79
				1%	4.94	5.58
ARDL UZUN DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatitiği	Olasılık		
LnVIX	-0.772845	0.642063	-1.203690	0.2288		
C	13.50020	1.938360	6.964756	0.0000		
ARDL KISA DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatitiği	Olasılık		
C						
LnBVSP(-1)*	0.015677	0.005845	2.682072	0.0073		
LnVIX(-1)	-0.001161**	0.000497	-2.338715	0.0194		
D(LnBVSP(-1))	-0.000897	0.000672	-1.335490	0.1818		
	-0.005725	0.015735	-0.363830	0.7160		
D(LnBVSP(-2))	-0.018161	0.015774	-1.151328	0.2497		
	-0.048476***	0.015768	-3.074370	0.0021		
D(LnBVSP(-3))	-0.116639***	0.003265	-35.71863	0.0000		
	-0.013882***	0.003775	-3.677918	0.0002		
D(LnVIX)	-0.003949	0.003783	-1.043865	0.2966		
D(LnVIX(-1))	-0.012675***	0.003779	-3.353858	0.0008		
D(LnVIX(-2))	0.000959	0.003304	0.290294	0.7716		
D(LnVIX(-3))	-0.002225	0.003286	-0.677265	0.4983		
D(LnVIX(-4))	-0.005049	0.003289	-1.535140	0.1248		
D(LnVIX(-5))	-0.003607	0.003288	-1.097123	0.2727		
D(LnVIX(-6))	-0.006382*	0.003281	-1.944869	0.0519		
D(LnVIX(-7))	-0.005548*	0.003271	-1.696332	0.0899		
D(LnVIX(-8))	-0.009717***	0.003253	-2.987037	0.0028		
D(LnVIX(-9))	-0.001161***	0.000321	-3.615858	0.0003		
D(LnVIX(-						

10)) CointEq(-1)			
MODELİN DENKLEMİ			
$\text{LnBVSP} = (-0.7728 \cdot \text{LnVIX} + 13.5002)$			
TANISAL TESTLER			
R ²	0.999017	BG Otokorelasyon LM Test	0.269459 (0.8740)
Düzeltilmiş R ²	0.999013	Ramsey RESET	0.240404 (0.6239)
F İstatistik	254739.3 (0.000000)	Durbin-Watson	2.002276
Not: CointEq(-1) hata düzeltme terimini, D birinci farkı, K açıklayıcı değişken sayısını ve M maksimum gecikme uzunluğunu, ()parantez içleri olasılık değerlerini ve ***, **, * ise sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık seviyelerini ifade etmektedir.			

Yukarıda Tablo 3.27’de ARDL(4,11) kısıtlı sabitli ve trendsiz modeli gösterilmiştir. Söz konusu modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmaması gerekmektedir. Bu amaçla gerçekleştirilen Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test sonucuna göre, Olasılık 0.8740>0.05 olduğu için modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmadığı belirlenmiştir. Ayrıca Ramsey RESET Test sonucuna göre, F istatistik Olasılık değeri 0.6239>0.05 olduğu için model kurma hatası olmadığı ve CoinEq hata düzeltme katsayısının -1 ile 0 arasında ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bunlara ilave olarak Şekil 3.23’de uzun dönem katsayılarının istikrarı için gerçekleştirilen CUSUM test grafiğine göre, katsayılar %5 anlamlılık düzeyinde kırmızı noktalarla gösterilen kritik sınırlar arasında hareket ettiği için uzun dönem katsayıları istikrarlıdır sonucuna ulaşılabilir. Modele ait hata terimlerinde otokorelasyon sorununun ve model kurma hatası olmadığı belirlenmesinin ardından sınır testi uygulamasına geçilmektedir. Bu amaçla oluşturulan modele ait F istatistik değeri model için gösterilen alt sınır I(0) ve üst sınır I(1) kritik değerlerle karşılaştırıldığında daha büyük olduğu için %5 anlamlılık düzeyinde, “eşbütünleşme yoktur” şeklindeki H₀ hipotezi reddedilmekte ve bağımlı değişkenimiz LnBVSP ile bağımsız değişkenimiz LnVIX arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. LnBVSP ve LnVIX arasındaki uzun dönem ilişki

modeli için elde edilen denkleme göre, LnVIX'deki %1'lik artış LnBVSP'yi %0.77 azaltmaktadır; ancak, katsayının istatistiksel olarak anlamsız olduğu da görülmektedir.



Şekil 3. 23. LnBVSP - LnVIX CUSUM grafiği

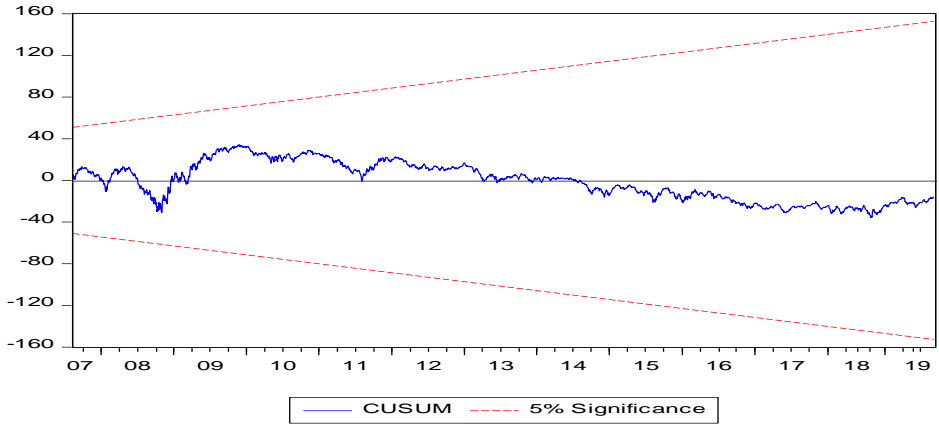
Tablo 3. 28. LnJTOPI - LnVIX ARDL sınır testi sonuçları

BAĞIMLI DEĞİŞKEN						
LnJTOPI						
F İSTATİSTİĞİ VE KRİTİK DEĞERLER						
Model	K	M	F İstatistiği	Anlamlılık Düzeyi	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
ARDL (12,6)	1	12	4.719948**	10% 5% 2.5% 1%	3.02 3.62 4.18 4.94	3.51 4.16 4.79 5.58
ARDL UZUN DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatistiği	Olasılık		
LnVIX	-0.161757*	0.095678	-1.690647	0.0910		
C	2.850789	0.321789	8.859200	0.0000		
ARDL KISA DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatistiği	Olasılık		
C	0.002317	0.001244	1.862547	0.0626		
LnJTOPI(-1)	-0.000813	0.000503	-1.615332	0.1063		
LnVIX(-1)	-0.000131*	6.78E-05	-1.939536	0.0525		
D(LnJTOPI(-1))	0.001465	0.015837	0.092514	0.9263		
	-0.023723	0.015834	-1.498213	0.1342		
D(LnJTOPI(-2))	-0.064171***	0.015839	-4.051477	0.0001		
	-0.037726**	0.015834	-2.382544	0.0172		
D(LnJTOPI(-3))	-0.048252***	0.015844	-3.045461	0.0023		
	-0.013260	0.015865	-0.835818	0.4033		
D(LnJTOPI(-4))	0.001855	0.015833	0.117168	0.9067		
	-0.022257	0.015817	-1.407146	0.1595		
D(LnJTOPI(-5))	-0.019168	0.015816	-1.211933	0.2256		
	-0.015689	0.015812	-0.992199	0.3212		
D(LnJTOPI(-6))	-0.045265***	0.015795	-2.865721	0.0042		
	-0.000630**	0.000286	-2.201068	0.0278		
D(LnJTOPI(-7))	-0.000684**	0.000288	-2.374056	0.0176		
	-0.001241***	0.000288	-4.306949	0.0000		
D(LnJTOPI(-8))	2.13E-05	0.000288	0.073724	0.9412		
	-0.000273	0.000288	-0.949332	0.3425		
D(LnJTOPI(-9))	-0.000856***	0.000287	-2.982557	0.0029		

