



YERLİ VE YABANCI YATIRIMCILARA AİT RİSK İŞTAHLARINDAKİ DEĞİŞİMLERİN BİST ENDEKSLERİNE ETKİSİ: FOURIER TESTLERİNDEN KANITLAR

Pınar AVCI¹, Uğur ÇINAR²

Öz

Piyasadaki yatırımcı duyarlılık düzeyinin olumlu olması ya da bu duyarlılığın yükselmesi, yatırımcıları riskli hisse senetleri satın almaya ve güvenli olanları satmaya teşvik etmektedir. Yatırımcının riske karşı duyarlılığı, risk bağlantısı ya da riski taşımak isteyip istememesi olarak ifade edilen risk iştahı, finansal piyasaların tahmininde ve yatırımcıların hisse senedine yatırım kararı vermesinde önemli bir unsurdur. Dolayısıyla bu çalışmanın amacı, Haziran 2016- Aralık 2022 döneminde Türkiye'deki Borsa İstanbul endeksleri ile Risk İştahı endeksleri arasındaki ilişkiyi incelemektir. Çalışmada Fourier fonksiyonu eklenerek geliştirilen güncel birim kök testi, eşbütünleşme testi ve nedensellik analizi yapılmaktadır. Ampirik bulgular, model değişkenlerinin birinci fark düzeyinde durağan olduğunu göstermektedir. BİST30, BİST50 ve BİST endeksleri ile Risk İştah endeksleri arasında uzun dönemli ilişki olduğu elde edilmektedir. Ayrıca, bulgular BİST30, BİST50 ve BİST endekslerinden TRİSE, YERRİSE ve YABRİSE Risk İştah endekslerine doğru uzanan nedensellik ilişkisi olduğunu ortaya çıkarmaktadır. Sonuç olarak, çalışma bulguları yatırımcılar ve politik yapıcılar için önemli tavsiyeler sunmaktadır.

Anahtar Kelimeler: Hisse senedi fiyatları, Risk İştah endeksi, Yatırımcı duyarlılığı, Fourier testleri
JEL Sınıflandırması: O16, G32, G23, C58

THE IMPACT OF CHANGES IN RISK APPETITE OF DOMESTIC AND FOREIGN INVESTORS ON BİST INDICES: EVIDENCE FROM FOURIER TESTS

Abstract

A positive or elevated level of investor sentiment in the market encourages investors to buy risky stocks and sell safe ones. Investor's risk appetite, which is defined as the investor's sensitivity to risk, whether they are willing to carry it or not, is an important factor in the prediction of financial markets and investors' decision to invest in stocks. Therefore, the aim of this study is to examine the relationship between Borsa İstanbul indices and Risk Appetite indices in Turkey during the period June 2016 - December 2022. The current unit root test, cointegration test and causality analysis developed by adding Fourier function are conducted in the study. Empirical findings show that the model variables are stationary at the first difference level. There is a long-run relationship between BİST30, BİST50 and BİST indices and Risk Appetite indices. Moreover, the findings reveal that there is a causality relationship running from BİST30, BİST50 and BİST indices to TRİSE, YERRİSE and YABRİSE Risk Appetite indices. In conclusion, the findings of the study provide important recommendations for investors and policy makers.

Keywords: Stock prices, Risk Appetite index, Investor sentiment, Fourier tests
JEL Classification: O16, G32, G23, C58

¹ Doç. Dr., Tekirdağ Namık Kemal Üniversitesi Marmara Ereğlisi Meslek Yüksekokulu Pazarlama ve Reklamcılık Bölümü, e-mail: pavci@nku.edu.tr, Orcid ID: <https://orcid.org/my-orcid?orcid=0000-0001-9480-8016>

² Doktora Öğrencisi, Tekirdağ Namık Kemal Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Bölümü, e-mail: ugurcinar1989@windowslive.com, Orcid ID: <https://orcid.org/my-orcid?orcid=0000-0001-6978-6919>

