

## Risk İştahının Pay Piyasa Getirisi ve Volatilitesine Etkisi: FIEGARCH, NARDL ve Hatemi-J Modelleri ile Borsa İstanbul Üzerine Bir Araştırma

Emre Esat TOPALOĞLU\*

Çiğdem KURT CİHANGİR\*\*

Geliş Tarihi (Received): 10.09.2022– Kabul Tarihi (Accepted): 31.10.2022

### Öz

Bu çalışmada, yatırımcıların risk iştahı göstergesi olan Risk İştahı Endeksinin (RİSE) Borsa endeksi getirisi ve volatilitesi üzerindeki etkisi 06.01.2017 – 04.03.2022 dönemi için araştırılmıştır. Risk iştahı endeksi ile borsa endeksi arasındaki simetrik ve asimetrik ilişki FIEGARCH ve NARDL yöntemleri ile nedensellik ilişkisi ise Hatemi-J yöntemi ile analiz edilmiştir. Çalışmanın temel katkısı, risk iştahı endeksinin, hem değişim ve seviye hesaplama yöntemlerine göre, hem de yerli, yabancı ve tüm yatırımcı grupları için ayrı ayrı analiz edilmesidir. Elde edilen bulgulara göre, yerli ve tüm yatırımcıların risk iştahı endeksleri ile borsa endeks getirisi arasında simetrik pozitif ilişki tespit edilmiştir. Yerli, yabancı ve tüm yatırımcılar risk iştahı endeksleri ile borsa endeks volatilitesi arasında da pozitif simetrik ilişkiler tespit edilmiştir. Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi açısından ise yerli, yabancı ve tüm yatırımcılar risk iştahı endekslerindeki pozitif şoklardan borsa endeksi getirisindeki negatif şoklara doğru nedensellik ilişkisinin olduğu belirlenmiştir. Bu sonuçlara göre, yatırımcı risk iştahının gelecekteki getirileri ve volatilitiyi etkilediği belirlenmiştir.

**Anahtar Kelimeler:** Risk İştahı, Risk İştahı Endeksi, Borsa Endeksi, FIEGARCH, Hatemi-J Nedensellik

## The Effect of Risk Appetite on Equity Market Return and Volatility: A Study on Borsa İstanbul with FIEGARCH, NARDL and Hatemi-J Models

### Abstract

In this study, the effect of the Risk Appetite Index (RISE), which is the risk appetite indicator of investors, on the stock market index return and volatility are investigated for the period of 06.01.2017 - 04.03.2022. The symmetric and asymmetric relationships between the risk appetite index and the stock market index are analyzed by FIEGARCH and NARDL methods. The causality relationship is analyzed by the Hatemi-J method. The main contribution of the study is the analysis of the risk appetite index, both according to the change and level calculation methods, and separately for domestic, foreign and all investor groups. According to the findings, a symmetric positive relationship is found between the risk appetite indices of domestic and all investors and the stock market index return. Positive symmetric relationships are also found between domestic, foreign and all investors' risk appetite indices and stock market index volatility. Moreover, it has been determined that there is a causality relationship from positive shocks in the risk appetite indexes of domestic, foreign and all investors to negative shocks in the stock market index return. According to these results, it has been determined that investor risk appetite affects future returns and volatility.

**Keywords:** Risk Appetite, Risk Appetite Index, Stock Market Index, FIEGARCH, Hatemi-J Causality

\* Doç. Dr., Şırnak Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi İşletme Bölümü, [emresatopal@hotmail.com](mailto:emresatopal@hotmail.com),  
ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0001-8771-779X>

\*\* Doç. Dr., Hitit Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi İşletme Bölümü, [ckurtcihangir@gmail.com](mailto:ckurtcihangir@gmail.com),  
ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0003-1761-1038>

## Giriş

Davranışsal finans teorilerinin temelinde, yatırımcıların aşırı iyimserlik veya kötümserlik halleri ile varlıkları yanlış değerlendirmelerinin, varlık fiyatlarının içsel değerlerinden sapmalara neden olabileceği varsayımı yer almaktadır (De Long vd. (1990), Kumar ve Lee (2006)). Makroekonomik koşullar belirginleştikçe ve yatırımcı duyarlılığı azaldıkça, varlığın değerindeki yanlış fiyatlandırma, yani sapmalar düzeltilir. Dolayısıyla fiyatlandırmadaki bu düzeltme yatırımcı duyarlılığı ile payın beklenen getirisi arasında negatif bir ilişki oluşması ile sonuçlanır.

Baker ve Wurgler (2006) yatırımcı duyarlılığını, varlığın gelecekteki nakit akışlarının ve risklerinin, mevcut objektif bilgi ile açıklanamaması olarak tanımlamaktadırlar. Buna göre, yatırımcı duyarlılığının yüksek olduğu dönemlerde, gerçek bilgi değil, gürültü; yani sezgisel faktörler öne çıkmaktadır. Yatırımcıların piyasa temellerinden giderek uzaklaşmaları ile ortaya çıkan sürü davranışı geleneksel finans teorisindeki risk-beklenen getiri arasındaki doğrusal olduğu kabul edilen ilişkinin bozulmasına neden olur. Yatırımcı duyarlılığının yüksek olduğu zamanlarda fiyatlarda oluşan baskı, volatilitiyi artırırken, getiriyi düşürür (Baker ve Stein, 2004; Kaniel, Saar ve Titman, 2004; Bandopadhyaya ve Jones, 2008; Bathia ve Bredin, 2013). Ampirik çalışmalar, davranışsal finans teorisinin yatırımcı duyarlılığının pay değerleri üzerindeki etkisini önemli ölçüde açıklayabildiğini göstermektedir (Baker ve Wurgler, 2006, 2007; Ho ve Hung, 2009; Baker, Wurgler ve Yuan, 2012; Harvey, Liu ve Zhu, 2016). Baker ve Wurgler (2007)'e göre yatırımcılar, piyasadaki volatilitenin ve likiditenin en önemli parçası olan yatırımcı duyarlılığını bir sistematik risk unsuru olarak değerlendirmelidirler.

Yatırımcı duyarlılığının ölçülmesi için uluslararası ve ulusal göstergeler kullanılmaktadır. Küresel finansal piyasalarda uluslararası yatırımcıların risk iştahının bir göstergesi olarak kabul gören VIX önemli bir endekstir (Whaley (2000), Kurov (2010) ). Gelişen bir ülke olarak Türkiye'nin pay borsası ile VIX arasındaki ilişkiyi araştırmak birçok araştırmacı için cazip bir konu olmuştur (Korkmaz ve Çevik (2009), Hatipoğlu ve Tekin (2017), Topaloğlu (2019), Akçalı, Mollaahmetoğlu ve Altay (2019), Kurt-Cihangir (2019), Önem (2021)). Bu çalışmalardan Hatipoğlu ve Tekin (2017) ve Kurt-Cihangir (2019) VIX'in BİST100 üzerindeki en etkili küresel değişken olduğunu; Korkmaz ve Çevik (2009), Topaloğlu (2019), Akçalı, Mollaahmetoğlu ve Altay (2019), Kurt-Cihangir (2019) VIX'deki volatilitenin BİST100 endeksinin de volatilitisini artırdığını belirtmişlerdir. Nedensellik açısından Bayrakdaroğlu ve Türkün Kaya (2021), Sarıtaş ve Nazlıoğlu (2019) VIX'in, borsa endeksleri üzerinde negatif bir etkisinin olduğunu belirtmişlerdir.

Türkiye’de yatırımcıların risk iştahını temsil etmek üzere yayımlanan RİSE, farklı yatırımcı türleri için, tüm – yerli - yabancı yatırımcılar için RİSE, olarak sınıflandırılmakta ve endeksin hesaplanmasında değişim ve seviye yöntemleri olmak üzere iki farklı yöntem kullanılmaktadır. RİSE, yatırımcıların risk algılarının farklılaşabileceği dikkate alınarak tüm yatırımcılar, yerli ve yabancı yatırımcılar için ayrı ayrı yayımlanmaktadır. Örneğin, yatırımcı grubu farklılığını dikkate alan, Sarı ve Başakın (2021) borsa endeks getirisinin tahmininde, yabancı yatırımcılar için RİSE’nin uluslararası risk iştahı göstergesi VIX’e en yakın tahmin gücünde olduğunu bulgulamışlardır. RİSE’nin hesaplanmasında kullanılan değişim yönteminde, yatırımcıların sahip oldukları portföy değerlerinin 52 haftalık ortalamadan ne kadar saptığı hesaplanırken, seviye yönteminde ise ortalamadan sapma yerine portföyde gerçekleşen nominal artışlar ve azalışlara yer verilmektedir (Sağlam, 2020; TÜYİD - MKK, 2013). Bu hesaplama farklılığı, değişim yöntemi ile hesaplanan RİSE’nin yatırımcıların kısa dönemdeki risk iştahı değişimlerine; seviye yöntemi ile hesaplanan RİSE’nin ise yatırımcıların uzun dönemdeki risk iştahı değişimlerine duyarlılığını yansıtmasını sağlamaktadır (TÜYİD - MKK, 2013: 17). Eichengreen ve Mody (1998) bazı varlık fiyatlarındaki değişikliklerin, özellikle kısa vadede yatırımcı duyarlılığında değişikliğe neden olacağından dolayı, başka varlık fiyatlarında değişikliklere yol açabileceğini belirtmişlerdir. Risk tutumundaki bu tür değişiklikler varlık fiyatlarındaki kısa vadeli hareketleri diğer temel faktörlerden daha iyi açıklayabilir (Baek, Bandopadhyaya ve Du, 2005). Bu nedenle RİSE hesaplama yöntemindeki bu farklılık, pay piyasasındaki fiyatlandırma sürecinin önemli bir bileşeni olabilir.

Risk iştahının uluslararası ve ulusal göstergelerinin birbirleriyle ilişkisini araştıran Akdağ (2019) VIX ile RİSE’nin uzun dönemde ilişkili olduğu ve VIX’deki değişimin RİSE’deki değişimin Granger nedeni olduğunu bulgulamıştır. Sarı ve Başakın (2021) ve Sağlam (2020) çalışmalarında VIX ve RİSE’nin pay piyasasına etkisini birlikte araştırmışlardır. Sağlam (2020) VIX-BİST100 ve RİSE-BİST100 endeksleri arasında uzun dönem (eşbütünleşme) ilişkisi olduğunu; Sarı ve Başakın (2021) da VIX ile birlikte kullanıldığında hisse senedi getiri tahmininde en iyi modellerin, sırasıyla, yabancı yatırımcılar için RİSE, tüm yatırımcılar için RİSE ve yerli yatırımcılar için RİSE ile kurulduğunu belirtmişlerdir. Çalışmada ayrıca, VIX ve özellikle yabancılar için RİSE’nin, BİST Banka getiri endeksini tahminde, yatırımcılar için iyi birer risk iştahı göstergesi oldukları da vurgulanmıştır Sarı ve Başakın (2021).

Yukarıda sıralanan gerekçelerle, her bir sınıflandırma ve endeks hesaplama yönteminin gösterge pay endeksi üzerindeki etkisinin araştırmaya değer bir konu olduğu düşünülmektedir. Buna göre çalışmada, Merkezi Kayıt Kuruluşu (MKK) ve Özyeğin Üniversitesi’nce, değişim ve

seviye yöntemlerine göre hesaplanan tüm yatırımcılar için RİSE, yabancı yatırımcılar için RİSE ve yerli yatırımcılar için RİSE'nin, BİST TÖM endeksinin (XUTUM) getirisi ve volatilitesi üzerindeki etkisi araştırılmıştır. 06.01.2017 – 04.03.2022 dönemi haftalık verilerinin kullanıldığı çalışmada değişkenler arasındaki simetrik-asimetrik ilişki FIEGARCH ve NARDL modelleri ile nedensellik ilişkisi ise Hatemi-J Modeli ile araştırılmıştır. Bu çalışmanın, farklı hesaplama yöntemleri kullanılarak, farklı yatırımcı grupları için hesaplanan RİSE'lerin, borsa endeksinin getirisi ve volatilitesi üzerindeki etkisini belirlenmesi itibariyle literatüre önemli bir katkı sağlaması beklenmektedir. Çalışmanın planı şu şekildedir: izleyen bölümde risk iştahı ve pay piyasalarına ilişkin literatür incelemesi yer almaktadır. Devamında metodolojik altyapı verilerek ekonometrik uygulama yapılmıştır ve bulgular sunulmuştur. Sonuç bölümünde ise bulgulara ilişkin değerlendirme - tartışma ve öneriler verilmiştir.

### **1. Literatür İncelemesi**

Yatırımcıların risk iştahı ve bunun finansal piyasalara, varlıklara etkisinin belirlenmesi birçok araştırmacının ilgisini çekmektedir. Zira, teorik olarak finans literatürüne katkı sağlayan bu tür araştırmalar piyasa uzmanları ve yatırımcılar için de pratik, uygulanabilir bilgiler içermektedir. Çalışmada literatür incelemesi, özellikle pay piyasaları için uluslararası risk iştahı göstergesi olarak kabul edilen VIX'i esas alan çalışmalar ve ulusal risk iştahı göstergesi olan RİSE'yi esas alan çalışmalar olarak gruplandırılmıştır.

Uluslararası risk iştahı göstergesi VIX ile Borsa İstanbul endeksleri arasındaki ilişkiyi volatilité açısından inceleyen çalışmaların ortak özelliği, VIX ile BİST endeksleri arasında güçlü bir ilişki olduğu ve VIX'in pay piyasasındaki volatilitéyi etkilediğidir (Sağlık, 2009; Korkmaz ve Çevik, 2009; Hatipoğlu ve Tekin, 2017; Topaloğlu, 2019; Akçalı, Mollaahmetoğlu ve Altay, 2019; Kurt-Cihangir, 2019). Sağlık (2009), Topaloğlu (2019), Sarıtaş ve Nazlıoğlu (2019), Bayrakdaroğlu ve Türkün Kaya (2021), Akgüneş (2021) çalışmalarında VIX ile borsa endeksi arasında negatif yönlü bir ilişki olduğunu belirtirken; Akçalı, Mollaahmetoğlu ve Altay (2019) pozitif yönlü bir ilişki tespit etmişlerdir. Hatipoğlu ve Tekin (2017) petrol fiyatları, ABD Doları ve VIX'in BİST100 endeksi üzerindeki etkisini 07.02.2002 – 29.12.2016 dönemi için kantil regresyon modeli kullanarak araştırmışlardır. Çalışmada, BİST100 endeksi üzerinde etkili değişkenin tüm kantillerde VIX olduğu belirlenmiştir. Kurt-Cihangir (2019) de 15 Mart 2010 – 15 Şubat 2018 dönemini incelediği çalışmasında borsa endeksleri ile seçilen küresel değişkenler arasındaki volatilité yayılımını araştırmıştır. Volatilité yayılma etkisinin en yüksek olduğu küresel değişkenin VIX olduğu belirlenmiştir. Korkmaz ve Çevik (2009) çalışmalarında VIX'in pay piyasalarının volatilitesi üzerindeki etkisini 02.01.2004 – 17.03.2009 dönemi için

araştırmışlardır. VIX'deki yapısal kırılmanın varlığını dikkate alarak ve almadan kurulan modellerin sonuçlarına göre; Peru dışındaki incelenen ülkelerin hisse senedi piyasalarında kaldıraç etkisinin olduğu ve VIX'in bu piyasaların volatilitelerini artırdığı belirlenmiştir.