9))	2.60E-06	5.88E-05	0.044256	0.9647
D(LnJTOPI(-10))	-0.000813***	0.000216	-3.763905	0.0002
D(LnJTOPI(-11))				
D(LnVIX)				
D(LnVIX(-1))				
D(LnVIX(-2))				
D(LnVIX(-3))				
D(LnVIX(-4))				
D(LnVIX(-5))				
D5				
CointEq(-1)				
MODELİN DENKLEMİ				
$\text{LnJTOPI} = (-0.1618 * \text{LnVIX} + 2.8508)$				
TANISAL TESTLER				
R ²	0.999466	BG Otokorelasyon LM Test	0.168076 (0.9194)	
Düzeltilmiş R2	0.999463	Ramsey RESET	3.354069 (0.0671)	
F İstatistik	371278.9 (0.000000)	Durbin-Watson	2.001552	
Not: CointEq(-1) hata düzeltme terimini, D birinci farkı, K açıklayıcı değişken sayısını ve M maksimum gecikme uzunluğunu, D5 kukla değişkeni, () parantez içleri olasılık değerlerini ve ***, **, * ise sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık seviyelerini ifade etmektedir.				

Yukarıda Tablo 3.28’de kukla değişkenli (D5) ARDL(12,6) kısıtlı sabitli ve trendsiz modeli gösterilmiştir. Söz konusu modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmaması gerekmektedir. Bu amaçla gerçekleştirilen Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test sonucuna göre, Olasılık değeri $0.9194 > 0.05$ olduğu için modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmadığı belirlenmiştir. Ayrıca Ramsey RESET Test sonucuna göre, F istatistik Olasılık değeri $0.0671 > 0.05$ anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğu için model kurma hatası olmadığı ve CoinEq hata düzeltme katsayısının -1 ile 0 arasında ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu

görülmektedir. Bunlara ilave olarak Şekil 3.24’de uzun dönem katsayılarının istikrarı için gerçekleştirilen CUSUM test grafiğine göre, katsayılar %5 anlamlılık düzeyinde kırmızı renkte gösterilen kritik sınırlar arasında hareket ettiği için uzun dönem katsayıları istikrarlıdır sonucuna varılmaktadır. Modele ait hata terimlerinde otokorelasyon sorununun olmadığı ve model kurma hatası olmadığı belirlenmesinin ardından sınır testi uygulamasına geçilmektedir. Bu amaçla oluşturulan modele ait F istatistik değeri model için gösterilen alt sınır $I(0)$ ve üst sınır $I(1)$ kritik değerlerle karşılaştırıldığında daha büyük olduğu için %5 anlamlılık düzeyinde, “eşbütünleşme yoktur” şeklindeki H_0 hipotezi reddedilmekte ve bağımlı değişkenimiz $\ln JTOPI$ ile bağımsız değişkenimiz $\ln VIX$ arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. $\ln JTOPI$ ve $\ln VIX$ arasındaki uzun dönem ilişki modeli için elde edilen denkleme göre, $\ln VIX$ ’deki %1’lik artış $\ln JTOPI$ ’yi yaklaşık %0.16 azaltmaktadır. Ayrıca katsayının istatistiksel olarak %10 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğu da görülmektedir.



Şekil 3. 24. $\ln JTOPI$ - $\ln VIX$ CUSUM grafiği

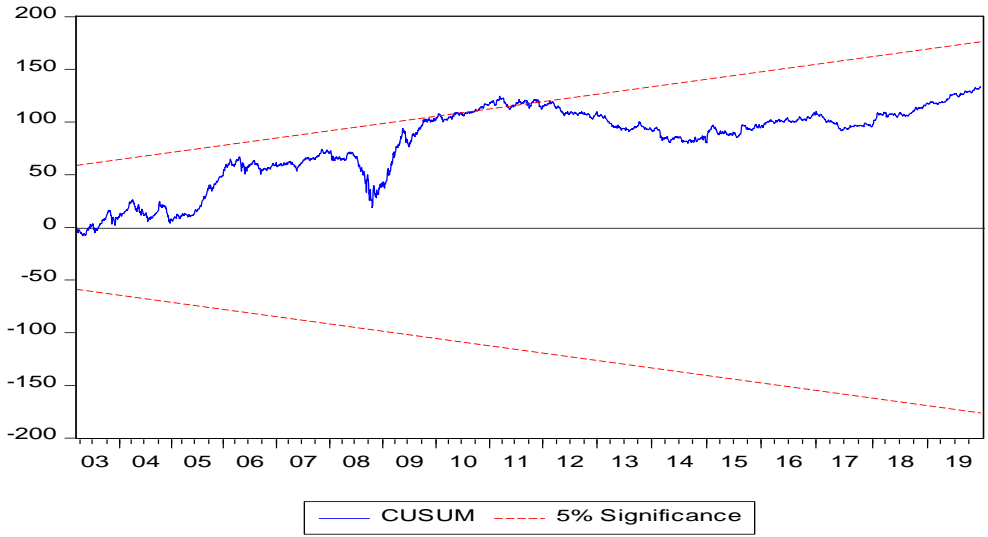
Tablo 3. 29. LnMOEX - LnVIX ARDL sınır testi sonuçları

BAĞIMLI DEĞİŞKEN						
LnBVSP						
F İSTATİSTİĞİ VE KRİTİK DEĞERLER						
Model	K	M	F İstatistiği	Anlamlılık Düzeyi	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
ARDL (12,4)	1	12	5.736902***	10%	3.02	3.51
				5%	3.62	4.16
				2.5%	4.18	4.79
				1%	4.94	5.58
ARDL UZUN DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatistiği	Olasılık		
LnVIX	-1.274363	0.870908	-1.463259	0.1435		
C	11.18099	2.439075	4.584109	0.0000		
ARDL KISA DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatistiği	Olasılık		
C	0.021938	0.006097	3.598012	0.0003		
LnMOEX(-1)*	-0.001962**	0.000666	-2.947064	0.0032		
LnVIX(-1)	-0.002500**	0.000925	-2.704388	0.0069		
D(LnMOEX(-1))	-0.033690**	0.016075	-2.095729	0.0362		
D(LnMOEX(-2))	-0.026826*	0.016061	-1.670298	0.0949		
D(LnMOEX(-3))	-0.048435***	0.015865	-3.052965	0.0023		
D(LnMOEX(-4))	-0.028793*	0.015405	-1.869096	0.0617		
D(LnMOEX(-5))	0.047109***	0.015403	3.058472	0.0022		
D(LnMOEX(-6))	-0.038236**	0.015397	-2.483297	0.0131		
D(LnMOEX(-7))	0.017888	0.015397	1.161790	0.2454		
D(LnMOEX(-8))	-0.044324***	0.015389	-2.880231	0.0040		
D(LnMOEX(-9))	-0.005758	0.015385	-0.374282	0.7082		
D(LnMOEX(-10))	-0.021152	0.015383	-1.375037	0.1692		
D(LnMOEX(-11))	-0.035581**	0.015387	-2.312448	0.0208		
D(LnMOEX(-12))	-0.071245***	0.004204	-16.94544	0.0000		
D(LnMOEX(-13))	-0.044624***	0.004382	-10.18334	0.0000		
D(LnMOEX(-14))	-0.015208***	0.004428	-3.434692	0.0006		
D(LnMOEX(-15))	-0.009715**	0.004389	-2.213597	0.0269		
D(LnMOEX(-16))	-0.001962***	0.000473	-4.149656	0.0000		