1. GİRİŞ

Finansal piyasalarda, yatırımcılar tasarruflarını değerlendirmek istediğinde en önemli konulardan biri risk ve getiri arasındaki ilişkidir (Özer, 2020:141). Bir portföydeki hisse senedi getirileri arasındaki ilişki, piyasanın gerileme dönemlerinde çeşitlendirme stratejilerinin etkinliği açısından kritik öneme sahiptir ve bu ilişkinin piyasa oynaklığıyla değil, piyasa eğilimiyle ilgili olduğu bilinmektedir. Hisse senedi getirileri ayı piyasalarında artmakta ancak boğa piyasalarında artmamaktadır (Longin ve Solnik, 2001; Demirer vd., 2020). Bu bağlamda, önemli olan hisse senedi endeksinin veya getirilerinin zamanla oluşan değişimden kaynaklandığını anlamaktır; çünkü literatürde bu durumun birçok makroekonomik faktör tarafından etkilendiği belirtilmektedir (Longin ve Solnik, 2001:649). Aynı zamanda, literatürdeki bir dizi ampirik çalışma; hisse senedi endeksinin veya getirilerini etkileyen faktörlerin asimetrik modellerini rapor etmektedir. Özellikle, Kenya’da enflasyonun hisse senedi piyasasını pozitif yönde etkilediği, Otieno, Ngugi ve Muriu (2019) tarafından tespit edilmektedir. Zhu, Yu, Hau, Wu ve Ye (2022) ise, BRİCS ülkelerindeki hisse senedi getirisinin ham petrol tarafından etkilendiğini göstermiştir. De Mendonça ve Díaz (2023) da, Brezilya’daki faiz oranının hisse senedi getirisini azalttığını ve Chang, Chang ve Wang (2024) ise döviz kur değişimi ile Tayvan borsa endeksi arasında negatif bir nedensellik olduğunu ortaya çıkarmışlardır. Zhang, Bai, Zhang ve Cui (2023) de, küresel ekonomik belirsizlik endeksi ve jeopolitik risk endeksinin Çin borsa endeksinin uzun dönemde istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde etkilendiğini ortaya çıkarmıştır. Yatırımcılar açısından da hisse senetleri arasındaki getiri farklılıklarının, yalnızca makro ve kurumsal temeller formundaki rasyonel faktörlerle değil aynı zamanda piyasadaki spekülasyon yapma eğilimindeki değişiklikler gibi irrasyonel faktörlerle de ilişkili olduğu da belirtilmektedir (Qadan ve M. Jacob, 2022:195). Böylece, literatürde birçok çalışmada; yatırımcı duyarlılığı, risk iştahı, riski taşımak isteyip istememesi gibi unsurlar hisse senedi getirilerini etkileyen önemli unsurlardan biri/birileri olduğu saptanırken yatırımcı duyarlılığının eş zamanlı hisse senedi getirileriyle pozitif ilişkili olduğu da saptanmaktadır (Qadan, 2019a; Fang vd., 2021; Qadan ve Jacob, 2022; Gemici vd., 2023).

Piyasadaki yatırımcı duyarlılık düzeyinin olumlu olması ya da bu duyarlılığın yükselmesi, yatırımcıları riskli hisse senetleri satın almaya ve güvenli olanları satmaya teşvik etmekte ve bunun da gelecek hisse senedi fiyatlarını yönlendirdiği ortaya konulmaktadır (Qadan, 2019a:9). Aynı zamanda, piyasadaki yatırımcı duyarlılığının azalması varlık değerinin fiyatında oluşan sapmaları düzeltmekte ve bu durum yatırımcı duyarlılığı ve hisse senedi getirisi arasında negatif yönlü bir ilişki olduğunu işaret etmektedir (Topaloğlu ve Cihangir, 2022:974). Yatırımcı duyarlılığı, yatırımcıların riskli olan varlıklara karşı sergiledikleri tutumlara denilmektedir (Kaya, 2021:262). Risk de belirsizlik olarak ifade edilmekte ve eğer ölçüm yapılamazsa ve gelecek koşullar tam olarak belirlenemezse belirsizlik ortaya çıkmaktadır. Belirsizlik, olasılıklar içinde ölçülebiliyorsa risk olarak hesaplanabilmekte, risk ise genellikle beklenen değerlerden olumsuz sapma olasılığı olarak da ifade edilmektedir. Sermaye piyasalarında riskler sistematik risk, sistematik olmayan risk ve sistemik risk olarak üç kategoriden oluşmaktadır (Fettahoğlu, 2019:266). Sermaye piyasasındaki yatırımcıların risk üstlenme istekliliğini ifade etmek için “risk iştahı” veya “riskten kaçınma” terimleri, sıklıkla birbirinin yerine kullanılmaktadır (Qadan ve Idilbi-Bayaa, 2020; Ergün vd., 2022).