Akdağ ve İskenderoğlu (2019) ve Akdağ (2019) çalışmalarında uluslararası ve ulusal risk iştahı göstergelerinin birbirleriyle ilişkisini araştırmışlardır. Akdağ ve İskenderoğlu (2019) Türkiye'de yatırımcıların risk iştahlarının boğa-ayı piyasası gibi rejimlere ayrılıp ayrılmadığını belirlemek için, 2008-2016 döneminde tüm yatırımcılar için hesaplanan RİSE verilerini Markov Rejim Modeliyle incelemiştir. Buna göre, RİSE'nin yüksek volatiliteli (oynaklı - kargaşa rejimi) ve düşük volatiliteli (huzur rejimi) olarak iki rejimle sınıflandırılacağı sonucuna varılmıştır. Araştırmacılar, VIX için yapılan analizde (Guo ve Wohar, 2006; Baba ve Sakurai, 2011) üç farklı rejimin belirlendiğine dikkat çekerek, sınıflandırmadaki bu farklılığın incelenen piyasaların yapısal özelliklerinden kaynaklandığını belirtmişlerdir. Akdağ (2019) VIX endeksi ile belirlediği finansal göstergeler ve RİSE arasındaki ilişkiyi verilerin frekanslarının farklılık göstermesi nedeniyle alt dönemlerde incelemiştir. 03.01.2010 – 30.11.2018 alt döneminde VIX ile RİSE arasındaki uzun dönem ve nedensellik ilişkisini araştırdığı analiz sonucunda, değişkenlerin uzun dönemde ilişkili (eşbütünleşik) olduğu belirlenmiştir. Ayrıca, VIX'deki değişimin RİSE'deki değişimin Granger nedeni olduğu ve Frekans Nedensellik analizine göre nedenselliğin kalıcı olduğu sonuçlarına ulaşılmıştır.

Sarı ve Başakın (2021) ve Sağlam (2020) çalışmalarında VIX ve RİSE'nin BİST endeksleri ile ilişkisini araştırmışlardır. Sarı ve Başakın (2021) 2009-2019 döneminde RISE ve VIX endeksinin BİST Banka getiri endeksi üzerindeki etkisini araştırmışlardır. MKK tarafından yayımlanan RİSE'yi tüm yatırımcılar, yerli yatırımcılar ve yabancı yatırımcılar için hesaplanan RİSE olarak üç farklı biçimde analize dahil etmişlerdir. Buna göre, kullanılan üç yöntemde göre de VIX, pay getiri endeksini tahmin etme gücü en fazla olan değişkendir. Ayrıca VIX ile birlikte kullanıldığında pay getiri tahmininde en iyi modellerin, sırasıyla, yabancı yatırımcılar için RİSE, tüm yatırımcılar için RİSE ve yerli yatırımcılar için RİSE ile kurulduğu belirlenmiştir. Çalışmada, VIX ve özellikle yabancılar için RİSE'nin, BİST Banka getiri endeksini tahmin güçlerinin farklı olmasına karşın, piyasanın hızlı yükseliş ve düşüş dönemlerinde yatırımcılar için iyi birer risk iştahı göstergesi oldukları da vurgulanmıştır.

Sağlam (2020) uluslararası (VIX) ve ulusal (RİSE) olarak ayırdığı risk iştahı göstergeleri ile BİST 100 endeksi arasındaki volatiliteler ve nedensellik ilişkisini 25.09.2009 – 03.11.2018 dönemi için iki farklı modelle (VIX-BİST100 ilişkisi ve RİSE-BİST100 ilişkisi) araştırmıştır. Buna göre, VIX'deki şoklar BİST100 endeks getirisini ve volatilitelerini artırdığı ve VIX'deki artışların da borsa endeksini düşürdüğü belirlenmiştir. Gerek VIX-BİST100

gerekse RİSE-BİST100 endeksleri arasında uzun dönem (eşbütünleşme) ilişkisi olduğu ve kısa dönemli sapmaların da zamanla ortadan kalktığı tespit edilmiştir. Granger nedensellik testi sonuçlarına göre, VIX – BİST100 arasında bir nedensellik yokken; BİST100'den RİSE'ye bir nedensellik olduğu belirlenmiştir.

Ulusal risk iştahı endeksi RİSE'nin tahmin edilebilirliğini araştıran Saraç, İskenderoğlu ve Akdağ (2016) çalışmalarında, 2008-2013 döneminde yerli ve yabancı yatırımcılara ait RİSE'nin tahmin edilebilirliğini birinci nesil ve yapısal kırılmayı içeren birim kök testleri ile sınımışlardır. Analiz sonucunda, yerli yatırımcılar için hesaplanan risk iştahı endeksinin doğrusal ve tahmin edilebilir olduğu; buna karşın yabancı yatırımcılar için hesaplanan risk iştahı endeksinin doğrusal olmadığı ve eşik etkisinin olduğu belirlenmiştir. Buna göre Saraç vd. (2016), kalıcı şokların tespit edildiği yabancı yatırımcılar risk iştahı endeksinin, risk iştahının arttığı dönemlerde tahmin edilemeyeceğini; risk iştahının düşük olduğu dönemlerde tahmin yapılabileceğini vurgulamışlardır. Kaya (2021) çalışmasında, MKK tarafından yayımlanan farklı yatırımcı türleri için RİSE'ler arasındaki ilişkiyi 4.01.2008-07.08.2020 dönemi için araştırmıştır. Buna göre, Yabancı, Yerli, Yerli Gerçek ve Yerli Tüzel yatırımcı risk iştahı endeksleri arasında uzun dönem ve nedensellik ilişkisi olduğu belirlenmiştir. Ayrıca tüm yatırımcı türlerinin yüksek oranda yabancı yatırımcılar etkisi altında olduğu belirtilmiştir.

RİSE ve borsa endeksi arasındaki ilişkiyi araştıran çalışmalardan Demirez ve Kandır (2020) yerli yatırımcılar için hesaplanan RİSE ve BİST 100 endeksi ile Borsa İstanbul'da işlem gören piyasa değeri en düşük %10 firmanın paylarından oluşan portföy arasındaki ilişkiyi Ocak 2009 - Ocak 2019 dönemi için çoklu regresyon modeli ile incelemişlerdir. Buna göre, RİSE ve BİST 100 endekslerinin pay getirilerindeki değişimin %12'sini açıkladığı; dolayısıyla sınırlı bir etki olduğu belirlenmiştir. Köycü (2022) 15.03.2019 – 12.03.2021 dönemini COVID-19 öncesi – sonrası dönem olarak iki alt döneme ayırmış ve RİSE ile BİST 100 endeksi arasındaki nedensellik ilişkisini Granger nedensellik testi ile araştırmıştır. Her iki alt dönem için de BİST100 endeksinden RİSE endeksine doğru %1 anlamlılık düzeyinde tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Genel itibariye, risk iştahı endeksi ile borsa endeksi arasındaki ilişkiyi volatilité ve nedensellik yönünden araştıran çalışmalar ve bulguları yukarıda verilmiştir. Buna göre, ilgili çalışmalarda farklı yöntemlere ve yatırımcı gruplarına göre hesaplanan RİSE'lerin borsa endeksi üzerindeki hem volatilité hem de nedensellik ilişkisinin birarada araştırılmadığı belirlenmiştir. Dolayısıyla bu çalışma ile literatüre ve bulgulara göre finansal karar alıcılara katkı sağlanabilir.

## 2. Metodolojik Altyapı ve Bulgular

Araştırmada yatırımcıların kısa ve uzun dönemli risk iştahlarının pay piyasa getirisine ve volatilitesine olan etkisi 06.01.2017 ile 04.03.2022 dönemi esas alınarak tespit edilmeye çalışılmıştır. MKK tarafından sağlanan verilerin başlangıç tarihleri doğrultusunda çalışma kapsamı bu şekilde belirlenmiştir. Buna ek olarak çalışmada risk iştahı ile pay piyasası arasındaki doğrusal ilişkilerin yanı sıra doğrusal olmayan pozitif ve negatif ilişkileri de ortaya çıkarmak amaçlanmıştır. Risk İştahı Endeksi (RISE), yerli, yabancı ve tüm yatırımcılar için değişim ve seviye metotlarına göre ayrı ayrı ele alınmıştır. Değişim metodunda ilgili haftadaki portföy değerinden 52 haftalık ortalama değer çıkarılarak normal değerden sapmalar esas alınmaktadır. Yatırımcıların o haftadaki portföy büyüklüklerinin toplam piyasa büyüklüğüne göre ağırlıklı ortalaması alınarak genel bir risk iştahı endeksi hesaplanmaktadır. Seviye metodunda ise değişimlerdeki sapmalar yerine doğrudan portföy büyüklükleri esas alınmaktadır. Bu bağlamda risk iştahı endeks hesaplamasında iki metot kullanıldığı için çalışmada her iki yönteme göre hesaplanmış risk iştahı endeksleri bağımsız değişkenler olarak kullanılmıştır. Risk iştahı endeksine ilişkin veriler, Merkezi Kayıt Kuruluşu [www.mkk.com.tr](http://www.mkk.com.tr) veri tabanından sağlanmıştır.

Pay piyasa getirisi, Borsa İstanbul (BIST) Tüm Endeksine ilişkin kapanış fiyat serilerinin logaritmik getirileri hesaplanarak belirlenmiştir. Pay piyasası verilerine, [www.investing.com](http://www.investing.com) veri tabanından ulaşılmıştır. BIST Tüm endeksi volatilitesi ise endeks fiyatlarının logaritmik getirileri hesaplandıktan sonra veri kaybının en az olduğu ARMA modelinin hata terimi üzerinden Bollerslev ve Mikkelsen (1996) tarafından geliştirilen FIEGARCH(1,1) modeli ile koşullu değişen varyans serisi tahminlenerek oluşturulmuştur. FIEGARCH modeli volatilité serisinde uzun hafıza ve kaldıraç etkisini belirlemede kullanılan bir modeldir. Koşullu değişen varyans üzerindeki pozitif ve negatif şokların asimetric etkisini ve bu etkinin büyüklüğünü gösterdiği için çalışmada BISTTUM endeks volatilitesi FIEGARCH modeli ile oluşturulmuştur. FIEGARCH modelinin matematiksel gösterimi aşağıdaki eşitlikteki gibidir.

$$\beta(L)(1 - L)^d \ln(h)_t = \omega + \sum_{j=1}^q [\gamma_j z_{t-j} + \gamma_j (|z_{t-1}| - E|z_{t-1}|)] \quad (1)$$

Risk iştahı ile pay piyasası arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkileri belirleyebilmek için Pesaran ve Shin (1999) ve Pesaran, Shin, vd. (2001) tarafından geliştirilen doğrusal ARDL modeli ve Shin, Yu, vd. (2014) tarafından asimetric ilişkileri esas alan geliştirilmiş doğrusal olmayan NARDL modeli kullanılmıştır. ARDL yaklaşımı sınır testi ile serilerin ikinci dereceden farkları haricinde düzeyde ve birinci farkta durağan olan değişkenler arasındaki

eşbütünleşme ilişkisinin incelenmesine imkân tanımaktadır. Doğrusal ARDL modeline ilişkin denklem aşağıdaki gibidir.

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{n-1} \phi_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{m-1} \phi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Doğrusal olmayan ARDL modeli pozitif ve negatif kısmi toplam ayrıştırılmaları kullanarak kısa ve uzun dönemde eşbütünleşmenin, simetrik ve asimetric etkilerin birlikte modellenmesini sağlamaktadır. NARDL modelinde dağıtılmış gecikme uzunlukları ile kısa dönemli dinamikler incelenirken, uzun dönemli ilişkiler ise tek bir ortak koentegre vektör ile incelenmektedir. Modelde sınır testi yaklaşımı, değişkenlerin durağanlık entegrasyon dereceleri dikkate alınmaksızın koentegre ilişkilerin varlığını araştırmaya olanak sağlamaktadır. Doğrusal olmayan ARDL (NARDL) modeline ilişkin denklem ise aşağıdaki gibidir.