9)) D(LnMOEX(- 10)) D(LnMOEX(- 11)) D(LnVIX) D(LnVIX(-1)) D(LnVIX(-2)) D(LnVIX(-3)) CointEq(-1)				
MODELİN DENKLEMİ				
$\text{LnMOEX} = (-1.2744 * \text{LnVIX} + 11.1810)$				
TANISAL TESTLER				
R ²	0.998426	BG Otokorelasyon LM Test	16.12080 (0.0003)	
Düzeltilmiş R ²	0.998419	Ramsey RESET	1.132857 (0.2872)	
F İstatistik	143711.5 (0.000000)	Durbin-Watson	1.993240	
Not: CointEq(-1) hata düzeltme terimini, D birinci farkı, K açıklayıcı değişken sayısını ve M maksimum gecikme uzunluğunu, ()parantez içleri olasılık değerlerini ve ***, **, * ise sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık seviyelerini ifade etmektedir.				

Yukarıda Tablo 3.29’da ARDL(12,4) kısıtlı sabitli ve trendsiz modeli gösterilmiştir. Söz konusu modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmaması gerekmektedir. Bu amaçla gerçekleştirilen Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test sonucuna göre, F istatistik Olasılık değeri $0.0003 < 0.05$ olduğu için modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorunu olduğu, sorunu gidermek için HAC Newey-West yöntemi uygulanmış olup .ancak,-Watson değerinin sorun teşkil etmediği belirlenmiştir. Ayrıca Ramsey RESET Test sonucuna göre, F istatistik Olasılık değeri $0.2872 > 0.10$ anlam düzeyinde anlamlı olduğu için model kurma hatası olmadığı ve CoinEq hata düzeltme katsayısının -1 ile 0 arasında ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bunlara ilave olarak Şekil 3.25’de uzun dönem katsayılarının istikrarı için gerçekleştirilen CUSUM test grafiğine göre, 2010 dönemi hariç katsayıların %5 anlamlılık düzeyinde kırmızı renkte gösterilen kritik sınırlar

arasında hareket ettiği görülmektedir. Modele ait hata terimlerinde otokorelasyon sorununun olmadığı ve model kurma hatası olmadığı belirlenmesinin ardından sınır testi uygulamasına geçilmektedir. Bu amaçla oluşturulan modele ait F istatistik değeri model için gösterilen alt sınır $I(0)$ ve üst sınır $I(1)$ kritik değerlerle karşılaştırıldığında daha büyük olduğu için %1 anlamlılık düzeyinde, “eşbütünleşme yoktur” şeklindeki H_0 hipotezi reddedilmekte ve bağımlı değişkenimiz LnMOEX ile bağımsız değişkenimiz LnVIX arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. LnMOEX ve LnVIX arasındaki uzun dönem ilişki modeli için elde edilen denkleme göre, LnVIX’deki %1’lik artış LnMOEX’yi yaklaşık %1.27 azaltmakta, %1’lik azalışta ise %1.27 artmaktadır. Ancak, katsayının istatistiksel olarak anlamsız olduğu da görülmektedir.



Şekil 3.25. LnMOEX - LnVIX CUSUM grafiği

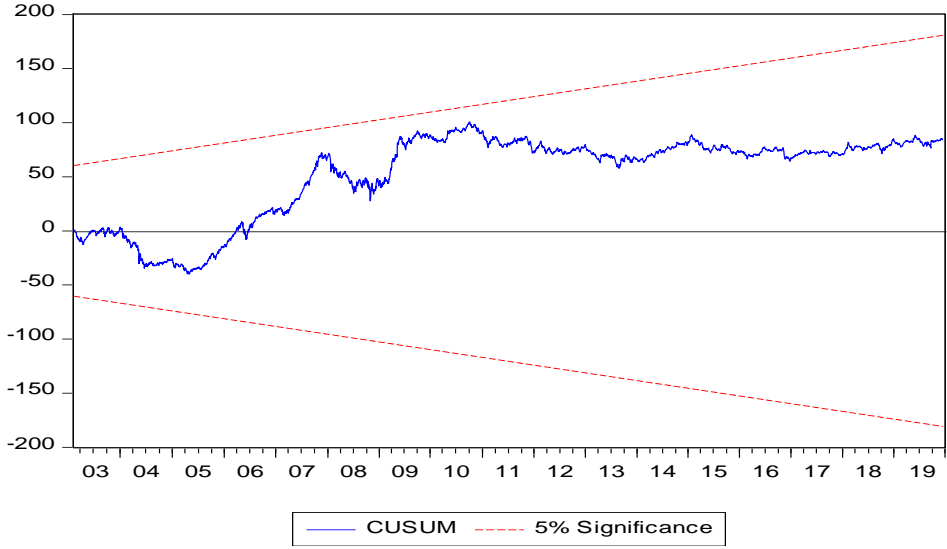
Tablo 3. 30. LnNIFTY 50 - LnVIX ARDL sınır testi sonuçları

BAĞIMLI DEĞİŞKEN						
LnNIFTY 50						
F İSTATİSTİĞİ VE KRİTİK DEĞERLER						
Model	K	M	F İstatistiği	Anlamlılık Düzeyi	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
ARDL (9,8)	1	12	6.565117***	10%	3.02	3.51
				5%	3.62	4.16
				2.5%	4.18	4.79
				1%	4.94	5.58
ARDL UZUN DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatitiği	Olasılık		
LnVIX	-2.096415**	0.972015	-2.156771	0.0311		
C	44.11928	16.38635	2.692441	0.0071		
ARDL KISA DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatitiği	Olasılık		
C	0.038706	0.011659	3.319724	0.0009		
LnNIFTY50(-1)	-0.000877**	0.000352	-2.493402	0.0127		
LnVIX(-1)	-	0.000635	-2.895068	0.0038		
D(LnNIFTY50(-1))	0.001839***	0.015680	0.153525	0.8780		
	0.002407	0.015666	-2.928096	0.0034		
D(LnNIFTY50(-2))	-	0.015678	-0.931700	0.3515		
	0.045872***	0.015671	0.449877	0.6528		
D(LnNIFTY50(-3))	-0.014607	0.015648	-2.881973	0.0040		
	0.007050	0.015626	-1.668251	0.0953		
D(LnNIFTY50(-4))	-	0.015286	1.477875	0.1395		
	0.045096***	0.015050	2.485246	0.0130		
D(LnNIFTY50(-5))	-0.026069*	0.002957	-14.42770	0.0000		
	0.022591	0.003059	-14.35844	0.0000		
D(LnNIFTY50(-6))	0.037403**	0.003134	-5.123797	0.0000		
	-	0.003137	-3.572106	0.0004		
D(LnNIFTY50(-7))	0.042665***	0.003139	-0.317013	0.7513		
	-	0.003136	-1.440373	0.1498		
D(LnNIFTY50(-8))	0.043927***	0.003125	-2.549379	0.0108		
	-	0.003088	-1.664094	0.0962		
D(LnVIX)	0.016056***	0.000198	-4.439039	0.0000		