Yatırımcıların risk duyarlılığı, bağlantısı ya da riski taşımayı isteyip istememesi risk iştahı olarak ifade edilmekte ve bu risk iştahını etkileyen iki unsur bulunmaktadır. Bunlardan birincisi makroekonomik koşullar altında ortaya çıkan belirsizlikler ve ikincisi ise kişilerin faydayı şekillendirmek için riskten kaçınma isteğidir (Kalafatçılar ve Keleş, 2011:1-2). Bununla birlikte, bir kişinin riskten hoşlanmama ve ondan kaçınmaya istekli olma derecesi olarak tanımlanan riskten kaçınma, risk iştahının en yaygın temsilidir. Finansal karar almada önemli olan risk iştahı, modern finans

teorisinde belirgin bir şekilde yer almaktadır (Belghitar ve Clark, 2012:196). Türkiye’de 2011 yılında Merkezi Kayıt Kuruluşu (MKK) ve Özyeğin Üniversitesi işbirliğiyle Finansal Risk İştah Endeksi hesaplanmıştır. 2012 yılından bu yana kamuoyuyla paylaşılmaktadır. Bu endeks, 2005 yılından bu yana herhangi bir zamanda portföy değeri en az 5000 TL olan yatırımcılar üzerinden haftalık olarak hesaplanan endekstir (Özer, 2020:144). Yatırımcıların risk iştah seviyesinde ortaya çıkan artma veya azalma, yatırımcıların kararlarında oluşabilecek değişimleri ifade etmektedir. Bu nedenle, risk iştah endeksinin düzeyi de finansal piyasaların tahmininde önemli bir unsurdur (Önk ve Saygın, 2022:425).

Sonuç olarak, yatırımcı duyarlılığında ve risk iştahında oluşan değişikliklerin pay senedi fiyatlarını etkilediğini ileri süren literatürde pek çok çalışma mevcuttur (Qadan, 2019a; Fang vd., 2021; Qadan ve Jacob, 2022; Gemici vd., 2023). Dolayısıyla, bu çalışma, Haziran 2016- Aralık 2022 döneminde Türkiye’deki Borsa İstanbul endeksleri ile Risk İştahı endeksleri arasındaki ilişkiyi Fourier testleri uygulayarak incelemeyi amaçlamaktadır. Bu çalışmanın literatüre en önemli katkısı, Borsa İstanbul endeksleri ile Risk İştahı endeksleri arasındaki ilişkinin analiz edilmesinde geleneksel testlerin aksine Fourier fonksiyonu eklenerek geliştirilen güncel birim kök testi, eşbütünleşme testi ve nedensellik yaklaşımı uygulanmasıdır.

Bu çalışmanın geri kalan kısmı şöyle tasarlanmaktadır. İkinci kısımda, literatürde çalışma konusu ile ilgili çalışmalar değerlendirilmekte ve açıklanmaktadır. Üçüncü kısımda, çalışmada kullanılan veriler ve yöntemden bahsedilmektedir. Çalışmanın dördüncü kısmında, uygulanan testler sonucunda elde edilen analiz bulguları açıklanarak tartışılmaktadır. Son kısımda ise, çalışma sonucu anlatılarak, politik ve gelecek çalışma önerileri sunulmaktadır.