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + \theta^+ X_{t-1}^+ + \theta^- X_{t-1}^- + \sum_{i=1}^{n-1} \phi_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{m-1} \phi_i^+ \Delta X_{t-i}^+ + \phi_i^- \Delta X_{t-i}^- + \varepsilon_t \quad (3)$$

Değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkilerin belirlenmesine ek olarak bu ilişkiler arasındaki nedensellik ilişkilerinin incelenebilmesi amacıyla Hatemi-J (2012) tarafından geliştirilen ve eşbütünleşme ilişkilerini negatif ve pozitif şoklara ayırabilen asimetric nedensellik testi kullanılmıştır. Teste ilişkin matematiksel gösterim aşağıdaki eşitlikte olduğu gibidir.

$$X_{1t} = X_{1t-1} + \varepsilon_{1t} = X_{1,0} + \sum_{i=1}^i \varepsilon_{1i} \quad (4)$$

$$Y_{2t} = Y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} = Y_{2,0} + \sum_{i=1}^i \varepsilon_{2i} \quad (5)$$

4 ve 5 no'lu denklemlerde  $X_{1,0}$  ve  $Y_{2,0}$  başlangıç değerlerini ifade etmektedir ve pozitif ve negatif şoklar aşağıdaki gibidir.

$$\varepsilon_{1i}^+ = \max(\varepsilon_{1i}, 0), \quad \varepsilon_{1i}^- = \max(\varepsilon_{1i}, 0), \quad (6)$$

$$\varepsilon_{2i}^+ = \max(\varepsilon_{2i}, 0), \quad \varepsilon_{2i}^- = \max(\varepsilon_{2i}, 0), \quad (7)$$

$\varepsilon_{1i} = \varepsilon_{1i}^+ + \varepsilon_{1i}^-$  ve  $\varepsilon_{2i} = \varepsilon_{2i}^+ + \varepsilon_{2i}^-$  şeklinde ifade edilmektedir. Bu kapsamda 6 ve 7 no'lu denklemlerin pozitif ve negatif şoklara göre düzenlenmiş gösterimi aşağıdaki gibidir.

$$X_{1t} = X_{1t-1} + \varepsilon_{1t} = X_{1,0} + \sum_{i=1}^i \varepsilon_{1i}^+ + \sum_{i=1}^i \varepsilon_{1i}^- \quad (8)$$

$$Y_{2t} = Y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} = Y_{2,0} + \sum_{i=1}^i \varepsilon_{2i}^+ + \sum_{i=1}^i \varepsilon_{2i}^- \quad (9)$$

Değişkenlerdeki pozitif ve negatif şokların birikimli formda gösterimi ise aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$X_{1i}^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^+ \quad X_{1i}^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^- \quad (10)$$

$$Y_{2i}^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^+ \quad Y_{2i}^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^- \quad (11)$$

Çalışmada risk iştahı ile BISTTUM endeks getiri ve volatilitesi arasındaki kısa ve uzun dönemli simetrik ve asimetric etkiler FIEGARCH, NARDL ve Hatemi-J modelleri ile



araştırılmıştır. Bu bağlamda çalışmada volatilité bağımlı değişkenini oluşturabilmek amacıyla serinin standart sapma yerine serideki uzun hafıza ve kaldıraç etkilerini göz önünde bulunduran buna ek olarak koşullu değişen varyans üzerindeki pozitif ve negatif şokların asimetrik etkisini ve bu etkinin büyüklüğünü de dikkate alan FIEGARCH modeli ile volatilité serisi elde edilmiştir. Doğrusal olmayan ARDL modeli ile pozitif ve negatif kısmi toplam ayrıştırılmaları kullanılarak kısa ve uzun dönemde eşbütünleşmenin, simetrik ve asimetrik etkilerin birlikte modellenmesi amaçlanmıştır. Hatemi-J (2012) nedensellik testi de eşbütünleşme ilişkilerini negatif ve pozitif şoklara ayırabilmek için kullanılmıştır. Dolayısıyla bu çalışmada bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki asimetrik ilişkilerin incelenbilmesi amacıyla nonlinear bir analiz süreci izlenmiştir.

Araştırmanın bağımlı değişkenleri konumundaki BISTTUM getiri ve volatilité değişkenleri ile açıklayıcı değişkenler konumunda olan kısa ve uzun dönemli yatırımcıların risk iştahı değişkenlerine ait durağanlık sınamaları Fourier GLS ve RALS LM birim kök testler ile gerçekleştirilmiştir. Volatilité serisinin hesaplanmasında serinin normal dağılım gösterip göstermediği çarpıklık, basıklık ve Jargue-Bera değerleri ile en uygun ARMA başlangıç modeli Akaike bilgi kriteri ile; Doğrusallık ise BDS testi ile incelenmiştir. Volatilité ve ARDL-NARDL modellerinin hata terimlerinde değişen varyans ve otokorelasyon olup olmadığı ARCH LM ve Correlogram Q test istatistikleri ile araştırılırken, modellerde elde edilen asimetrik bulguların geçerliliği Wald testi ile sınanmıştır. ARDL-NARDL modellerinde çoklu doğrusal bağlantı ve içsellik sorunlarının olup olmadığı ise Spearman korelasyon testi ile tespit edilmiştir. Ramsey-Reset ve CUSUM testleri ile de modellerin doğru spesifikasyonlarda kurulmuş olduğu ve modellerde tanımlama hatasının olup olmadığı araştırılmıştır. Araştırmada öncelikle volatilité modellemesinde BISTTUM serisi (BIST) için 06.01.2017-04.03.2022 dönemine ait 270 haftalık zaman serisi için durağanlık sınaması gerçekleştirilmiştir. FIEGARCH(1,1) modeli ile oluşturulan volatilité değişkeni için 5 gecikme değeri doğrultusunda 10.02.2017-04.03.2022 dönemindeki 265 haftalık veri analizler kapsamında tüm değişkenler esas alınarak kullanılmıştır. Birim kök test sonuçları Tablo 1’de gösterilmektedir.

**Tablo 1. Fourier GLS ve RALS LM Birim Kök Test Sonuçları**

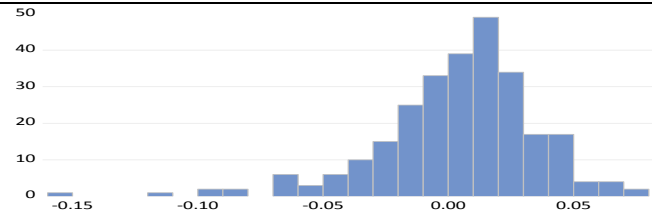
<b>Değişken</b>	<b>GLS-İstatistik</b>	<b>Fourier</b>
BIST*	-0.540	1
1.Fark**	-11.409	<b>1</b>
BISTGET	-1.371	<b>2</b>
1.Fark**	-5.214	<b>1</b>
BISTVOL	-2.166	<b>1</b>
1.Fark**	-4.024	<b>1</b>
SEVTUM	-6.460	2
SEVYAB	-6.709	<b>2</b>
SEVYER	-6.399	<b>2</b>

DEGTUM	-3.973	<b>2</b>
DEGYAB	-4.253	<b>2</b>
DEGYER	-2.804	<b>2</b>
Sabit Model - CV* (1%, 5%, 10%) -3.637 -3.017 -2.661 - CV** (1%, 5%, 10%) -3.780 -3.176 -2.828		
<b>Değişken</b>	<b>GLS-İstatistik</b>	<b>Fourier</b>
BIST*	-2.598	1
1.Fark**	-15.179	<b>1</b>
BISTGET	-1.369	<b>2</b>
1.Fark**	-5.857	<b>1</b>
BISTVOL	-2.612	<b>1</b>
1.Fark**	-4.814	<b>1</b>
SEVTUM	-6.497	<b>2</b>
SEVYAB	-6.773	<b>2</b>
SEVYER	-6.591	<b>1</b>
DEGTUM	-4.141	<b>2</b>
DEGYAB	-4.273	<b>2</b>
DEGYER	-4.326	<b>2</b>
Sabit-Trend Model - CV* (1%, 5%, 10%) -4.462 -3.917 -3.651 - CV** (1%, 5%, 10%) -4.593 -4.041 -3.749		
<b>Değişken</b>	<b>RALS-LM -İstatistik</b>	<b>p2</b>
BIST*	-1.473	0.824
1.Fark**	-3.518	0.839
BISTGET	-1.885	0.548
1.Fark**	-5.266	0.901
BISTVOL	-2.607	0.166
1.Fark**	-3.796	0.548
SEVTUM	-8.534	0.761
SEVYAB	-8.973	0.716
SEVYER	-8.134	0.779
DEGTUM	-5.631	0.728
DEGYAB	-5.160	0.714
DEGYER	-4.597	0.757
Sabit Model - CV* (1%, 5%, 10%) -3.517 -2.957 -2.678 - CV** (1%, 5%, 10%) -3.521 -2.964 -2.686		
<b>Değişken</b>	<b>RALS-LM -İstatistik</b>	<b>p2</b>
BIST*	-0.856	0.833
1.Fark**	-3.518	0.839
BISTGET	-1.885	0.548
1.Fark**	-3.746	0.882
BISTVOL	-1.042	0.206
1.Fark**	-4.945	0.553
SEVTUM	-8.534	0.761
SEVYAB	-8.973	0.716
SEVYER	-8.134	0.779
DEGTUM	-5.631	0.728
DEGYAB	-5.160	0.714
DEGYER	-5.330	0.769
Sabit-Trend Model - CV* (1%, 5%, 10%) -3.519 -2.961 -2.683 - CV** (1%, 5%, 10%) -3.521 -2.964 -2.686		

Fourier GLS ve RALS LM birim kök test sonuçlarına göre BISTGET ve BISTVOL değişkenlerine ilişkin hesaplanan test istatistik değerlerinin kritik değerlerden mutlak değer olarak küçük olduğu tespit edilmiş ve serilerde birim kök vardır şeklinde oluşturulan sıfır hipotezi reddedilememiştir. Çalışmanın bağımlı değişkenleri konumundaki bu değişkenlerin birinci dereceden farkları alınarak serilerin durağan hale geldiği ve I(1) oldukları tespit edilmiştir. Araştırmada bağımsız değişken olarak kullanılan yerli, yabancı ve tüm yatırımcılar için oluşturulan değişkenler için hesaplanan test istatistik değerlerinin kritik değerlerden mutlak değer olarak büyük olduğu ve serilerin düzey değerlerinde durağan olduğu belirlenmiştir.

Çalışmada BISTTUM endeksinin volatilitisini hesaplayarak yeni bir seri oluşturabilmek amacıyla FIEGARCH(1,1) modeli kullanılmıştır. Volatilité modellemesinde öncelikle serinin durağan olması gerekmektedir. Bu bağlamda BIST değişkeni olarak ifade edilen BISTTUM endeks serisinin düzey değerlerinde durağan olmadığı ve birinci dereceden fark alma işlemi yapılarak seri durağanlaştırılmıştır. Tablo 2’de BIST serisinin volatilité modellemesi için sınanması gerekli olan normal dağılım, ARMA model seçimi, değişen varyans, otokorelasyon ve seride doğrusal olmayan unsurların olup olmadığına ilişkin analiz sonuçları yer almaktadır.

**Tablo 2. Volatilité Modellemesi için Spesifikasyon Test Sonuçları**

Normal Dağılım					
	Series: BISTTUMGET Sample 1/06/2017 3/04/2022 Observations 270 Mean 0.003901 Median 0.007646 Maximum 0.078798 Minimum -0.153627 Std. Dev. 0.031667 Skewness -1.036518 Kurtosis 5.849178 Jarque-Bera 139.6721 Probability 0.00000000				
Durağanlık Fourier GLS ve RALS LM	GLS-İstatistik	Fourier	RALS-LM - İstatistik	p2	Düzye
	-0.540*	1	-1.473*	0.824	I(0)
	-11.409*	1	-3.518**	0.839	I(1)
	2.598**	1	-0.856*	0.833	I(0)
	-15.179**	1	-3.518**	0.839	I(1)
AR / MA	Gecikme	0	1	2	3
	0	-4.063	-4.054	-4.047	-4.040
	1	-4.054	-4.047	-4.040	-4.035
	2	-4.047	-4.040	-4.062	-4.059
	3	-4.040	-4.035	-4.060	-4.046
ARCH Değişen Varyans	Gecikme	F- İstatistik	Olas. F	Göz*R-Kare	Olas. Ki-Kare
	1	16.973	0.000	16.062	0.000
	5	4.779	0.000	22.356	0.000
	10	2.360	0.011	22.495	0.012
	12	1.979	0.026	22.784	0.029
Correlogram Q Otokorelasyon	Gecikme	AC	PAC	Q-İsta.	Olas.
	1	0.247	0.247	16.295	0.000
	5	-0.003	-0.065	33.094	0.000
	10	-0.008	0.013	34.089	0.000
	12	0.013	0.036	34.477	0.001
BDS Doğrusallık	Boyut	BDS İstatistik	Std. Hata	z-İstatistik	Olas.
	2	0.010	0.005	1.978	0.047
	3	0.019	0.008	2.284	0.022
	4	0.021	0.010	2.129	0.033
	5	0.026	0.010	2.553	0.010
	6	0.027	0.010	2.736	0.006
FIEGARCH (1,1) Volatilité	Değişken	Katsayı	Std. Hata	z-İstatistik	
	OMEGA (C)	-0.087748	224.7288	-0.000390	
	ALPHA (ARCH)	-0.941753	0.086036	-10.94607	
	BETA (GARCH)	1.000089	0.003045	328.4765	
	THETA1 (EGARCH)	0.445081	0.162560	2.737948	
	THETA2 (EGARCH)	-0.051098	0.093913	-0.544095	
D	-1.039328	1.536835	-0.676278		
*Sabit Model - CV (1%, 5%, 10%) -3.637 -3.017 -2.661 - Birinci Fark (1%, 5%, 10%) -3.780 -3.176 -2.828					
*Sabit Model - CV (1%, 5%, 10%) -3.517 -2.957 -2.678 - Birinci Fark (1%, 5%, 10%) -3.521 -2.964 -2.686					
**Sabit-Trend Model - CV* (1%, 5%, 10%) -4.462 -3.917 -3.651 - Birinci Fark (1%, 5%, 10%) -4.593 -4.041 -3.749					
**Sabit-Trend Model - CV (1%, 5%, 10%) -3.519 -2.961 -2.683 - Birinci Fark (1%, 5%, 10%) -3.521 -2.964 -2.686					

Finansal bir zaman serisinin asimetrik koşullu değişen varyans modelleri ile volatilitelerini hesaplayabilmek için serinin durağan, normal dağılıma uymayan, doğrusal olmayan unsurlara sahip, hata terimlerinde otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının söz konusu olması gerekmektedir. Aksi halde serinin volatilité modellemesi için ARMA modelinin residualleri yeterli olmaktadır. Volatilité modellemesi için gerçekleştirilen spesifikasyon test sonuçları incelendiğinde serinin birinci dereceden farkı alındığında durağanlaştığı, normal dağılıma sahip olmadığı, doğrusal olmayan unsurlar içerdiği, hata terimlerinde ise otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının bulunduğu tespit edilmiştir. Böylelikle BISTTUM endeks serisinin volatilitésinin belirlenebilmesi için Student-t dağılımı doğrultusunda FIEGARCH(1,1) modeli kullanılabilmiştir. FIEGARCH(1,1) volatilité modellemesine göre pozitif şokların negatif şoklara karşı daha yüksek düzeyde volatilitéye sebep olduğu ve piyasada olası bir birim şokun BISTTUM endeksi volatilitésinde 0.051 birim şoka yol açtığı söylenebilmektedir.

BISTTUM volatilité serisi oluşturulduktan sonra araştırma modellerinde kullanılan bağımlı ve bağımsız değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler hesaplanmıştır. Tanımlayıcı istatistik sonuçları, Tablo 3'te gösterilmektedir.