D(LnVIX(-1))	-		
D(LnVIX(-2))	0.011207***		
D(LnVIX(-3))	-0.000995		
D(LnVIX(-4))	-0.004517		
D(LnVIX(-5))	-0.007966**		
D(LnVIX(-6))	-0.005139*		
D(LnVIX(-7))	-		
CointEq(-1)	0.000877***		
MODELİN DENKLEMİ			
$\text{LnNIFTY50} = (-2.0964 * \text{LnVIX} + 44.1193)$			
TANISAL TESTLER			
R ²	0.999526	BG Otokorelasyon LM Test	2.147916 (0.3417)
Düzeltilmiş R2	0.999524	Ramsey RESET	0.165308 (0.6843)
F İstatistik	474790.5 (0.000000)	Durbin-Watson	2.001654
Not: CointEq(-1) hata düzeltme terimini, D birinci farkı, K açıklayıcı değişken sayısını ve M maksimum gecikme uzunluğunu, ()parantez içleri olasılık değerlerini ve ***, **, * ise sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık seviyelerini ifade etmektedir.			

Yukarıda Tablo 3.30'da ARDL(9,8) kısıtlı sabitli ve trendsiz modeli gösterilmiştir. Söz konusu modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmaması gerekmektedir. Bu amaçla gerçekleştirilen Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test sonucuna göre, Olasılık $0.3417 > 0.05$ olduğu için modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmadığı belirlenmiştir. Ayrıca Ramsey RESET Test sonucuna göre, F istatistik Olasılık değeri $0.6843 > 0.01$ anlam düzeyinde anlamlı olduğu için model kurma hatası olmadığı ve CoinEq hata düzeltme katsayısının -1 ile 0 arasında ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bunlara ilave olarak Şekil 3.26'da uzun dönem katsayılarının istikrarı için gerçekleştirilen CUSUM test grafiğine göre, katsayılar %5 anlamlılık düzeyinde kırmızı renkte gösterilen kritik sınırlar arasında hareket ettiği için uzun dönem katsayıları istikrarlıdır sonucuna varılmaktadır. Modele ait hata terimlerinde otokorelasyon sorununun olmadığı ve model kurma hatası olmadığı

belirlenmesinin ardından sınır testi uygulamasına geçilmektedir. Bu amaçla oluşturulan modele ait F istatistik değeri model için gösterilen alt sınır $I(0)$ ve üst sınır $I(1)$ kritik değerlerle karşılaştırıldığında daha büyük olduğu için %1 anlamlılık düzeyinde, “eşbütünleşme yoktur” şeklindeki H_0 hipotezi reddedilmekte ve bağımlı değişkenimiz LnNIFTY 50 ile bağımsız değişkenimiz LnVIX arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. LnNIFTY 50 ve LnVIX arasındaki uzun dönem ilişki modeli için elde edilen denkleme göre, LnVIX’deki %1’lik artış LnNIFTY 50’yi yaklaşık %2.10 azaltmaktadır. Ayrıca katsayının istatistiksel olarak %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğu da görülmektedir.



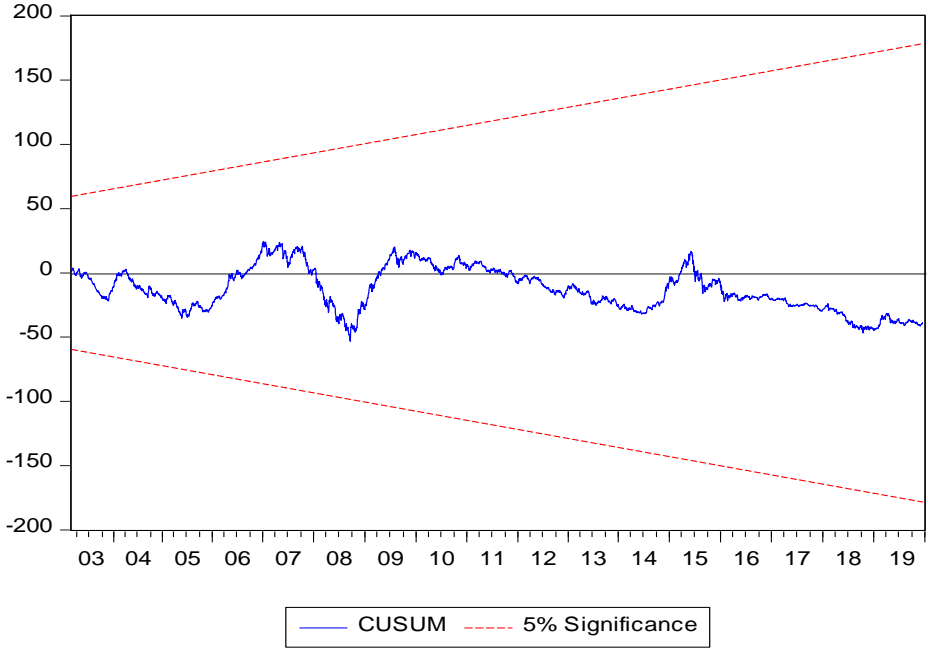
Şekil 3. 26. LnNIFTY 50 - LnVIX CUSUM grafiği

Tablo 3. 31. LnSSI - LnVIX ARDL sınır testi sonuçları

BAĞIMLI DEĞİŞKEN						
LnNIFTY 50						
F İSTATİSTİĞİ VE KRİTİK DEĞERLER						
Model	K	M	F İstatistiği	Anlamlılık Düzeyi	Alt Sınır I(0)	Üst Sınır I(1)
ARDL (8,3)	1	12	2.731601	10%	3.02	3.51
				5%	3.62	4.16
				2.5%	4.18	4.79
				1%	4.94	5.58
ARDL UZUN DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatitiği	Olasılık		
LnVIX	-1.881211	1.745585	-1.077697	0.2812		
C	13.31797	5.090506	2.616237	0.0089		
ARDL KISA DÖNEM KATSAYILARI						
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t- İstatitiği	Olasılık		
C						
LnSSI(-1)	0.011920	0.005610	2.124807	0.0337		
LnVIX(-1)	-0.000895	0.000697	-1.283934	0.1992		
D(LnSSI(-1))	-0.001684**	0.000723	-2.328250	0.0199		
D(LnSSI(-2))	-0.023995	0.015900	-1.509118	0.1313		
D(LnSSI(-3))	0.001642***	0.015713	0.104469	0.9168		
D(LnSSI(-4))	0.041036***	0.015651	2.621963	0.0088		
D(LnSSI(-5))	0.054024***	0.015646	3.452970	0.0006		
D(LnSSI(-6))	-0.028971*	0.015678	-1.847930	0.0647		
D(LnSSI(-7))	-0.021657	0.015668	-1.382292	0.1670		
D(LnVIX)	0.035776**	0.015671	2.283011	0.0225		
D(LnVIX(-1))	-0.022624***	0.003460	-6.538823	0.0000		
D(LnVIX(-2))	-0.032098***	0.003491	-9.195611	0.0000		
D(LnVIX(-3))	-0.009490***	0.003509	-2.704905	0.0069		
D(LnVIX(-4))	-0.000895***	0.000313	-2.863382	0.0042		
CointEq(-1)						
MODELİN DENKLEMİ						
$LnSSI = (-1.8812*LnVIX + 13.3180)$						
TANISAL TESTLER						