2. LİTERATÜR TARAMASI

Sermaye piyasasında yatırım için en önemli faktörlerden biri uygun yatırım şartlarının varlığıdır (Akdag vd., 2020). Yatırımcıların hisse senedine yatırım kararı vermesini bazı faktörler etkilemektedir. Örneğin; risk iştahı olan yatırımcıların riskten kaçınması ile finansal piyasalarda yer alan varlıkların getirileri arasında korelasyon olduğu, Pericoli ve Sbracia (2009) tarafından açıklanmıştır. Aynı zamanda, finansal istikrar göstergesi olarak risk iştahının tahmin edilebilirliğini ölçmek için Saraç, İskenderoğlu ve Akdağ (2016); ADF, KPSS, Lee ve Strazicich (2003) ve Caner ve Hansen (2001) yöntemlerini kullanmakta ve elde edilen bulgular yerli yatırımcı risk iştahının doğrusal olduğunu ve yabancı yatırımcıların risk iştahının da doğrusal olmadığını göstermektedir.

Qadan (2019a) 1980-2016 döneminde Fama ve French (2015) 5 faktörlü model kullanarak yatırımcıların risk iştahının piyasa temelli hisse senedi fiyatlamalarına yansıttığı etkiyi analiz etmektedir. Bulgular, risk iştahı arttığında, daha güvenli hisse senetlerinden daha spekülâtif hisse senetlerine doğru bir geçiş söz konusu olduğunu ve bunun da beklenen getiriler ile kendine özgü oynaklık arasındaki ilişki üzerinde olumlu bir etkiye dönüştüğünü gösterirken, buna karşılık risk iştahının eksikliği de tam tersi bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Ayrıca Shaikh (2018), 2009-2015 döneminde Hindistan’daki yatırımcıların korkuları ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkinin asimetrik olduğunu ortaya koymuştur.

GJR-GARCH ve nedensellik modellerini kullanarak, kıymetli maden fiyatlarının ve oynaklıklarının, yatırımcıların ekonomik belirsizlik ve risk iştahındaki şoklardan kaynaklandığı ortaya koyulmaktadır (Qadan, 2019b). Benzer bir şekilde, 8 Temmuz 2002-28 Ağustos 2015 döneminde zamanla değişen riskten kaçınmanın hisse senedi ve tahvil getirileri üzerine etkisini inceleyen Demirel vd. (2020), hisse senedi-tahvil getirileri arasında ilişkinin değişimi ile zamanla değişen riskten kaçınma arasında asimetrik bir ilişki olduğunu saptamışlardır.

Özer (2020), Granger nedensellik, Todo-Yomamoto nedensellik ve Breitung ve Candelon nedensellik testlerini kullanarak 2008-2019 döneminde Türkiye'deki risk iştah endeksinin sektörel hisse senedi endeksleri üzerinde kısa vadede ya da uzun vadede herhangi bir etkisi olmadığı bulgusunu elde etmektedir. Ayrıca tüm borsa endekslerinin de kısa vadede risk iştahı üzerinde etkili olduğunu saptamışlardır.

Kaya (2021), 04.01.2008-07.08.2020 döneminde Borsa İstanbul'daki yerli, yabancı, yerli gerçek, yerli tüzel ve tüm yatırımcıların risk iştahları arasındaki ilişkiyi VAR modelleri ile incelemiştir. Ampirik bulgulara göre, farklı yatırımcıların risk iştahları arasında karşılıklı nedensellik tespit edilirken yerli, yerli gerçek ve yerli tüzel yatırımcıların risk iştahları yabancı yatırımcının risk iştahından yaklaşık %80 etkilendiği saptanmıştır.