**Tablo 3. Tanımlayıcı İstatistikler**

	BISTGET	BISTVOL	DEGTUM	SEVTUM	DEGYAB	SEVYAB	DEGYER	SEVYER
Ortalama	0.003513	0.001705	42.84485	49.41724	41.24035	47.93023	50.42430	55.25257
Medyan	0.007085	0.001499	43.81658	50.43181	42.35611	48.26668	50.56570	56.56413
Maksimum	0.078798	0.011937	70.72295	67.22111	75.92434	70.20350	76.57792	73.54160
Minimum	-0.153627	0.000746	8.738195	23.74652	4.389701	20.01516	16.99793	31.84451
Std. Sap.	0.031658	0.000977	10.99708	10.14194	11.92439	11.53466	11.92808	10.64246
Çarpıklık	-1.047750	5.133770	-0.210786	-0.391126	-0.012540	-0.110383	-0.242311	-0.382721
Basıklık	5.872247	48.36103	3.055771	2.206403	3.350147	2.047109	2.669769	2.148448
Jarque-Bera	139.5768	23883.62	1.996699	13.71060	1.360688	10.56399	3.797339	14.47609
J-B Olasılık	0.000000	0.000000	0.368487	0.001054	0.506443	0.005082	0.149768	0.000719
Gözlem	265	265	265	265	265	265	265	265

Tanımlayıcı istatistikler değerlendirildiğinde, 265 haftalık endeks ortalama getirisinin 0.0035 civarında pozitif bir değere sahip olduğu, volatilitésinin ise 0.0017 olduğu hesaplanmıştır. İnceleme döneminde endeks getirisinin en yüksek 0.078 en düşük -0.1536, endeks volatilitésinin ise en yüksek 0.0119 en düşük 0.0007 olarak gerçekleştiği hesaplanmıştır. RISE için öngürülen eşik değerinin 50 olduğu dikkate alındığında ve endeks değerinin eşik değerinin üzerinde olması yatırımcıların ortalamadan daha riskli bir pozisyona sahip olduğu anlamına gelmektedir. Yatırımcıların kısa vadeli risk iştahlarının göstergeleri konumunda olan SEVTUM, SEVYAB ve SEVYER değişkenlerine ilişkin ortalama değerlerin sırasıyla 49.417, 47.930 ve 55.252 olduğu belirlenmiştir. Bu bağlamda yerli yatırımcıların daha riskli bir yatırım pozisyonuna sahip olduğu ifade edilebilir. Yatırımcıların uzun vadeli risk iştahının göstergeleri

olan DEGTUM, DEGYAB ve DEGYER değişkenlerinin ortalama değerleri ise sırasıyla 42.844, 41.240 ve 50.424 olarak hesaplanmıştır. Uzun vadeli risk iştahı ortalama değerlerinin de yerli yatırımcıların risk iştahı konumlarıyla benzer özelliklere sahip olduğu söylenebilir. Çarpıklık, basıklık ve J-B değerleri incelendiğinde DEGYAB ve DEGYER değişkenleri haricinde diğer değişkenlere ilişkin serilerin normal dağılıma sahip olmadıkları belirlenmiştir.

Araştırma kapsamında BISTGET ve BISTVOL bağımlı değişkenleri; yerli, yabancı ve tüm yatırımcıların kısa ve uzun vadeli risk iştahı endeks değişkenleri doğrultusunda altı ARDL-NARDL modeli oluşturulmuştur. Bu modellerde birden fazla bağımsız değişkenin yer alması ve benzer özellikte veriler olması nedeniyle modellerde çoklu doğrusal bağlantı (ÇDB) ve içsellik sorunlarının olup olmadığı incelenmiştir. Bağımsız değişkenler arasındaki yüksek düzeyli ilişkiler ÇDB sorununa işaret ederken, modelin hata terimi ile bağımsız değişkenler arasındaki yüksek düzeyli ilişki ise içsellik sorununa işaret etmektedir. ÇDB ve içsellik analiz sonuçları Tablo 4’te sunulmaktadır.

**Tablo 4. Çoklu Doğrusal Bağlantı ve İçsellik Test Sonuçları**

<b>Çoklu Doğrusal Bağlantı</b>	<b>Model-1</b>	BISTGET	DEGYER	SEVYER
	BISTGET	1.000000		
	DEGYER	0.047766	1.000000	
	SEVYER	0.009767	0.584778	1.000000
	<b>Model-2</b>	BISTVOL	DEGYER	SEVYER
	BISTVOL	1.000000		
	DEGYER	0.070575	1.000000	
	SEVYER	0.179582	0.584778	1.000000
	<b>Model-3</b>	BISTGET	DEGYAB	SEVYAB
	BISTGET	1.000000		
	DEGYAB	-0.005531	1.000000	
	SEVYAB	-0.065914	0.512283	1.000000
	<b>Model-4</b>	BISTVOL	DEGYAB	SEVYAB
	BISTVOL	1.000000		
	DEGYAB	-0.004291	1.000000	
	SEVYAB	-0.249630	0.512283	1.000000
	<b>Model-5</b>	BISTGET	DEGTUM	SEVTUM
	BISTGET	1.000000		
	DEGTUM	0.026765	1.000000	
	SEVTUM	-0.038916	0.539410	1.000000
	<b>Model-6</b>	BISTVOL	DEGTUM	SEVTUM
	BISTVOL	1.000000		
	DEGTUM	0.052795	1.000000	
	SEVTUM	-0.077501	0.539410	1.000000
<b>İçsellik</b>	<b>Model-1</b>	HATA TERİMİ	DEGYER	SEVYER
	HATA TERİMİ	1.000000		
	DEGYER	-0.021484	1.000000	
	SEVYER	0.018522	0.584778	1.000000
	<b>Model-2</b>	HATA TERİMİ	DEGYER	SEVYER
	HATA TERİMİ	1.000000		
	DEGYER	0.096472	1.000000	
	SEVYER	-0.064697	0.584778	1.000000
	<b>Model-3</b>	HATA TERİMİ	DEGYAB	SEVYAB
	HATA TERİMİ	1.000000		
DEGYAB	-0.013116	1.000000		

	SEVYAB	-0.005299	0.512283	1.000000
	<b>Model-4</b>	HATA TERİMİ	DEGYAB	SEVYAB
	HATA TERİMİ	1.000000		
	DEGYAB	0.114822	1.000000	
	SEVYAB	-0.068144	0.512283	1.000000
	<b>Model-5</b>	HATA TERİMİ	DEGTUM	SEVTUM
	HATA TERİMİ	1.000000		
	DEGTUM	-0.011492	1.000000	
	SEVTUM	-0.006540	0.539410	1.000000
	<b>Model-6</b>	HATA TERİMİ	DEGTUM	SEVTUM
	HATA TERİMİ	1.000000		
	DEGTUM	0.125780	1.000000	
	SEVTUM	-0.117660	0.539410	1.000000

Değişkenler arasındaki %75'ten daha yüksek düzeyde tespit edilen ilişkiler modellerde ÇDB ve içsellik sorunlarına yol açabilmektedir. ÇDB ve içsellik sorunları dikkate alınmadan gerçekleştirilen analizlerde ulaşılan bulgular sapmalı olabilmektedir. Araştırma kapsamında endeks getirisi ve volatilitesi ile yerli yatırımcı risk iştahı endeksi arasındaki ilişkilere yönelik oluşturulan Model 1 için ARDL(2,1,0) ve NARDL(2, 0, 3, 1, 3) modellerinin; Model 2 için ARDL(4, 2, 2) ve NARDL(1, 3, 4, 1, 4) modellerinin geçerli olduğu tespit edilmiştir. Endeks getirisi ve volatilitesi ile yabancı yatırımcı risk iştahı endeksi arasındaki ilişkilere yönelik oluşturulan Model 3 için ARDL(1, 0, 0) ve NARDL(1, 0, 0, 0, 0) modellerinin; Model 4 için ARDL(1, 1, 0) ve NARDL(4, 1, 0, 1, 0) modellerinin geçerli olduğu belirlenmiştir. Endeks getirisi ve volatilitesi ile tüm yatırımcılar risk iştahı endeksi arasındaki ilişkilere yönelik oluşturulan Model 5 için ARDL(2, 1, 0) ve NARDL(1, 0, 0, 0, 0) modellerinin; Model 6 için ise ARDL(1, 1, 0) ve NARDL(1, 1, 4, 1, 4) modellerinin geçerli olduğu ortaya çıkarılmış ve bu modeller kullanılarak kısa ve uzun dönemli tahminleme yapılmıştır. ÇDB ve içsellik analiz sonuçlarına göre araştırma kapsamında oluşturulan modellerde ÇDB ve içsellik sorunlarının söz konusu olmadığı ve araştırma kapsamında oluşturulan ARDL ve NARDL modellerinin geçerli olduğu ortaya çıkarılmıştır.

Kısa ve uzun dönemli risk iştahı ile pay piyasa getirisi ve volatilitesi arasındaki uzun dönemli ilişkileri inceleyebilmek amacıyla oluşturulan ARDL ve NARDL modelleri ARDL-F sınır testi ile sınanmıştır. Eşbütünlük analiz sonuçları Tablo 5'te gösterilmektedir.

**Tablo 5. Eşbütünlük Analiz Sonuçları**

ARDL-F-Bounds Test					
Model	F-istatistik	k	10%	5%	1%
1	31.95242	2	4.19-5.06	4.87-5.85	6.34-7.52
2	9.463233	2			
3	75.23567	2			
4	35.02949	2			
5	24.93902	2			
6	35.98720	2			

ARDL Modelleri					
1	BISTGET - (0.0246* DEGYER -0.0056* SEVYER)				
2	BISTVOL - (-0.0010* DEGYER + 0.0012* SEVYER)				
3	BISTGET - (0.0043*DEGYAB -0.0071*SEVYAB)				
4	BISTVOL - (-0.0003*DEGYAB + 0.0006*SEVYAB)				
5	BISTGET - (0.0177*DEGTUM -0.0022*SEVTUM)				
6	BISTVOL - (-0.0004*DEGTUM + 0.0008*SEVTUM)				
NARDL-F-Bounds Test					
Model	F- istatistik	k	10%	5%	1%
1	18.12193	4	3.03-4.06	3.47-4.57	4.4-5.72
2	19.45232	4			
3	46.45346	4			
4	10.10172	4			
5	46.49793	4			
6	14.58744	4			
NARDL Modelleri					
1	BISTGET - (-0.0021*DEGYER_POS + 0.0156*DEGYER_NEG + 0.0203*SEVYER_POS + 0.0018*SEVYER_NEG)				
2	BISTVOL - (0.0004* DEGYER_POS + 0.0005* DEGYER_NEG -0.0017* SEVYER_POS -0.0021* SEVYER_NEG)				
3	BISTGET - (0.0017*DEGYAB_POS + 0.0057* DEGYAB_NEG -0.0046*SEVYAB_POS -0.0250* SEVYAB_NEG)				
4	BISTVOL - (0.0005*DEGYAB_POS + 0.0004* DEGYAB_NEG + 0.0005* SEVYAB_POS + 0.0008* SEVYAB_NEG)				
5	BISTGET - (0.0008*DEGTUM_POS + 0.0178* DEGTUM_NEG -0.0145*SEVTUM_POS -0.0419* SEVTUM_NEG)				
6	BISTVOL - (0.0010* DEGTUM_POS + 0.0008* DEGTUM_NEG -0.0015* SEVTUM_POS -0.0015* SEVTUM_NEG)				

Yerli, yabancı ve tüm yatırımcılar risk iştahı endeksi ile BISTTUM endeks getirisi ve volatilitesi arasındaki ilişkilere yönelik oluşturulan ARDL ve NARDL modelleri için gerçekleştirilen sınır test sonuçlarına göre tüm modeller için hesaplanan F istatistik değerlerinin kritik değerlerden büyük olduğu belirlenmiş ve eşbütünlük yoktur şeklindeki sıfır hipotezi reddedilmiştir. Dolayısıyla, tüm modellerde yatırımcıların risk iştahları ile BISTTUM endeks getiri ve volatilitesi arasında uzun dönemli simetrik ve asimetrik eşbütünlük ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir.

ARDL ve NARDL modelleri doğrultusunda tespit edilen eşbütünlük ilişkisinin simetrik ya da asimetrik olup olmadığı ve çalışmada spesifikasyon hatasına yer vermeden doğru model ile tahminleme yapabilmek için Wald testi gerçekleştirilmiştir. Wald testi sonuçları Tablo 6'da yer almaktadır.

**Tablo 6. Wald Testi Sonuçları**

Model	Kısa Dönem Wald	Değer	df	Olas.
1	F-statistic	1.380104	(2, 261)	0.2534
	Chi-square	2.760208	2	0.2516
2	F-statistic	3.764124	(2, 261)	0.0245**
	Chi-square	7.528249	2	0.0232**
3	F-statistic	0.361241	(2, 261)	0.6972
	Chi-square	0.722482	2	0.6968
4	F-statistic	1.535257	(2, 261)	0.2173
	Chi-square	3.070515	2	0.2154