R ²	0.998108	BG Otokorelasyon LM Test	1.660731 (0.4359)
Düzeltilmiş R ²	0.998102	Ramsey RESET	2.638202 (0.1044)
F İstatistik	173430.2 (0.000000)	Durbin-Watson	2.000185
Not: CointEq(-1) hata düzeltme terimini, D birinci farkı, K açıklayıcı değişken sayısını ve M maksimum gecikme uzunluğunu, () parantez içleri olasılık değerlerini ve ***, **, * ise sırasıyla %1, %5, %10 anlamlılık seviyelerini ifade etmektedir.			

Yukarıda Tablo 3.31’de ARDL(8,3) kısıtlı sabitli ve trendsiz modeli gösterilmiştir. Söz konusu modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmaması gerekmektedir. Bu amaçla gerçekleştirilen Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test sonucuna göre, $0.4359 > 0.05$ olduğu için modele ait hata terimlerinin otokorelasyon sorununun olmadığı belirlenmiştir. Ayrıca Ramsey RESET Test sonucuna göre, F istatistik Olasılık değeri $0.1044 > 0.05$ olduğu için model kurma hatası olmadığı ve CoinEq hata düzeltme katsayısının -1 ile 0 arasında ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bunlara ilave olarak aşağıda Şekil 3.27’de uzun dönem katsayılarının istikrarı için gerçekleştirilen CUSUM test grafiğine göre, katsayılar %5 anlamlılık düzeyinde kırmızı renkte gösterilen kritik sınırlar arasında hareket ettiği için uzun dönem katsayıları istikrarlıdır sonucuna ulaşılabilir. Modele ait hata terimlerinde otokorelasyon sorununun ve model kurma hatası olmadığı belirlenmesinin ardından ARDL sınır testi uygulamasına geçilmektedir. Bu amaçla oluşturulan modele ait F istatistik değeri model için gösterilen alt sınır I(0) ve üst sınır I(1) kritik değerlerle karşılaştırıldığında daha küçük olduğu için, “eşbütünleşme yoktur” şeklindeki H_0 hipotezi reddedilememekte ve bağımlı değişkenimiz LnSSI ile bağımsız değişkenimiz LnVIX arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.



Şekil 3. 27. LnSSI - LnVIX CUSUM grafiği

SONUÇ VE ÖNERİLER

Küresel dünyada menkul kıymet piyasalarının gelecekteki beklenen hareketlerinin tahmini için risk ve belirsizlik endeksleri gösterge olarak kullanılmaktadır. Bu çalışmanın amacı, risk ve belirsizlik endeksleri EPU, FSI, GPR ve VIX ile gelişmekte olan ülke borsaları BİST 100, BVSP, JTOPI, MOEX, MXX, NIFTY 50 ve SSI arasındaki eşbütünleşme ve nedensellik ilişkilerinin tespit edilmesidir. Çalışmada 01.01.2003-31.12.2019 tarihleri arasındaki dönem için literatüre uyularak VIX endeksi için günlük logaritmik veriler diğer belirsizlik endeksleri için ise aylık logaritmik veriler kullanılmıştır. Değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkilerinin analizinde, Meksika borsası MXX hariç, değişkenlerin farklı seviyelerde durağanlığa yani I(1) ve I(0) sahip olması nedeniyle ARDL sınır testi kullanılmıştır.

Çalışmadan elde edilen ARDL uzun dönemli ilişki ve eşbütünleşme testi sonuçlarına göre: EPU endeksi ile Rusya borsası MOEX ve Çin borsası SSI hariç, BİST 100, BVSP, JTOPI ve NIFTY 50 endeksleri arasında uzun dönemli istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunmuştur. Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisine göre; LnGEPU da %1'lik artış LnBIST 100'ü %0.46 azaltmaktadır; ancak, katsayının istatistiksel olarak anlamsız olduğu da görülmektedir. LnEPUbra'daki %1'lik artış LnBVSP'yi %0.37 artırmaktadır; ancak, katsayının istatistiksel olarak anlamsız olduğu da görülmektedir. LnGEPU'daki %1'lik artış LnJTOPI'yi %2.82 azaltmaktadır; ancak, katsayının istatistiksel olarak anlamsız olduğu da görülmektedir. LnEPUind'deki %1'lik artış LnNIFTY 50'yi %1.16 azaltmaktadır; ancak, katsayının istatistiksel olarak anlamsız olduğu da görülmektedir.

Çalışmadan elde edilen ARDL uzun dönemli ilişki ve eşbütünleşme testi sonuçlarına göre: FSI endeksi ile Çin borsası SSI hariç, BİST 100, BVSP, JTOPI ve NIFTY 50 endeksleri arasında uzun dönemli istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunmuştur. Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisine göre; LnFSI'daki %1'lik artış LnBIST 100'ü %0.21 azaltmaktadır; ancak, katsayının istatistiksel olarak anlamsız olduğu da görülmektedir. LnFSI'daki %1'lik artış LnBVSP'yi %0.14 azaltmaktadır; ancak, katsayının istatistiksel olarak anlamsız olduğu da görülmektedir. LnFSI'daki %1'lik artış LnJTOPI'yi %0.34 azaltmaktadır; ancak, katsayının istatistiksel olarak

anlamsız olduğu da görülmektedir. LnFSI'daki %1'lik artış LnMOEX'yi %0.39 azaltmaktadır ve katsayı istatistiksel olarak %10 anlamlılık seviyesinde anlamlı olduğu da görülmektedir. LnFSI'daki %1'lik artış LnNIFTY 50'yi %0.51 azaltmaktadır ve katsayı istatistiksel olarak %10 anlamlılık seviyesinde anlamlı olduğu da görülmektedir. Elde edilen bu bulgulara göre, varlıkların temel değeri veya yatırımcıların davranışları hakkında artan belirsizlik, artan bilgi asimetrisi, riskli varlıkları elde tutma isteğinde azalma ve likit olmayan varlıkları elde tutma isteğinde azalma gibi finansal stres belirtileri, finansal piyasa göstergelerinde hisse senetleri fiyatlarının aksine doğrudan gözlemlenmemesi, bunun yerine stresin izlenmesi için yukarıdaki stres belirtilerinden bir veya birkaçının toplanıp değerlendirilmesi ve tahminde bulunulması gereği, finansal stres endeksi ile gelişmekte olan ülke borsaları arasındaki nedensellik ilişkisinin yokluğuna sebep olarak görülebilir. Dolayısıyla yatırımcılar ve karar alıcılar bu endeks ile değerlendirmelerde bulunurken endeksin tahmin edilme zorluğunu dikkate alarak endeksin gücünün ve duyarlılığının zayıf olabileceğini öngörmek ve ayrıca finansal stres endeksinin Amerika Birleşik Devletleri temelli bir endeks olduğunu göz önünde tutmak durumundadırlar.

Çalışmadan elde edilen ARDL uzun dönemli ilişki ve eşbütünleşme testi sonuçlarına göre: GPR endeksi ile Türkiye borsası BIST 100, Rusya borsası MOEX ve Çin borsası SSI hariç, BVSP, JTOPI ve NIFTY 50 endeksleri arasında uzun dönemli istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunmuştur. Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisine göre; LnGPRbra'daki %1'lik artış LnBVSP'yi %0.42 artırmaktadır; ancak, katsayının istatistiksel olarak anlamsız olduğu da görülmektedir. LnGPRsaf'daki %1'lik artış LnJTOPI'yi yaklaşık %2,13 azaltmaktadır. Ayrıca katsayının istatistiksel olarak %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğu da görülmektedir. LnGPRind'deki %1'lik artış LnNIFTY 50'yi yaklaşık %1,29 artırmaktadır. Ayrıca katsayının istatistiksel olarak anlamsız olduğu da görülmektedir.

Çalışmadan elde edilen ARDL uzun dönemli ilişki ve eşbütünleşme testi sonuçlarına göre: VIX endeksi ile Çin borsası SSI hariç, BİST 100, BVSP, JTOPI, MOEX, NIFTY 50 endeksleri arasında uzun dönemli istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunmuştur. Elde edilen eşbütünleşme

bulguları literatürde yer alan Kaya, Güngör ve Özçomak (2014) ile Kaya (2015) çalışma sonuçlarıyla uyumludur. Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisine göre; $\ln VIX$ 'deki %1'lik artış $\ln BIST 100$ 'ü %1.12, $\ln BVSP$ 'yi %0.77, $\ln JTOPI$ 'yi yaklaşık %0.16, $\ln MOEX$ 'yi yaklaşık %1.27, $\ln NIFTY 50$ 'yi yaklaşık %2.10 azaltmaktadır. Uzun dönem katsayılarından elde edilen bu sonuçlara göre, VIX endeksinden en çok etkilenen Hindistan borsası NIFTY 50, en az etkilenen ya da hiç etkilenmeyen Çin ve Güney Afrika borsası JTOPI ve SSI dir.

Analiz bulgularına göre, EPU, FSI ve GPR endeksleri ile bazı gelişmekte olan ülke borsaları arasında istatistiksel olarak anlamlı ve iktisadi teoriyle uyumlu kısa ve uzun dönem etkiler ve nedensel ilişkiler tespit edilmiştir. VIX endeksi ile Meksika borsası MXX hariç, diğer gelişmekte olan ülke borsa endeksleri arasında ise iktisadi teoriye uygun, istatistiksel olarak anlamlı nedensel ilişkiler görülmektedir. Bu durumun sebebi, VIX'in küreselleşen ve çok fazla entegre olan finansal piyasalardaki volatilitiyi, model ve anket temelli endekslerin aksine, gerçek zamanlı yansıtması olabilir. Bu yüzden, VIX endeksi yatırımcılar için kuvvetli bir öncü gösterge olabilir. Diğer taraftan, yatırımcılar geleceği tahmin etmek ve daha isabetli yatırım kararları alabilmek için VIX endeksine ilave olarak yeni etkin ölçüm araçları da keşfetmek zorundadırlar.

Sonuç olarak, seçilen gelişmekte olan ülke borsaları ile risk ve belirsizlik endeksleri arasında genel olarak istatistiksel olarak anlamlı ve iktisadi teoriyle uyumlu ilişkiler görülmektedir. Bu ilişkilerin varlığı, küresel finansal piyasalarda yatırımcılar ve ekonomik politika yapıcı ve uygulayıcıları için geleceğe yönelik tahminler yapmada ve karar almalarında öncü gösterge işlevi görerek oldukça kolaylıklar sağlayabilecektir.

KAYNAKLAR

- Abel, A. B. (1983). Optimal investment under uncertainty. *The American Economic Review*, 73(1), 228–233.
- Akdağ, S., Yıldırım, H. & Kesebir, M. (2018). *Jeopolitik risk ile borsa endeksleri arasındaki ilişki: Panel eşbütünleşme ve panel nedensellik analizi. Siyasi, Sosyal ve Kültürel Yönleriyle Türkiye ve Rusya*, ed. İnanır, E., Köse, O. & Ulutürk, Y. Ankara: Berikan Yayınevi, 59-74.
- Akdağ, S., Kılıç, İ. and Yıldırım, H. (2019). Does VIX scare stocks of tourism companies? *Letters in Spatial and Resource Sciences*, sayı: 12, p. 215–232.
- Akkuş, H. T. ve Sakarya, Ş. (2018). “Bist-100 ve BBist sektör endeksleri ile VIX endeksi arasındaki ilişkisinin analizi” *Balikesir University The Journal of Social Sciences Institute* 351 Volume: 21 - Issue: 40, December 2018.
- Al-Thaqeb, S. A. and Algharabali, B. G. (2019). “Economic policy uncertainty: A literature review.” *The Journal of Economic Asymmetries*, 20, e00133.
- Antonakakis, N.; I. Chatziantoniou; and G. Filis. (2013). “Dynamic Co-Movements Between Stock Market Returns and Policy Uncertainty.” *Economics Letters* 120, no. 1: 87–92.
- Apergis, N., Bonato, M., Gupta, R., & Kyei, C. (2018). Does geopolitical risks predict stock returns and volatility of leading defense companies? Evidence from a nonparametric approach. *Defence and Peace Economics*, 29(6), 684-696.
- Arbatlı, E. (2011). *Economic policies and fdi inflows to emerging market economies*. International Monetary Fund, WP/11/192.
- Baker, S. R., & Bloom, N. (2013). Does uncertainty reduce growth? Using disasters as natural experiments (No. w19475). Washington DC: *National Bureau of Economic Research*.
- Baker, Scott, Nicholas Bloom, Brandice Canes-Wrone, Steven J. Davis and Jonathan Rodden, 2014. “Why Has US Policy Uncertainty Risen Since 1960?” *American Economic Review, Papers & Proceedings*, 104, no. 5 (May), 56-60.
- Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593–1636.
- Balcilar, M., Bonato, M., Demirer, R., & Gupta, R. (2018). Geopolitical risks and stock market dynamics of the BRICS. *Economic Systems*, 42(2), 295-306.
- Basher, S. A. & Sadorsky, P. (2016). Hedging emerging market stock prices with oil, gold, vix, and bonds: A comparison between DCC, ADCC and GO-GARCH. *Energy Economics*, (54), 235-247.