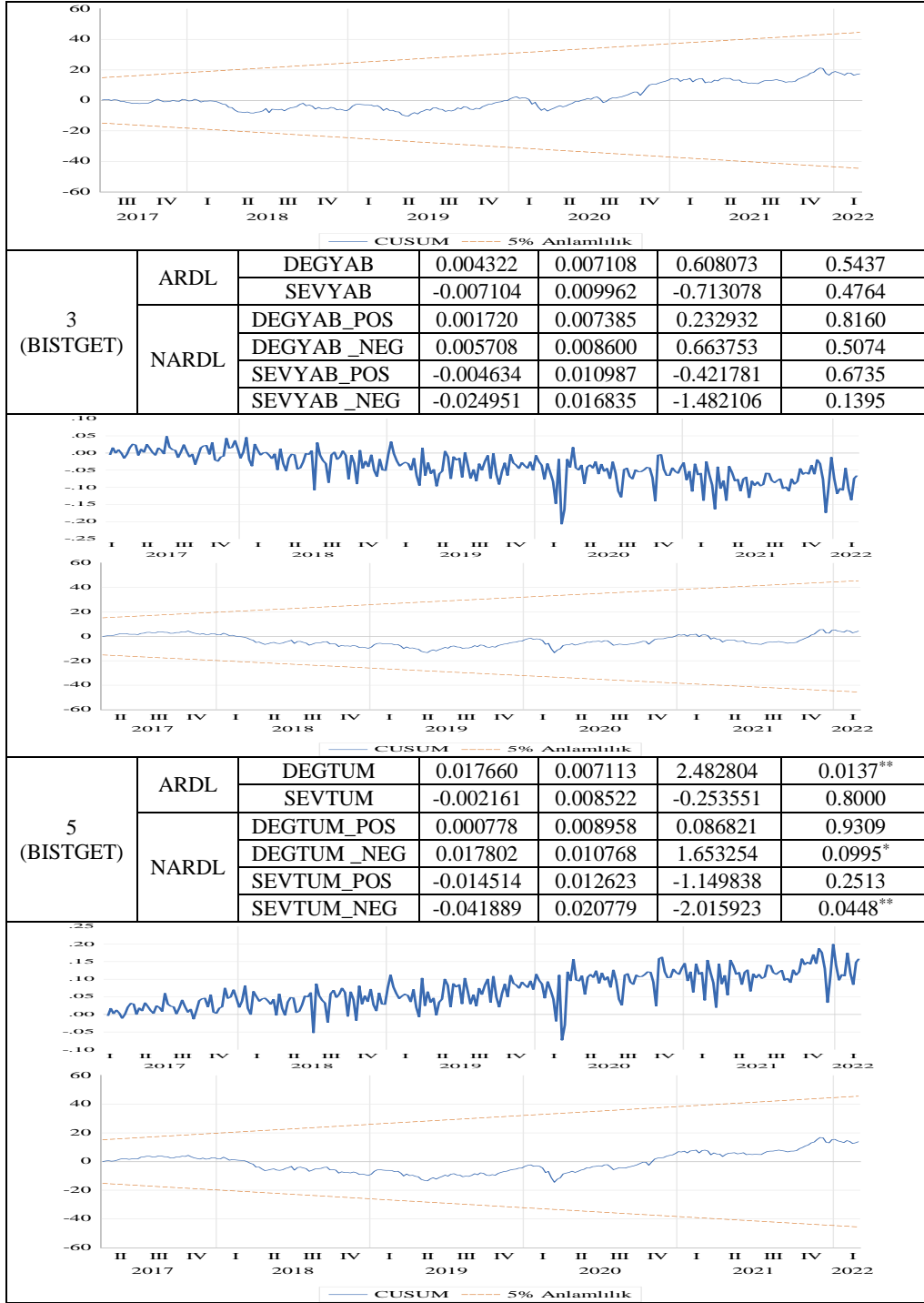
5	F-statistic	0.649088	(2, 261)	0.5234
	Chi-square	1.298177	2	0.5225
6	F-statistic	2.208143	(2, 261)	0.1120
	Chi-square	4.416285	2	0.1099
<b>Model</b>	<b>Uzun Dönem Wald</b>	<b>Değer</b>	<b>df</b>	<b>Olas.</b>
1	F-statistic	3.706890	(2, 260)	0.0259**
	Chi-square	7.413781	2	0.0246**
2	F-statistic	1.387475	(2, 260)	0.2515
	Chi-square	2.774951	2	0.2497
3	F-statistic	3.628885	(2, 260)	0.0279**
	Chi-square	7.257771	2	0.0265**
4	F-statistic	0.082126	(2, 260)	0.9212
	Chi-square	0.164252	2	0.9212
5	F-statistic	2.156732	(2, 260)	0.1178
	Chi-square	4.313465	2	0.1157
6	F-statistic	0.878966	(2, 260)	0.4164
	Chi-square	1.757933	2	0.4152

ARDL ve NARDL modelleri için kısa ve uzun dönem simetriye ilişkin Wald testi sonuçları değerlendirildiğinde, kısa dönem tahmin sonuçlarında Model 1, 3, 4, 5 ve 6 için hesaplanan olasılık değerlerinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığı belirlenmiş ve simetrik ilişkinin varlığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilememiştir. Model 2’de hesaplanan olasılık değerlerinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu belirlenirken, simetrik ilişkiye işaret eden sıfır hipotezi reddedilmiştir. Uzun dönemli Wald testi sonuçlarına göre ise Model 1 ve 3 için asimetric ilişkilerin varlığı tespit edilirken, diğer modellerde ise simetrik ilişkilerin varlığı ortaya çıkarılmıştır. Bu bağlamda yerli, yabancı ve tüm yatırımcıların risk iştahı endeksleri ile borsa getirisi ve volatilitesi arasında kısa ve uzun dönemli simetrik ve asimetric ilişkilerin söz konusu olduğu söylenebilir. Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkilerin belirlenebilmesi için gerçekleştirilen ARDL ve NARDL model tahmin sonuçları, Tablo 7’de gösterilmektedir.

**Tablo 7. BISTGET için Uzun Dönem ARDL ve NARDL Tahmin Sonuçları**

Model	Yöntem	Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-istatistik	Olas.
1 (BISTGET)	ARDL	DEGYER	0.024574	0.007454	3.296582	0.0011***
		SEVYER	-0.005626	0.008799	-0.639407	0.5231
	NARDL	DEGYER_POS	-0.002069	0.012532	-0.165092	0.8690
		DEGYER_NEG	0.015644	0.011856	1.319499	0.1882
		SEVYER_POS	0.020283	0.013365	1.517663	0.1304
		SEVYER_NEG	0.001770	0.019938	0.088762	0.9293





Değişim ve seviye metotlarına göre yerli yatırımcı risk iştahı endeksi ile BISTTUM endeks getirisi arasındaki ilişkilerin incelendiği Model 1’de DEGYER ile BISTGET arasında uzun dönemli pozitif ve simetrik ilişkinin varlığı ortaya çıkarılmıştır. Değişim metodu esas alınarak hesaplanmış yerli yatırımcı risk iştahı endeksindeki %1’lik artışın BISTTUM endeks getirisinde %2,4’lük artışa yol açtığı tespit edilmiştir. Buna göre yerli yatırımcıların daha fazla risk alarak daha yüksek düzeyde getiri elde ettikleri belirlenmiştir. Seviye metoduna göre hesaplanmış yerli yatırımcı risk iştahı endeksi ile borsa getirisi arasında simetrik bir ilişkiye

rastlanılmamıştır. Diğer yandan pozitif ya da negatif risk iştahı şokları ile BISTTUM endeks getirisi arasındaki asimetrik ilişkiye yönelik hesaplanan katsayıların istatistiksel olarak anlamlı olmadığı belirlenmiş ve uzun dönemli risk iştahı endeksindeki şokların endeks getirisi üzerindeki etkisinin belirsiz olduğu tespit edilmiştir. CUSUM grafiği incelendiğinde, istatistik değerinin kritik sınırların içerisinde yer aldığı görülmektedir. Dolayısıyla, Model 1’de elde edilen uzun dönemli bulguların istikrarlı ve güvenilir olduğunu söylemek mümkündür.

Yabancı yatırımcılar risk iştahı endeksi ile BISTTUM getirisi arasındaki ilişkilere yönelik oluşturulan Model 3 sonuçları incelendiğinde, değişim ve seviye metotlarına göre hesaplanmış risk iştahı endeksi ile borsa getirisi arasında simetrik ya da asimetrik herhangi bir ilişki tespit edilememiştir. CUSUM grafiğine göre ulaşılan bu bulguların istikrarlı olduğu söylenebilir.

Model 5’teki tüm yatırımcılar risk iştahı endeksi ile borsa getirisi arasındaki uzun dönemli ilişkiler incelendiğinde, DEGTUM ile BISTGET arasında uzun dönemli pozitif ve simetrik ilişkinin varlığı ortaya çıkarılmıştır. Tüm yatırımcı risk iştahı endeksindeki %1’lik artışın BISTTUM endeks getirisinde %1,7’lik artışa yol açtığı tespit edilmiştir. Seviye metoduna göre hesaplanmış tüm yatırımcı risk iştahı endeksi ile borsa getirisi arasında ise simetrik bir ilişkiye rastlanılmamıştır. Diğer yandan seviye metoduna göre negatif risk iştahı şoku ile BISTTUM endeks getirisi arasındaki uzun dönemli asimetrik katsayının istatistiksel olarak anlamlı olduğu belirlenmiştir. Buna göre seviye metoduna göre tüm yatırımcı risk iştahı endeksindeki %1’lik negatif şokun borsa getirisinde %4,1’lik azalışa yol açtığı tespit edilmiştir. CUSUM grafiği incelendiğinde, istatistik değerinin kritik sınırların içerisinde yer aldığı ve Model 5’te elde edilen uzun dönemli bulguların istikrarlı ve güvenilir olduğunu söylemek mümkündür. Dolayısıyla tüm yatırımcılar risk iştahı endeksinde meydana gelebilecek negatif şokların borsa getirisi üzerinde etkili olduğunu söylemek mümkündür. Buna ek olarak seviye metodunda varlığı tespit edilen negatif şokun etkisinin değişim metodunda tespit edilen negatif şokun etkisinden daha büyük olduğu da söylenebilir.

Yerli, yabancı ve tüm yatırımcılar risk iştahı endeksleri ile BISTTUM endeks getirisi arasında varlığı tespit edilen uzun dönemli ilişkilerde 2020 Mart ayında Türkiye’de patlak veren Covid-19 pandemisinin yapısal kırılmaya ve volatiliteye sebep olduğu söylenebilirken bu etkinin endeks getirisinde düşüşe yol açtığı da söylenebilir.

**Tablo 8. BISTVOL için Uzun Dönem ARDL ve NARDL Tahmin Sonuçları**

Model	Yöntem	Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-istatistik	Olas.
2 (BISTVOL)	ARDL	DEGYER	-0.001037	0.000595	-1.741460	0.0828*
		SEVYER	0.001150	0.000521	2.208886	0.0281**
	NARDL	DEGYER_POS	0.000401	0.000609	0.657540	0.5115
		DEGYER_NEG	0.000476	0.000599	0.794778	0.4275
		SEVYER_POS	-0.001743	0.000739	-2.357471	0.0192**
		SEVYER_NEG	-0.002126	0.001027	-2.070367	0.0395**
4 (BISTVOL)	ARDL	DEGYAB	-0.000273	0.000263	-1.038465	0.3000
		SEVYAB	0.000593	0.000340	1.746336	0.0819*
	NARDL	DEGYAB_POS	0.000498	0.000483	1.031335	0.3034
		DEGYAB_NEG	0.000371	0.000543	0.683511	0.4949
		SEVYAB_POS	0.000464	0.000464	0.999959	0.3183
		SEVYAB_NEG	0.000766	0.000713	1.073716	0.2840
6 (BISTVOL)	ARDL	DEGTUM	-0.000448	0.000302	-1.481079	0.1398
		SEVTUM	0.000772	0.000375	2.056710	0.0407**
	NARDL	DEGTUM_POS	0.001005	0.000558	1.799547	0.0732*
		DEGTUM_NEG	0.000795	0.000584	1.360486	0.1749
		SEVTUM_POS	-0.001464	0.000771	-1.897700	0.0589*
		SEVTUM_NEG	-0.001476	0.001018	-1.449797	0.1484

Model 2, 4 ve 6'da deęişim ve seviye metotlarına göre yatırımcı risk iřtahi endeksleri ile BISTTUM endeks volatilitesi arasındaki uzun dönemli ilişkiler incelenmiştir. Yerli yatırımcılar risk iřtahi endeksi esas alınarak oluşturulan Model 2'de SEVYER ile BISTTUM endeks volatilitesi arasında uzun dönemli simetrik ve asimetric ilişkilerin varlığı ortaya çıkarılmıştır. Yerli yatırımcı risk iřtahi endeksindeki %1'lik artışın endeks volatilitesinde %0,1'lik artışa yol açtığı tespit edilirken, pozitif ve negatif risk iřtahi şoklarının ise endeks volatilitelerini uzun dönemde negatif etkilediği tespit edilmiştir. Buna göre yerli yatırımcı risk iřtahi endeksindeki %1'lik pozitif şokun endeks volatilitesinde %0,1'lik azalışa neden olduğu belirlenirken, endeksteki %1'lik negatif şokun ise endeks volatilitesinde %0,2'lik azalışa sebep olduğu belirlenmiştir. Bu bağlamda yerli yatırımcılar risk iřtahi endeksinin BISTTUM endeks volatilitelerini artırdığı ancak endekste meydana gelebilecek pozitif veya negatif şokların endeks volatilitelerini azalttığını söylemek mümkündür. Ayrıca risk iřtahi endeksinde meydana gelebilecek negatif şokların pozitif şoklara göre volatiliteleri daha yüksek oranda etkilediğini yani kaldıraç etkisinin geçerli olduğunu, simetrik ve asimetric ilişkilerde ise risklerin ayrıştığını söylemek mümkündür. CUSUM grafięi incelendiğinde, modelde elde edilen uzun dönemli bulguların istikrarlı ve güvenilir olduğunu söylemek mümkündür.

Yabancı yatırımcı risk iřtahi endeksi ile BISTTUM endeks volatilitesi arasındaki uzun dönemli ilişkileri inceleyebilmek amacıyla oluşturulmuş Model 4'te ulaşılan bulgulara göre yabancı yatırımcılar risk iřtahi endeksi ile BISTTUM endeks volatilitesi arasında simetrik ve asimetric herhangi bir etkileşim dięer bir deyişle geçişkenlik söz konusu değildir. CUSUM grafięine göre ise modelde ulaşılan uzun dönemli bulguların istikrarlı ve güvenilir olduğu söylenebilir.

Tüm yatırımcılar risk iřtahi endeksi ile BISTTUM endeks volatilitesi arasındaki uzun dönemli ilişkileri deęerlendirebilmek için oluşturulan Model 6'da SEVTUM ile endeks volatilitesi arasında uzun dönemli pozitif ve simetrik ilişkinin olduğu tespit edilmiştir. Buna göre risk iřtahi endeksindeki %1'lik artışın endeks volatilitesinde %0,07'lik artışa yol açtığı belirlenirken, tüm yatırımcı risk iřtahi endeksindeki pozitif bir şokun endeks volatilitesi üzerinde asimetric bir etki yarattığı ve %0,1 oranında düşürdüğü belirlenmiştir. Risk iřtahi endeksi ile endeks volatilitesi arasında ortaya çıkarılan pozitif simetrik ilişkinin, risk iřtahi endeksinde meydana gelebilecek pozitif bir şok karşısında negatif bir etkiye dönüştüğünü ve risk iřtahi endeksinin endeks volatilitesi üzerinde yarattığı etkide risklerin ayrıştığını söylemek mümkündür. Model 6 için oluşturulan CUSUM grafięi incelendiğinde, ulaşılan uzun dönemli bulguların istikrarlı ve güvenilir olduğu ortaya çıkarılmıştır.

Yerli, yabancı ve tüm yatırımcılar risk iştahı endeksleri ile BISTTUM endeks volatilitesi arasındaki uzun dönemli ilişkilerde diğer modellerde olduğu gibi 2020 Mart ayında Türkiye’de patlak veren Covid-19 pandemisinin yapısal kırılmaya ve volatiliteye sebep olduğu söylenebilirken bu etkinin endeks volatilitesinde artışa yol açtığı da söylenebilir.