- Bayar, Y., & Aytemiz, L. (2015). Economic Policy Uncertainty and Stock Market Returns in Selected Eurozone Countries. *Journal of Applied Economic Sciences*, 31, 152-158.
- Bouras, C., Christou, C., Gupta, R., & Suleman, T. (2019). Geopolitical risks, returns, and volatility in emerging stock markets: Evidence from a panel GARCH model. *Emerging Markets Finance and Trade*, 55(8), 1841-1856.
- Bouri, E., Demirer, R., Gupta, R., & Marfatia, H. A. (2019). Geopolitical risks and movements in Islamic bond and equity markets: A note. *Defence and Peace Economics*, 30(3), 367-379.
- Brogaard, J., and A. Detzel. (2013). "The Asset Pricing Implications of Government Economic Policy Uncertainty." Working paper series.
- Brown, R.L., Durbin, J., Ewans, J.M. (1975), Techniques for testing the constancy of regression relations overtime. *Journal of the Royal Statistical Society*, 37, 149-172.
- Caldara, D. Ve Locaviiello, M. (2019). "Measuring Geopolitical Risk" paper.
- Carlson, M. A. K. F. Lewis, and W. R. Nelson. (2014). "Using Policy Intervention to Identify Financial Stress." *International Journal of Finance and Economics* 19, no. 1 (2014, January): 59-72.
- Carney, M. (2016). "Uncertainty, the economy and policy," Bank of England.
- Chen, J., Jiang, F., & Tong, G. (2017). Economic policy uncertainty in China and stock market expected returns. *Accounting & Finance*, 57(5), 1265-1286.
- Chen, J., Jiang, F., Liu, Y., & Tu, J. (2017). International volatility risk and Chinese stock return predictability. *Journal of International Money and Finance*, 70, 183-203.
- Chiang, T. C. (2019). *Empirical Analysis of Economic Policy Uncertainty and Stock Returns in Asian Markets*.(pp.63-87), (ed. Lee and Yu) In: Advances in Pacific Basin Business, Economics and Finance, UK: Emerald Publishing Ltd.
- Çil Yavuz, N. (2015). *Finansal Ekonometri*. Der Yayınları, İstanbul.
- Demiralay, S., & Kilincarslan, E. (2019). The impact of geopolitical risks on travel and leisure stocks. *Tourism Management*, 75, 460-476.
- Dikmen, N. (2012). *Ekonometri: Temel Kavramlar ve Uygulamalar*. Bursa: DoraYayıncılık.
- Doğan, Z., Buyrukoğlu, S. & Kutbay, H. (2018). Türkiye'de bitcoin işlemlerinin vergilendirilmesi ve muhasebeleştirilmesine ilişkin öneriler. *Vergi Sorunları Dergisi*, (361), 23-33.
- Donadelli, M. (2015). Asian stock markets, US economic policy uncertainty and US macro-shocks. *New Zealand Economic Papers*, 49(2), 103-133.

- Dritsaki, C. (2017). "Toda-Yamamoto Causality Test between Inflation and Nominal Interest Rates: Evidence from Three Countries of Europe." *International Journal of Economics and Financial Issues*, 2017, 7(6), 120-129.
- Dzielinski, M. (2012). "Measuring Economic Uncertainty and Its Impact on the Stock Market." *Finance Research Letters* 9, no. 3: 167–175.
- Engle, R. F. ve Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and Error Correction:Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55 (2), 251-276.
- Erdoğan, H. & Baykut, E. (2016). BIST banka endeksinin (XBANK) VIX ve MOVE endeksleri ile ilişkisinin analizi. *Bankacılar Dergisi*, 98, 57-72.
- European Commission, (2022). Erişim adresi (21.11.2022): https://knowledge4policy.ec.europa.eu/foresight/topic/growing-consumerism/developing-countries-emerging-markets_en.
- Fleming, J., Ostdiek, B., & Whaley, R. E. (1995). Predicting stock market volatility: A new measure. *Journal of Futures Markets*, 15(3), 265–302.
- Flint, C. (2016). *Introduction to geopolitics*. Routledge.
- Galbraith, J. K. (1977). *The Age of uncertainty*. Boston: Houghton Mifflin.
- Giot, P. (2005). Relationships between implied volatility indexes and stock index returns. *The Journal of Portfolio Management*, 31(3), 92-100.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica*, 37 (3), 424-438.
- Grimaldi, M. B. (2010). "Detecting and Interpreting Financial Stress in the Euro Area." *ECB Working Paper Series* No. 1214, Frankfurt: European Central Bank, June 2010.
- Grimaldi, M. B. (2011). "Up for Count? Central Bank Words and Financial Stress." *Sveriges Riksbank Working Paper Series* No. 252, Stockholm: Sveriges Riksbank, April 2011.
- Gujarati, D. (2015). *Örneklerle Ekonometri* (N. Bolatoğlu, Çev.). Ankara: BB101 Yayınları.
- Guo, P., Zhu, H. ve You, W. (2018). Asymmetric dependence between economic policy uncertainty and stock market returns in G7 and BRIC: A quantile regression approach. *Finance Research Letters*, 25, 251–258. doi:10.1016/j.frl.2017.11.001
- Gürsoy, S. (2020). "Investigation of The Relationship Between VIX Index and BRICS Countries Stock Markets: An Econometric Application." *MAKÜ-Uyg. Bil. Derg.*, 4(2), 397-413, 2020
- Hakkio, C. and W. R. Keeton. (2009). "Financial stress: What is it, how can it be measured, and why does it matter?" *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, Second Quarter 2009.
- Hatzius, J. P. Hooper, F. S. Mishkin, K. L. Schoenholtz, M. W. Watson. (2010). "Financial Conditions Indexes: A Fresh Look After the

- Financial Crisis.” NBER Working Paper 16150, *Cambridge: National Bureau of Economic Research*, July 2010.
- Hu, Z., Kutan, A. M., & Sun, P. W. (2018). Is US economic policy uncertainty priced in China's A-shares market? Evidence from market, industry, and individual stocks. *International Review of Financial Analysis*, 57, 207-220.
- İltas, Y., Arslan, H., & Kayhan, T. (2017). The stock return predictability: Comparing P/E and EV/Ebitda. *Journal of Economics, Finance and Accounting*, 4(3), 262-274.
- İskenderoğlu, Ö. & Akdağ, S. (2018, Nisan). VIX korku endeksi ile çeşitli ülkelerin hisse senedi endeks getirileri arasında bir nedensellik analizi. S.Bayram (ed.) 2. *Uluslararası Ekonomi Araştırmaları ve Finansal Piyasalar Kongresi* (pp. 556-572). Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi.
- Jeon, J. H. (2019). Uncertainty and manufacturing stock market in Korea. *J. of Industrial Distribution & Business*, 10(1), 29-37.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegrating Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2-3), 231-254.
- IMF, (2012). “*World Economic Outlook: Coping with High Debt and Sluggish Growth*,” October, IMF Press.
- IMF, (2013). “*World Economic Outlook: Hopes, Realities, Risks*,” April, IMF Press.
- Kang, W., and Ratti, R. A. (2013). Oil shocks, policy uncertainty and stock market returns. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 26: 305–318.
- Karanfil, M. ve Torun, M. (2016). “1980-2013 Dönemi Türkiye Ekonomisinde Enflasyon ve Faiz Oranı Arasındaki İlişki”. *Yönetim Bilimleri Dergisi*, Cilt: 14, Sayı: 27, ss: 473-490.
- Kaya, A. & Çoşkun, A. (2015). VIX endeksi menkul kıymet piyasalarının bir nedeni midir? Borsa İstanbul örneği. *Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 16(1), 175-186.
- Kaya, A., Güngör, B. & Özçomak, M.S. (2014). Is VIX indeks a fear indeks for investors? OECD countries stock exchange example with ARDL approach. *Proceedings of the First Middle East Conference on Global Business, Economics, Finance and Banking (ME14 DUBAI Conference)* Dubai.
- Kliesen, K. L. M. T. Owyang, and E. K. Vermann. (2012). “Disentangling Diverse Measures: A Survey of Financial Stress Indexes.” *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 94, no. 5 (September/October 2012): 369-97.
- Ko, J.-H., & Lee, C.-M. (2015). International economic policy uncertainty and stock prices: Wavelet approach. *Economics Letters*, 134, 118–122.

- Korkmaz, Ö., & Güngör, S. (2018). Küresel ekonomi politika belirsizliğinin borsa istanbul'da işlem gören seçilmiş endeks getirileri üzerindeki etkisi. *Anemon Muş Alparslan Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 6(ICEESS'18), 211-219.
- Korkmaz, T. & Çevik, E. İ. (2009). Zımnı volatilité endeksinden gelişmekte olan piyasalara yönelik volatilité yayılma etkisi. *Journal of BRSA Banking & Financial Markets*, 3(2), 87-105.
- Köse, A. (2003). *Küresel düzen: birikim, devlet ve sınıflar* ; Korkut Boratav'a armağan. İletişim Yayınları, pp.397.
- Li, X. M., Zhang, B., & Gao, R. (2015). Economic policy uncertainty shocks and stock–bond correlations: Evidence from the US market. *Economics Letters*, 132, 91-96.
- Louzis, D. P. and A. T. Vouldis. (2013). “A Financial Systemic Stress Index for Greece.” *ECB Working Paper* No 1563, Frankfurt: European Central Bank, July 2013.
- MacKinnon, J. G. (1996). Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11 (6), 601-618.
- Mcguire, P. & Schiijvers, M. A. (2003). Common factors in emerging market spreads. *Bis Quarterly Review*, December, 65-78.
- Monin, P. (2017). “The OFR Financial Stress Index.” *OFR Working Paper*. 17-04.
- Öner, H., İçelloğlu, C. Ş. & Öner, S. (2018). Volatilité endeksi (VIX) ile gelişmekte olan ülke hisse senedi piyasasi endeksleri arasindaki engel-granger eşbütünleşme ve granger nedensellik analizi. *Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 10(18), 110-124
- Pan, W. F. (2018). Stock markets, booms, and geopolitical risk: Evidence from emerging markets. *SSRN Electronic Journal*, <https://ssrn.com/abstract=3222468>.
- Pástor, L., and P. Veronesi. (2012). “Uncertainty About Government Policy and Stock Prices.” *Journal of Finance* 67, no. 4:1219–1264.
- Pástor, L., and P. Veronesi. (2013). “Political uncertainty and risk premia.” *Journal of Financial Economics* 110, no. 3: 520–545.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. (1995), An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. Cambridge: *Cambridge University, Department of Applied Economics*, DP No. 9514.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., ve 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. ve Ouliaris, S. (1990). Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration. *Econometrica*, 58 (1), 165-193.
- Pinkasovitch, A. (2022). “*The Risks of Investing in Emerging Markets*”. Erişimadresi (21.11.2022):

- <https://www.investopedia.com/articles/basics/11/risks-investing-in-emerging-markets.asp>.
- Polat, M., and Gemici, E., (2017). Analysis of the relationship between BIST and BRICS stocks in terms of portfolio diversification: cointegration analysis with ARDL boundary test. *Journal of Economics, Finance and Accounting (JEFA)*, V.4, Iss.4, p.393-404.
- Rawat, A. S., & Arif, I. (2018). Does geopolitical risk drive equity price returns of BRIC economies? Evidence from quantile on quantile estimations. *Journal of Finance and Economics Research*, 3(2), 24-36.
- Saçaklı, İ., 2005, Kantil Regresyon ve Alretnatif Regresyon Modelleri ile Karşılaştırılması, *Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Ekonometri Anabilim Dalı Yüksek Lisans Tezi*, İstanbul.
- Sandahl, J. F. M. Holmfeldt, A. Ryden, and M. Stromqvist. (2011). “An Index of Financial Stress for Sweden.” *Sveriges Riksbank Economic Review*, July 10, 2011. No 2, p 49-67.
- Sarwar, G. & Khan, W. (2017). The effect of us stock market uncertainty on emerging market returns. *Emerging Markets Finance and Trade*, 53(8), 1796-1811.
- Sather, Monica. (2022). “Taking stock of market uncertainty.” Erişim adresi (21.11.2022):<https://www.luc.edu/quinclan/about/newsandevents/archive/taking-stock-of-market-uncertainty.shtml>
- Shiller, Robert J., (2014). “Speculative Asset Prices,” *American Economic Review*, 104, no. 6 (June), 1486-1517.
- Sum, V. (2012a). “The Impulse Response Functions of Stock Market Returns to Economic Policy Uncertainty.” *International Review of Applied Financial Issues and Economics* (forthcoming).
- Sum, V. (2012b). “Economic Policy Uncertainty and Stock Market Performance: Evidence from the European Union, Croatia, Norway, Russia, Switzerland, Turkey and Ukraine.” *Journal of Money, Investment and Banking* 25: 99–104.
- Sum, V. (2012c). “The Reaction of Stock Markets in BRIC Countries to Economic Policy Uncertainty in the United States.” *Working paper series* (available at <http://ssrn.com/abstract=2094697>).
- Sum, V. (2013). “The ASEAN stock market performance and economic policy uncertainty in the United States.” *Economic Papers: A Journal of Applied Economics and Policy* 32, no. 4: 512–521.
- Tarı, R. (2014). Ekonometri. Kocaeli: Umuttepe Yayınları.
- Tatlı, H. (2015). Çok Değişkenli Bir Üretim Modeli ile Toplam Enerji Tüketimi ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Örneği. *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 33(4), 135-157.

- The Investopedia Team. (2022). “*Top 25 Developed and Developing Countries*”. Erişim adresi (21.11.2022): <https://www.investopedia.com/updates/top-developing-countries/>.
- Toda, H. Y. & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector auto regressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, (66), 225-250.
- Whaley, R. E. (2000). The investor fear gauge. *The Journal of Portfolio Management*, 26(3), 12-17.
- Whaley, R. E. (2009). Understanding the VIX. *The Journal of Portfolio Management*, 35(3), 98-105.
- Wigmore, Ivy. (2022). “Causation”. Erişim adresi (21.11.2022): <https://www.techtarget.com/whatis/definition/causation>
- Wu, T. P., Liu, S. B., & Hsueh, S. J. (2016). The causal relationship between economic policy uncertainty and stock market: a panel data analysis. *International Economic Journal*, 30(1), 109-122.
- Yavuz, N. Ç. (2006) Türkiye’de turizm gelirlerinin ekonomik büyümeye etkisinin testi: Yapısal kırılma ve nedensellik analizi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 7(2), 162-171.



IKSAD
Publishing House



ISBN: 978-625-367-327-7