Risk iştahı endeksleri ile BISTTUM endeks getirisi ve volatilitesi arasındaki uzun dönemli ilişkilerin değerlendirilmesi sonrasında değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişkiler incelenmiştir. Kısa dönemli tahmin sonuçları, Tablo 9’da gösterilmektedir.

**Tablo 9. Kısa Dönem ARDL ve NARDL Tahmin Sonuçları**

Model	Yöntem	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
1 (BISTGET)	ARDL Düz R2: 0.487639	C	-0.099483	0.010802	-9.209798	0.0000
		@TREND	3.75E-05	2.56E-05	1.465968	0.1439
		DEGYER	0.087075	0.022557	3.860183	0.0001
		CointEq(-1)	-1.359939	0.138362	-9.828843	0.0000
	NARDL Düz R2: 0.529250	C	0.013540	0.005097	2.656587	0.0084
		@TREND	0.000965	0.000102	9.441342	0.0000
		DEGYER_NEG	0.152042	0.043479	3.496948	0.0006
		SEVYER_POS	0.133921	0.068735	1.948359	0.0525
		SEVYER_NEG	-0.213079	0.096717	-2.203123	0.0285
		CointEq(-1)	-1.320235	0.137582	-9.595988	0.0000
2 (BISTVOL)	ARDL Düz R2: 0.500434	C	0.000227	0.000109	2.080245	0.0385
		@TREND	3.58E-06	9.49E-07	3.768045	0.0002
		DEGYER	0.001644	0.000755	2.176183	0.0305
		SEVYER	-0.001416	0.001644	-0.861554	0.3898
		CointEq(-1)*	-0.612972	0.114584	-5.349554	0.0000
	NARDL Düz R2: 0.573112	C	0.000468	0.000135	3.467522	0.0006
		@TREND	-6.37E-08	6.35E-07	-0.100301	0.9202
		DEGYER_POS	0.004354	0.000946	4.602076	0.0000
		DEGYER_NEG	-0.001621	0.001073	-1.511291	0.1320
		SEVYER_POS	-0.008869	0.002208	-4.017349	0.0001
		SEVYER_NEG	0.007034	0.002432	2.892769	0.0042
		CointEq(-1)*	-0.741279	0.074548	-9.943637	0.0000
3 (BISTGET)	ARDL Düz R2: 0.465672	C	0.011089	0.003979	2.786803	0.0057
		@TREND	2.10E-05	2.56E-05	0.822668	0.4115
		CointEq(-1)*	-0.932102	0.061805	-15.08144	0.0000
	NARDL Düz R2: 0.474739	C	0.010507	0.003937	2.668986	0.0081
		@TREND	-0.000369	3.50E-05	-10.52100	0.0000
		CointEq(-1)*	-0.951501	0.061953	-15.35846	0.0000
4 (BISTVOL)	ARDL Düz R2: 0.446692	C	-0.000343	0.000109	-3.160054	0.0018
		@TREND	5.02E-06	8.34E-07	6.022620	0.0000
		DEGYAB	0.000499	0.000246	2.032445	0.0431
		CointEq(-1)*	-0.744923	0.072386	-10.29092	0.0000
	NARDL Düz R2: 0.467201	C	0.000613	0.000138	4.445995	0.0000
		@TREND	4.14E-06	8.91E-07	4.652983	0.0000
		DEGYAB_POS	0.002027	0.000625	3.245531	0.0013
		SEVYAB_POS	-0.003152	0.001473	-2.139372	0.0334
		CointEq(-1)*	-0.617831	0.086244	-7.163798	0.0000
5 (BISTGET)	ARDL Düz R2: 0.476163	C	-0.074050	0.009337	-7.930842	0.0000
		@TREND	3.36E-05	2.58E-05	1.299425	0.1950
		DEGTUM	0.059551	0.020580	2.893648	0.0041
		CointEq(-1)*	-1.295694	0.149215	-8.683408	0.0000
	NARDL Düz R2: 0.474978	C	0.005292	0.003889	1.360566	0.1748
		@TREND	0.000462	3.92E-05	11.79700	0.0000
		CointEq(-1)*	-0.952218	0.061970	-15.36581	0.0000
6	ARDL	C	-0.000345	0.000108	-3.197748	0.0016

(BISTVOL)	Düz R2: 0.452837	@TREND	4.77E-06	8.13E-07	5.869883	0.0000
		DEGTUM	0.000598	0.000293	2.041051	0.0423
		CointEq(-1)*	-0.749680	0.071873	-10.43065	0.0000
	NARDL Düz R2: 0.514984	C	0.000665	0.000132	5.043360	0.0000
		@TREND	-8.01E-06	1.14E-06	-7.046856	0.0000
		DEGTUM_POS	0.003206	0.000769	4.167581	0.0000
		DEGTUM_NEG	-0.000935	0.001071	-0.873062	0.3835
		SEVTUM_POS	-0.005853	0.001878	-3.116636	0.0020
		SEVTUM_NEG	0.004783	0.002325	2.056857	0.0408
		CointEq(-1)*	-0.720052	0.083627	-8.610331	0.0000

Model 1’de değişim yöntemine göre yerli yatırımcılar risk iştahı endeksi ile BISTTUM endeks getirisi arasında kısa dönemli simetrik bir ilişki tespit edilirken, risk iştahı endeksine meydana gelebilecek negatif şokların kısa dönemde endeks getirisinde pozitif ve negatif asimetric etkilere yol açtığı da tespit edilmiştir. Buna göre DEGYER’deki %1’lik artış endeks getirisinde %8,7’lik bir artışa yol açarken, aynı yöntemle göre endeksteki negatif şokun endeks getirisinde asimetric bir etki yarattığı ve %15’lik bir artışa yol açtığı belirlenmiştir. Diğer yandan seviye yöntemine göre risk iştahı endeksindeki negatif bir şokun endeks getirisinde %21’lik azalışa neden olacağı da tespit edilmiştir. Yerli yatırımcılar risk iştahı endeksinin BISTTUM endeks getirisi üzerinde simetrik ve asimetric etki yarattığı ve bu etkilerin yönlerinin farklı olduğu yani risklerin ayrıştığı ve endeks getirisinde negatif şokların daha etkili olduğu da bulgulanmıştır.

Kısa dönem uyarlanma sürecini anlayabilmek için Hata düzeltme katsayısının CointEq(-1) işaretine ve büyüklüğüne bakılmaktadır. CointEq(-1) katsayısı 0 ile -1 arasında ise, uyarlanma süreci uzun dönem denge değerine tek düze bir şekilde olmaktadır. CointEq(-1) katsayısı pozitif veya -2’den küçükse dengeden uzaklaştığını, -1 ile -2 arasındaysa uzun dönem denge değerinin etrafında azalan dalgalanmalar sergilediğini ifade etmektedir (Alam ve Quazi; 2003: 97). ARDL ve NARDL modellerinde hata düzeltme katsayıları -1 ile -2 arasında hesaplanmıştır. Bu bağlamda yerli yatırımcılar risk iştahı endeksi ile BISTTUM endeks getirisi arasındaki kısa dönemli dengesizliklerin uzun dönemde azalan dalgalanmalar göstererek dengeye geleceği belirlenirken, aynı zamanda elde edilen uzun dönemli ilişkilerin tutarlı ve güvenilir olduğuna işaret etmektedir.

Model 2’de değişim yöntemine göre yerli yatırımcı risk iştahı endeksi ile BISTTUM endeks volatilitesi arasında simetrik ve asimetric pozitif bir ilişki tespit edilmiştir. Buna göre risk iştahı endeksinde %1’lik artış volatilitede %0,1’lik simetrik bir artışa yol açarken, risk iştahı endeksindeki pozitif şokun ise endeks volatilitesinde %0,4 düzeyinde asimetric bir artışa yol açmaktadır. Seviye yönteminde ise risk iştahı endeksinde meydana gelebilecek negatif şokun volatilitede asimetric bir artışa yol açtığı diğer taraftan pozitif bir şokun da volatilitede

azalışa yol açtığı tespit edilmiştir. Aynı zamanda risk iştahındaki pozitif şokların etkisinin negatif şoklara göre daha etkili olduğu ve risk iştahı endeksinin volatilité üzerindeki asimetrik ilişkilerde ise risklerin ayrıştığını söylemek mümkündür. ARDL ve NARDL modellerinde hesaplanan hata düzeltme katsayılarının 0 ile -1 arasında gerçekleştiği belirlenmiştir. Bu bağlamda yerli yatırımcılar risk iştahı endeksi ile BISTTUM endeks volatilitesi arasındaki kısa dönemli dengesizliklerin uzun dönemde dengeye geleceği ortaya çıkarılırken, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkilerin de geçerliliği böylelikle teyit edilmiş olmaktadır.

Model 3'te seviye ve değişim yöntemlerine göre yabancı yatırımcılar risk iştahı endeksi ile BISTTUM endeks getirisi arasında kısa dönemli simetrik ve asimetrik herhangi bir ilişkinin olmadığı tespit edilmiştir. CointEq(-1) katsayıları ise 0 ile -1 arasında hesaplanmıştır. Bu doğrultuda değişkenler arasındaki kısa dönemli dengesizliklerin uzun vadede dengeye geldiği ortaya çıkarılırken, uzun dönemli bulguların da geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Yabancı yatırımcılar risk iştahı endeksi ile endeks volatilitesi arasındaki kısa dönemli ilişkileri incelemek amacıyla oluşturulan Model 4'te değişim yöntemine göre risk iştahı endeksi ile volatilité arasında kısa dönemli pozitif ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Diğer yandan değişim ve seviye yöntemlerine göre risk iştahı endeksindeki pozitif şoklar ile endeks volatilitesi arasında asimetrik bir ilişki tespit edilmiştir. Hata düzeltme katsayıları ise 0 ile -1 arasında hesaplanmış ve modellerde ulaşılan bulguların güvenilirliği teyit edilmiştir.

Model 5'te tüm yatırımcılar risk iştahı endeksi ile endeks getirisi arasında simetrik ve pozitif bir ilişki belirlenirken, risk iştahı ile endeks getirisi arasında asimetrik bir ilişkiye rastlanılmamıştır. Risk iştahı endeksindeki %1'lik artışın getirisinde yaklaşık %6'lık bir artışa yol açtığı da belirlenmiştir. Hata düzeltme katsayıları ise genel olarak 1'e yakın ve 1'den yüksek olduğu dikkate alındığında tüm yatırımcılar risk iştahı endeksi ile BISTTUM endeks getirisi arasındaki kısa dönemli dengesizliklerin uzun dönemde azalan dalgalanmalar göstererek dengeye geleceği tespit edilmiştir.

Değişim yöntemine göre Model 6'da tüm yatırımcılar risk iştahı endeksi ile endeks volatilitesi arasında simetrik ve asimetrik pozitif ilişkilerin varlığı ortaya çıkarılmıştır. Seviye yöntemine göre de risk iştahı endeksindeki pozitif ve negatif şokların volatilitéyi farklı yönlerde etkilediği tespit edilirken, pozitif şokların negatif şoklardan daha etkili olduğu da tespit edilmiştir. 0 ile -1 aralığında hesaplanan hata düzeltme katsayıları da risk iştahı endeksinde kısa dönemde meydana gelebilecek dengesizliklerin uzun dönemde ortadan kalktığını ve uzun dönemli elde edilen ilişkilerin de tutarlı olduğunu göstermektedir.

Risk iştahı endeksi ile BISTTUM endeks getirisi ve volatilitesi arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkilerin incelenebilmesi amacıyla oluşturulan ARDL ve NARDL modellerinde elde

edilen bulguların doğruluğu değişen varyans ve otokorelasyon spesifikasyon testleri ile sınanmıştır. Spesifikasyon test sonuçları, Tablo 10’da yer almaktadır.

**Tablo 10. Değişen Varyans ve Otokorelasyon Test Sonuçları**

ARCH-Değişen Varyans					
Model	Gecikme	F-statistic	Prob. F	Obs*R-squared	Prob. Ki-Kare
1	12	1.257310	0.2452	14.96227	0.2435
2	12	0.050455	1.0000	0.637313	1.0000
3	12	1.571413	0.0776	24.34334	0.0823
4	12	0.045342	1.0000	0.572755	1.0000
5	12	1.595773	0.0709	24.68315	0.0756
6	12	0.031689	1.0000	0.400654	1.0000
Correlogram Q-Otokorelasyon					
Model	Gecikme	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	12	0.057	0.051	5.4747	0.940
2	12	0.098	0.088	11.575	0.480
3	12	0.061	0.048	10.454	0.576
4	12	0.049	0.048	3.2786	0.993
5	12	0.061	0.049	10.706	0.554
6	12	0.060	0.054	5.2754	0.948

Değişen varyans ve otokorelasyon test sonuçları incelendiğinde tüm modellerde hesaplanan olasılık değerlerinin kritik değerlerden büyük olduğu tespit edilmiş ve modellerde hata terimlerinde değişen varyans ve otokorelasyon olmadığına ilişkin sıfır hipotezleri reddedilememiştir. Dolayısıyla tüm modellerde otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının olmadığı belirlenirken, modellerde ulaşılan kısa ve uzun dönemli bulguların geçerliliği teyit edilmiş olmaktadır.

**Tablo 11. Ramsey-Resey Test Sonuçları**

Model	F-statistic	Prob. F	Likelihood Rasyo	Prob. LH. R
1	1.792	0.149	5.509	0.138
2	2.171	0.092	6.711	0.082
3	1.515	0.211	4.612	0.202
4	0.882	0.378	0.825	0.363
5	0.457	0.647	0.212	0.644
6	1.930	0.055	3.772	0.052

Tablo 11’de verilen Ramsey-Reset test sonuçlarına göre tüm ARDL modelleri için hesaplanan olasılık değerlerinin kritik değerden büyük olduğu ( $p>0,05$ ) belirlenerek modellerin doğru spesifikasyonlarda kurulduğu ve modellerde tanımlama hatasının olmadığı tespit edilmiştir.

Risk iştahı endeksi ile endeks getiri ve volatilitesi arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkilerin incelenmesine ek olarak bu ilişkiler arasındaki asimetric nedensellik ilişkileri de Hatemi-J (2012) asimetric nedensellik analizi ile araştırılmıştır. Nedensellik analiz sonuçları Tablo 12’de gösterilmektedir.



**Tablo 12. Asimetrik Nedensellik Analiz Sonuçları**

Model	İlişkinin Yönü	Temel Hipotez	Test İstatistiği	Kritik Değerler				
				Lag	dmax	1%***	5%**	10%*
1	DEGYER → BISTGET	+ → +	0.166	3	1	11.232	7.628	5.903
	DEGYER → BISTGET	+ → -	169.764***	2	1	9.172	6.181	4.670
	DEGYER → BISTGET	- → -	1.708	3	1	12.491	7.592	6.091
	DEGYER → BISTGET	- → +	2.733	2	1	9.444	6.196	4.976
	SEVYER → BISTGET	+ → +	1.533	3	1	11.184	7.327	5.969
	SEVYER → BISTGET	+ → -	247.878***	2	1	10.144	6.355	4.783
	SEVYER → BISTGET	- → -	1.789	3	1	11.656	7.766	6.174
	SEVYER → BISTGET	- → +	3.772	2	1	10.129	6.311	4.815
2	DEGYER → BISTVOL	+ → +	0.251	1	1	7.940	4.020	2.869
	DEGYER → BISTVOL	+ → -	133.812***	2	1	8.550	6.084	4.627
	DEGYER → BISTVOL	- → -	1.580	1	1	8.582	3.853	2.790
	DEGYER → BISTVOL	- → +	1.085	2	1	9.849	5.879	4.304
	SEVYER → BISTVOL	+ → +	0.147	1	1	7.028	3.533	2.603
	SEVYER → BISTVOL	+ → -	182.295***	2	1	8.505	6.109	4.586
	SEVYER → BISTVOL	- → -	1.489	1	1	8.024	3.561	2.580
	SEVYER → BISTVOL	- → +	0.149	2	1	10.489	6.473	4.791
3	DEGYAB → BISTGET	+ → +	0.677	3	1	11.858	8.060	6.382
	DEGYAB → BISTGET	+ → -	122.179***	2	1	9.671	6.058	4.922
	DEGYAB → BISTGET	- → -	2.939	3	1	11.423	7.820	6.324
	DEGYAB → BISTGET	- → +	3.083	2	1	10.782	6.549	4.725
	SEVYAB → BISTGET	+ → +	3.225	3	1	10.362	7.221	5.999
	SEVYAB → BISTGET	+ → -	175.646***	2	1	12.306	6.845	4.918
	SEVYAB → BISTGET	- → -	3.049	3	1	11.466	7.715	6.280
	SEVYAB → BISTGET	- → +	4.773*	2	1	9.732	6.025	4.757
4	DEGYAB → BISTVOL	+ → +	0.125	1	1	8.584	4.632	2.789
	DEGYAB → BISTVOL	+ → -	183.362***	2	1	10.217	5.950	4.598
	DEGYAB → BISTVOL	- → -	3.477	1	1	8.541	3.886	2.621
	DEGYAB → BISTVOL	- → +	0.678	2	1	12.155	6.854	4.952
	SEVYAB → BISTVOL	+ → +	1.695	2	1	13.002	6.885	4.687
	SEVYAB → BISTVOL	+ → -	467.323***	2	1	14.566	6.839	4.769
	SEVYAB → BISTVOL	- → -	9.554***	1	1	6.977	3.044	2.253
	SEVYAB → BISTVOL	- → +	0.479	2	1	12.990	7.114	4.913
5	DEGTUM → BISTGET	+ → +	0.262	3	1	11.655	7.939	6.205
	DEGTUM → BISTGET	+ → -	147.319***	2	1	9.476	6.032	4.852
	DEGTUM → BISTGET	- → -	2.735	3	1	11.262	7.720	6.203
	DEGTUM → BISTGET	- → +	3.147	2	1	10.443	6.327	4.779
	SEVTUM → BISTGET	+ → +	2.868	3	1	10.485	7.565	6.152
	SEVTUM → BISTGET	+ → -	213.880***	2	1	10.917	6.742	4.887
	SEVTUM → BISTGET	- → -	2.545	3	1	11.463	7.500	6.105
	SEVTUM → BISTGET	- → +	5.304*	2	1	9.961	6.197	4.878
6	DEGTUM → BISTVOL	+ → +	0.131	1	1	7.953	4.075	2.854
	DEGTUM → BISTVOL	+ → -	181.616***	2	1	10.153	5.921	4.618
	DEGTUM → BISTVOL	- → -	2.962*	1	1	8.257	3.827	2.607
	DEGTUM → BISTVOL	- → +	0.738	2	1	11.389	6.857	4.859

	SEVTUM → BISTVOL	+ → +	0.730	2	1	11.868	6.811	4.674
	SEVTUM → BISTVOL	+ → -	356.829***	2	1	14.079	6.389	4.789
	SEVTUM → BISTVOL	- → -	6.627**	1	1	7.156	3.275	2.286
	SEVTUM → BISTVOL	- → +	0.176	2	1	12.113	6.804	4.727

Asimetrik nedensellik analiz sonuçları incelendiğinde, Model 1, 2, 3 ve 4’te yerli ve yabancı yatırımcılar risk iştahı endekslerindeki pozitif şoklardan BISTTUM endeks getirisi ve volatilitesindeki negatif şoklara doğru asimetrik nedensellik ilişkileri tespit edilmiştir. Model 3’te ayrıca risk iştahı endeksindeki negatif şoklardan endeks getirisindeki pozitif şoklara doğru asimetrik nedensellik ilişkisinin varlığı belirlenirken, Model 4’te ise risk iştahı endeksindeki negatif şoklardan endeks volatilitesindeki negatif şoklara doğru da asimetrik nedensellik ilişkisinin varlığı belirlenmiştir. Model 5 ve 6’da tüm yatırımcılar risk iştahı endeksindeki pozitif şoklardan BISTTUM endeks getirisi ve volatilitesindeki negatif şoklara doğru asimetrik nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Model 5’te tüm yatırımcılar risk iştahı endeksindeki negatif şoklardan BISTTUM endeks getirisindeki pozitif şoklara doğru ve Model 6’da tüm yatırımcılar risk iştahı endeksindeki negatif şoklardan BISTTUM endeks getirisi ve volatilitesindeki negatif şoklara doğru asimetrik nedensellik ilişkileri de tespit edilmiştir.

Değişim ve seviye yöntemlerine göre oluşturulmuş yerli, yabancı ve tüm yatırımcılar risk iştahı endeksleri ile BISTTUM endeks getirisi ve volatilitesi arasında simetrik ve asimetrik ilişkilerin varlığı FIEGARCH, ARDL, NARDL ve Hatemi-J modelleri ile araştırılmıştır. Bu modellerde elde edilen tüm bulgular özet halinde Tablo 13’te yer almaktadır.

**Tablo 13. ARDL, NARDL ve Hatemi-J Analiz Sonuçları (Özet)**

Bağımlı Değişken	Dönem	Açıklayıcı Değişken	Katsayı	Olasılık
BISTTUM Getiri	Kısa	DEGYER	0.087075	0.0001***
		DEGTUM	0.059551	0.0041***
		DEGYER_NEG	0.152042	0.0006***
		SEVYER_NEG	-0.213079	0.0285**
		SEVYER_POS	0.133921	0.0525*
	Uzun	DEGYER	0.024574	0.0011***
		DEGTUM	0.017660	0.0137**
		DEGTUM_NEG	0.017802	0.0995*
		SEVTUM_NEG	-0.041889	0.0448**
BISTTUM Volatilite	Kısa	DEGYER	0.001644	0.0305**
		DEGYAB	0.000499	0.0431**
		DEGTUM	0.000598	0.0423**
		SEVYER_NEG	0.007034	0.0042***
		SEVTUM_NEG	0.004783	0.0408**
		DEGYER_POS	0.004354	0.0000***
		SEVYER_POS	-0.008869	0.0001***
		DEGYAB_POS	0.002027	0.0013***
		SEVYAB_POS	-0.003152	0.0334**
		DEGTUM_POS	0.003206	0.0000***
		SEVTUM_POS	-0.005853	0.0020***
		Uzun	DEGYER	-0.001037

		SEVYER	0.001150	0.0281**
		SEVYAB	0.000593	0.0819*
		SEVTUM	0.000772	0.0407**
		SEVYER_NEG	-0.002126	0.0395**
		SEVYER_POS	-0.001743	0.0192**
		DEGTUM_POS	0.001005	0.0732*
		SEVTUM_POS	-0.001464	0.0589*
<b>Yöntem</b>	<b>İlişkinin Yönü</b>	<b>Temel Hipotez</b>	<b>Test İstatistiği</b>	<b>Kritik Değer</b>
Asimetrik Nedensellik	DEGYER → BISTGET	+ → -	169.764***	9.172
	SEVYER → BISTGET	+ → -	247.878***	10.144
	DEGYER → BISTVOL	+ → -	133.812***	8.550
	SEVYER → BISTVOL	+ → -	182.295***	8.505
	DEGYAB → BISTGET	+ → -	122.179***	9.671
	SEVYAB → BISTGET	+ → -	175.646***	12.306
	SEVYAB → BISTGET	- → +	4.773*	4.757
	SEVYAB → BISTVOL	- → -	9.554***	6.977
	DEGTUM → BISTGET	+ → -	147.319***	9.476
	SEVTUM → BISTGET	+ → -	213.880***	10.917
	SEVTUM → BISTGET	- → +	5.304*	4.878
	DEGTUM → BISTVOL	+ → -	181.616***	10.153
	DEGTUM → BISTVOL	- → -	2.962*	2.607
	SEVTUM → BISTVOL	+ → -	356.829***	14.079
SEVTUM → BISTVOL	- → -	6.627**	3.275	
***, ** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.				

## Sonuç

Bu çalışmada yatırımcı duyarlılığını temsil eden risk iştahı endeksinin pay endeksi üzerindeki etkisi araştırılmıştır. Risk iştahının göstergesi olarak MKK ve Özyeğin Üniversitesi tarafından yayımlanan RİSE kullanılmıştır. RİSE değişim ve seviye yöntemlerine göre farklı yatırımcı grupları için hesaplanmaktadır. Bu çalışmada her iki yöntemle hesaplanan yerli, yabancı ve tüm yatırımcılar risk iştahı endekslerinin (RİSE) Borsa İstanbul Tüm Endeksinin (BİSTTUM) getirisi ve volatilitesi üzerindeki etkisi araştırılmıştır. 06.01.2017 – 04.03.2022 dönemi haftalık verilerinin kullanıldığı çalışmada değişkenler arasındaki simetrik – asimetrik ilişki FIEGARCH, ARDL ve NARDL modelleri ile nedensellik ilişkisi ise Hatemi-J Modeli ile analiz edilmiştir.

Yapılan analizler sonucunda, yerli ve tüm yatırımcıların risk iştahı endeksleri ile BİSTTUM endeks getirisi arasında kısa ve uzun dönemli simetrik pozitif ilişki tespit edilmiştir. Risk iştahı endekslerinde ortalama %1’lik artışın endeks getirisinde %7,33’lük simetrik artışa yol açtığı belirlenirken, bu etkinin uzun dönemde ortalama %2,1 olduğu belirlenmiştir. Elde edilen bu bulgu Sarı ve Başakın (2021) çalışmasında belirtilen, yabancı yatırımcılar için risk iştahı endeksinin BİST banka pay endeksi getirisini açıklamada iyi bir gösterge olduğu, bulgusuyla farklılaşmaktadır. Bu farklılık, banka endeksindeki payların yabancı yatırımcılar için daha cazip olduğu şeklinde yorumlanabilir. Diğer taraftan risk iştahı endeksindeki negatif

şokların kısa ve uzun dönemde endeks getirisi üzerinde asimetric bir etki yarattığı ve pozitif şoklara göre daha etkili olduğu da söylenebilir.

Yerli, yabancı ve tüm yatırımcılar risk iştahı endeksleri ile BISTTUM **endeks volatilitesi** arasında kısa ve uzun dönemli pozitif simetric ilişkiler tespit edilmiştir. Bu doğrultuda yatırımcıların daha fazla risk almaları sonucunda ortaya çıkan risk iştahı endeksindeki artışların endeks volatilitelerini artırdığını ve bu pozitif etkinin uzun dönemde daha güçlü olduğunu da söylemek mümkündür. Diğer yandan, risk iştahı endekslerindeki kısa dönemli pozitif şokların endeks volatilitesindeki etkisinin negatif şoklara göre daha fazla olduğu belirlenirken, pozitif şokların endeks volatilitelerini genel olarak azalttığı da söylenebilir. Uzun vadede ise yerli ve tüm yatırımcı risk iştahı endekslerindeki şokların endeks volatilitesi üzerinde daha yüksek düzeyde asimetric etkiye neden olduğu tespit edilirken, risk iştahı endeksindeki pozitif şokların volatiliteleri negatif şoklara göre daha fazla etkilediği ve bu etkinin genel olarak endeks volatilitelerini düşürdüğü de tespit edilmiştir.

Risk iştahı endeksi ile BISTTUM endeks getirisi ve volatilitesi **arasındaki nedensellik analizleri** sonucunda yerli, yabancı ve tüm yatırımcılar risk iştahı endekslerindeki pozitif şoklardan BISTTUM endeks getirisindeki negatif şoklara doğru nedensellik ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir. Diğer taraftan yerli ve tüm yatırımcılar risk iştahı endekslerindeki pozitif şoklardan endeks volatilitesindeki negatif şoklara doğru nedensellik ilişkilerinin varlığı ortaya çıkarılırken, risk iştahı endeksindeki negatif şoklardan da volatilitedeki negatif şoklara doğru da nedensellik ilişkisinin varlığı ortaya çıkarılmıştır.

Genel itibarıyla değerlendirildiğinde, yerli ve tüm yatırımcıların risk tutumundaki değişikliklerin pay piyasasındaki fiyatlandırma sürecinde önemli bileşenler olduğu söylenebilir. Bu bulgu, yatırımcıların ve portföy yöneticilerinin pay piyasasındaki getiri ve volatiliteler hareketliliğini açıklamada ve portföy stratejilerini belirlemede değerlendirilebilir.

## KAYNAKÇA

- Akçalı, B. Y., Mollaahmetoğlu, E., ve Altay, E. (2019). Borsa İstanbul ve Küresel Piyasa Göstergeleri Arasındaki Volatilite Etkileşiminin DCC-GARCH Yöntemi ile Analizi. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 14(3), 597-614.
- Akdağ, S. (2019). VIX Korku Endeksinin Finansal Göstergeler Üzerindeki Etkisi: Türkiye Örneği. *Hitit Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 12(1), 235-256. <http://dx.doi.org/10.17218/hititsosbil.522619>
- Akdağ, S., İskenderoğlu, Ö. (2019, Nisan). Risk İştahı Endeksinin Markov Rejim Modeli ile İncelenmesi: Türkiye Örneği. *Ege Akademik Bakış*, 19(2), 265-275. <http://dx.doi.org/10.21121/eab.556341>
- Akgüneş, A. O. (2021). VIX ENDEKSİNDE MEYDANA GELEN DEĞİŞMELERİN BIST ENDEKSLERİ ÜZERİNE ETKİSİ: ARDL SINIR TESTİ YAKLAŞIMI. *Journal of Management and Economics Research*, 19 (1), 237-252. <http://dx.doi.org/10.11611/yead.877076>
- Alam, M. I., Quazi, R. M. (2003) Determinants of capital flight: An econometric case study of Bangladesh. *International Review of Applied Economics*, 17, pp. 85-103. <https://doi.org/10.1080/713673164>
- Baba, N., Sakurai, Y. (2011). Predicting regime switches in the VIX index with macroeconomic variables. *Applied Economics Letters*, 18(15), 1415-1419. <https://doi.org/10.1080/13504851.2010.539532>
- Baker, M., Wurgler, J. 2007. Investor Sentiment in the Stock Market. *Journal of Economic Perspectives*, 21 (2): 129-152. <https://doi.org/10.1257/jep.21.2.129>
- Baker, M., Wurgler, J. (2006), Investor Sentiment and the Cross-section of Stock Returns, *Journal of Finance*, 61(4), 1645-1680 <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.00885.x>
- Baker, M., Stein, J. (2004). Market liquidity as a sentiment indicator. *Journal of Financial Markets*, 7 (3), 271-299. <https://doi.org/10.1016/j.finmar.2003.11.005>
- Baker, M., Wurgler, J., Yuan, Y. 2012, Global, local, and contagious investor sentiment, *Journal of Financial Economics* 104, 272–287. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2011.11.002>
- Bandopadhyaya, A., Jones, A. 2008. Measures of investor sentiment: A comparative analysis Put–Call ratio vs. volatility index. *Journal of Business & Economics Research* 6, no. 8: 27–34. <https://doi.org/10.19030/jber.v6i8.2458>
- Bathia, D., Bredin, D. (2013) An examination of investor sentiment effect on G7 stock market returns, *The European Journal of Finance*, 19:9, 909-937, <https://doi.org/10.1080/1351847X.2011.636834>
- Bayrakdaroğlu, A. ve Türkün Kaya, B. (2021). BRICS-T Ülkelerinde Borsa Endeksi ile Piyasa Oynaklık-Korku Endeksi Arasındaki İlişkinin Panel Veri Analizi ile Test Edilmesi. *Elektronik Sosyal Bilimler Dergisi*, 20 (77) , 313-328. <https://doi.org/10.17755/esosder.711955>
- Bollerslev T., Mikkelsen H.O. (1996) Modeling and pricing long memory in stock market volatility *Journal of Econometrics*, 73 (1), pp. 151-184. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(95\)01736-4](https://doi.org/10.1016/0304-4076(95)01736-4)
- Borsa İstanbul XUTUM Endeksi Verileri, <https://www.investing.com/indices/ise-all-shares-historical-data>, Erişim Tarihi: 08.04.2022.
- De Long, J., Shleifer, A., Summers, L., Waldmann. R. Noise trader risk in financial markets. *J. Polit. Econ.*, 98 (1990), pp. 703-738. <https://doi.org/10.1086/261703>
- Demirez, D., Kandır, S. Y. (2020), “Risk İştahının Pay Getirileri Üzerindeki Etkisinin İncelenmesi”, *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, cilt 29, sayı 4, s.92-102.
- Guo, W., Wohar, M.E. (2006). Identifying regime changes in market volatility. *The Journal of Financial Research*, 29(1), 79–93.
- Harvey, C. R., Liu, Y., Zhu, H. (2016) ... and the cross-section of expected returns, *The Review of Financial Studies*, 29 (1) (2016), pp. 5-68, <https://doi.org/10.1093/rfs/hhv059>
- Hatemi- J, A. (2012) Asymmetric causality tests with an application. *Empirical Economics*, 43 (1), pp. 447-456 <https://doi.org/10.1007/s00181-011-0484-x>
- Hatipoğlu, M., Tekin, B. (2017). The Effects of VIX Index, Exchange Rate & Oil Prices on the BIST 100 Index: A Quantile Regression Approach. *Ordu Üniversitesi Sosyal Bilimler Araştırmaları Dergisi*, 7(3), 627-634.

- Ho, C., Hung, C. H. (2009). Investor sentiment as conditioning information in asset pricing *Journal of Banking & Finance*, 33 (5), pp. 892-903. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2008.10.004>
- Kaniel, R., Saar, G., Titman, S. (2004). Individual investor sentiment and stock returns (NYU Working Paper No. SC-CFE-04-04). Retrieved from Social Science Research Network website:
- Kaya, A. (2021) Menkul Kıymet Yatırımcıların Risk Alma Eğilimleri, BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar Dergisi Cilt: 15 Sayı: 2, 261-287.
- Korkmaz, T., Çevik, E.İ. (2009). Zımnî Volatilité Endeksinden Gelişmekte Olan Piyasalara Yönelik Volatilité Yayılma Etkisi. BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar. 3(2): 87-105.
- Köycü, E. (2022). Risk İştahı Endeksi ile BİST100 Endeksi Arasındaki İlişki: COVID-19 Öncesi ve Sonrası Döneme Yönelik Bir Araştırma. *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 7 (1) , 1-11. <https://doi.org/10.29106/fesa.997958>
- Kumar, A., Lee, C. Retail investor sentiment and return comovements. *J. Finance*, 61 (2006), pp. 2451-2486. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.01063.x>
- Kurov, A. (2010). Investor sentiment and the stock market's reaction to monetary policy. *Journal of Banking and Finance*, 34 (1), 139-149. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2009.07.010>
- Kurt-Cihangir, Ç. (2019). Küresel Faktörlerden Uluslararası Hisse Senedi Piyasalarına Volatilité Yayılma Etkileri. *İzmir İktisat Dergisi*, 34 (3), 361-383. <https://doi.org/10.24988/ije.2019343860>
- Önem, H.B.(2021).VIX (Korku Endeksi) ile BİST Endeksleri Arasındaki Volatilité Etkileşiminin DCC-GARCH Modeliyle Analizi,İşletme Araştırmaları Dergisi, 13 (3), 2084-2095. <https://doi.org/10.20491/isarder.2021.1248>
- Pesaran, M.H., Shin, Y. (1999). An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis, Faculty of Economics, University of Cambridge, Cambridge Working Papers in Economics, Working Paper No: 9514, ssp. 1-24.
- Peseran, M. Hashem, Yongcheol Shin ve Richard J. Smith (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, 3, ss. 289- 326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Sağlam, K. (2020) Davranışsal Finans Perspektifinde Risk Algısı Kabul Edilen Göstergelerin İstanbul Borsası Ulusal 100 Endeksi Üzerindeki Etkisi, Manisa Celal Bayar Üniversitesi, Yayınlanmamış Doktora Tezi.
- Saraç, T. B., İskenderoğlu, Ö., & Akdağ, S. (2016). Yerli ve Yabancı Yatırımcılara Ait Risk İştahlarının İncelenmesi: Türkiye Örneği. *Sosyoekonomi*, 24(30), 29-44. <https://doi.org/10.17233/se.2016.10.002>
- Sarı, S., Başakın, E. E. (2021), Borsa İstanbul Banka Endeksi'nin Veri Tabanlı Modeller ile Analiz Edilmesi, *Verimlilik Dergisi*, Yıl: 2021, Sayı: 3, 147-163. <https://doi.org/10.51551/verimlilik.691193>
- Sarıtaş, H. ve Nazlıoğlu, E.H.(2019), "Korku Endeksi, Hisse Senedi Piyasası ve Döviz Kuru İlişkisi: Türkiye için Ampirik Bir Analiz", *Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 12(4), s.542-551. <https://doi.org/10.25287/ohuibf.538592>
- Topaloğlu, E. E. (2019). CBOE VIX Endeksi ile OECD ülke borsaları arasındaki volatilité yayılımı: CCC-MGARCH modeli ile ampirik bir araştırma. *Ankara Hacı Bayramı Veli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 21(3), 574-595.
- TÜYİD – MKK (2013) Borsa Trendleri Raporu, Sayı:4, Ocak-Mart. [https://www.tuyid.org/files/yayinlar/Borsa\\_Trendleri\\_Raporu\\_IV.pdf](https://www.tuyid.org/files/yayinlar/Borsa_Trendleri_Raporu_IV.pdf)
- Tversky, A., Kahneman, D. (1974). Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases. *Science*. 185(4157): 1124-1131. <https://doi.org/10.1126/science.185.4157.1124>
- Whaley, R., 2000, The investor fear gauge, *Journal of Portfolio Management* 26, 12–17. <https://doi.org/10.3905/jpm.2000.319728>

## **EXTENDED SUMMARY**

Baker and Wurgler (2006) define investor sentiment as the inability to explain the future cash flows and risks of an asset with available objective information. Accordingly, in periods of high investor sentiment, intuitive factors come to the fore, not real information. The herd behavior that emerges as investors move away from market fundamentals causes the deterioration of the linear relationship between risk and expected return in traditional finance theory. When investor sentiment is high, pressure on prices increases volatility and decreases returns (Baker & Stein, 2004; Kaniel, Saar & Titman, 2004; Bandopadhyaya & Jones, 2008; Bathia & Bredin, 2013). Empirical studies show that behavioral finance theory can significantly explain the effect of investor sentiment on share values (Baker & Wurgler, 2006, 2007; Ho & Hung, 2009; Baker, Wurgler & Yuan, 2012; Harvey, Liu & Zhu, 2016).

International and national indicators are used to measure investor sentiment. RISE, which is published to represent the risk appetite of investors in Turkey, is classified for different investor types and two different methods are used in the calculation of the index, namely change and level methods. RISE is published separately for all investors, domestic and foreign investors, considering that the risk perceptions of investors may differ. In the change method used in the calculation of RISE, how much the investors' portfolio values deviate from the 52-week average, while in the level method, nominal increases and decreases in the portfolio are included instead of deviations from the average (Sağlam, 2020; TÜYİD - MKK, 2013). This difference in calculation is due to the short-term risk appetite changes of the RISE calculated by the change method; RISE, which is calculated with the level method, reflects the sensitivity of investors to long-term risk appetite changes (TÜYİD - MKK, 2013: 17). Eichengreen and Mody (1998) stated that changes in some asset prices may cause changes in other asset prices, especially since they will cause changes in investor sentiment in the short term. Such changes in risk attitude may explain short-term movements in asset prices better than other fundamental factors (Baek, Bandopadhyaya, & Du, 2005).

The effect of each classification and index calculation method regarding risk appetite on the stock index is considered to be a subject worth investigating. Accordingly, in this study, the effects of RISE for all investors, RISE for foreign investors and RISE for domestic investors on the return and volatility of the BIST TUM index calculated by the Central Registry Agency (MKK) and Özyeğin University according to the change and level methods are investigated. In the study, in which weekly data for the period 06.01.2017 – 04.03.2022 are used, the symmetric-asymmetric relationship between the variables is investigated with FIEGARCH and NARDL models, and the causality relationship is investigated with the Hatemi-J Model.

Stock market return is determined by calculating the logarithmic returns of the closing price series of the Borsa Istanbul (BIST) TUM Index. BIST TUM index volatility was created by estimating the FIEGARCH(1,1) model developed by Bollerslev and Mikkelsen (1996) over the error term of the ARMA model, which has the least data loss, after calculating the logarithmic returns of the index prices. The FIEGARCH model is a model used to determine the long memory and leverage effect in the volatility series. BISTTUM index volatility was created with the FIEGARCH model in the study, as it shows the asymmetric effect of positive and negative shocks on the conditional variable variance and the magnitude of this effect. The mathematical representation of the FIEGARCH model is as follows.

$$\beta(L)(1-L)^d \ln(h)_t = \omega + \sum_{j=1}^q [\gamma_j z_{t-j} + \gamma_j (|z_{t-1}| - E|z_{t-1}|)] \quad (1)$$

Pesaran and Shin (1999) and Pesaran, Shin et al. (2001) linear ARDL model developed by Shin, Yu, et al. (2014) developed a nonlinear NARDL model based on asymmetrical relationships. The ARDL approach allows to examine the cointegration relationship between the variables that are stationary at the level and at the first difference, except for the second order differences of the series, with the boundary test. The equation for the linear ARDL model is as follows.

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + \theta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{n-1} \phi_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{m-1} \phi_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

The nonlinear ARDL model uses positive and negative partial sum decompositions to model cointegration, symmetric and asymmetric effects together in the short and long run. In the NARDL model, distributed lag lengths and short-term dynamics are examined, while long-term relationships are examined with a single common cointegrated vector. The equation for the nonlinear ARDL (NARDL) model is as follows.

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + \theta^+ X_{t-1}^+ + \theta^- X_{t-1}^- + \sum_{i=1}^{n-1} \phi_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{m-1} \phi_i^+ \Delta X_{t-1}^+ + \phi_i^- \Delta X_{t-1}^- + \varepsilon_t \quad (3)$$

In addition to determining the short- and long-term relationships between the variables, the asymmetric causality test, developed by Hatemi-J (2012), which can separate the cointegration relationships into negative and positive shocks, was used to examine the causality relationships between these relationships. The mathematical representation of the test is as in the following equation.

$$X_{1t} = X_{1t-1} + \varepsilon_{1t} = X_{1,0} + \sum_{i=1}^i \varepsilon_{1i} \quad (4)$$

$$Y_{2t} = Y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} = Y_{2,0} + \sum_{i=1}^i \varepsilon_{2i} \quad (5)$$

The existence of symmetrical and asymmetrical relationships between domestic, foreign and all investors' risk appetite indices and BISTTUM index return and volatility, which were created according to change and level methods, were investigated with FIEGARCH, ARDL, NARDL and Hatemi-J models. All the findings obtained in these models are summarized in Table 12.

According to the findings, a short and long-term symmetrical positive relationship was determined between the risk appetite indices of domestic and all investors and the BISTTUM index return. While it was determined that an average 1% increase in risk appetite indices led to a 7.33% symmetrical increase in the index return, this effect was determined to be 2.1% on average in the long run.

Short and long-term positive symmetrical relationships were found between domestic, foreign and all investors risk appetite indices and BISTTUM index volatility. In this respect, it is possible to say that the increases in the risk appetite index, which occur as a result of investors taking more risks, increase the index volatility and this positive effect is stronger in the long run. On the other hand, it can be said that the short-term positive shocks in risk appetite indices have a greater effect on index volatility than negative shocks, while positive shocks generally reduce index volatility. Finally, it has been determined that there is a causal relationship from positive shocks in domestic, foreign and all investors risk appetite indices to negative shocks in BISTTUM index return.