Nur (2022) çalışmasında, Risk İştahı Endeksi ile BIST Mali endeksi arasında ilişkiyi incelemek için 06.06.2008-07.11.2021 dönemini ele almıştır. Ampirik bulgular, Risk İştahı Endeksi (RISE) ile BIST Mali endeksi arasında uzun dönem ilişki olduğunu ve BIST Mali endeksinden RISE endeksine doğru nedensellik ilişkisi olduğunu işaret etmektedir. Doğrusal ARDL sonuçlarına göre, RISE endeksinde oluşan %1'lik artış BIST Mali endeksini %0.44 arttırmakta ve doğrusal olmayan ARDL sonuçlarına göre de RISE endeksinde meydana gelen %1'lik pozitif şoklarda BIST Mali endeks %0.46 ve %1'lik negatif şoklarda da BIST Mali Endeks %0.43 artmaktadır.

Benzer bir şekilde, Topaloğlu ve Cihangir (2022) 06.01.2017-04.03.2022 döneminde yerli, yabancı ve tüm yatırımcıların risk iştahı endeksleri ile borsa endeksinin volatilitesi arasında pozitif simetrik ilişki olduğunu saptamışlardır. Aynı zamanda, yerli, yabancı ve tüm yatırımcıların risk iştahı endeksinde meydana gelen pozitif şoklardan borsa endeksinde oluşan negatif şoklara uzanan tek yönlü nedensellik olduğunu da belirlemişlerdir.

BİST 100 endeksi ile risk iştahı ve makroekonomik faktörler arasındaki bağlantı Sözen, İspiroğlu ve Şeyranlıoğlu (2022) tarafından araştırılarak BİST 100 endeksi ve risk iştahı arasında pozitif ilişki olduğu elde edilmiştir. Benzer bir şekilde, BİST 30 endeksindeki firmaların hisse senedi getirileri ile yerli ve yabancı yatırımcıların risk iştahları arasındaki ilişkiyi araştıran Demirci ve Sinoplu (2023), hisse senedi getirilerindeki değişimi belirleyen unsurun yabancı yatırımcıların risk iştahından ziyade yerli yatırımcıların risk iştahı olduğunu ortaya çıkarmıştır.

Bitcoin fiyat getirileri, BİST100 endeksi ve risk iştahı arasında ilişkiyi Ocak 2018-Aralık 2021 dönemi Önk ve Saygın (2022) tarafından incelenmiştir. Çalışma sonucunda, bitcoin fiyatları ile risk iştahının birbiriyle ilişkili olmadığı istatistiksel açıdan kanıtlanmıştır.

Diğer taraftan, hisse senedi değer priminin yatırımcıların risk iştahıyla ilişkili olup olmadığını belirlemek için 1965-2019 dönemindeki verilerle parametrik ve parametrik olmayan yöntemleri kullanan Qadan ve Jacob (2022), yatırımcıların artan risk iştahının, büyüyen hisse senetleri yerine değerli hisse senetlerine olan talebin artmasına neden olduğunu tespit etmişlerdir. Diğer bir ifade ile araştırmacılar, yatırımcıların belirli özelliklere sahip varlıkları tercih ettiğini ve bu yatırımcıların yatırım tarzlarını risk iştahlarına göre ayarladığını ortaya çıkarmışlardır.

Liu, Wang ve Sui (2023), 9 Şubat 2015-14 Ekim 2022 döneminde risk iştahı olarak ifade edilen volatilité fonksiyonu ile Çin A tipi hisse senetleri ve SSE 50ETF opsiyonları arasındaki ilişkiyi incelemişler ve risk iştah etkilerinin alım ve satım opsiyonları üzerinde farklılık gösterip göstermediğini araştırmışlardır. Elde edilen bulgular, risk iştahının volatilité fonksiyonu ve eğimi üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğunu ve alım ve satım opsiyonları arasında önemli farklılıklar oluşturduğunu göstermektedir. Aynı zamanda, risk iştahının kaldıraç etkisinin opsiyon fiyatları üzerinde belirgin bir

asimetrik etkiye sahip olduğu da araştırmacılar tarafından saptanmıştır.

Gemici vd. (2023), 2008-2022 döneminde Türkiye'deki yerli, yabancı ve nitelikli yatırımcıların risk iştahları ile CDS yayılımı, jeopolitik risk, USD/TRY döviz kuru, VIX volatilité endeksi, OVX ham petrol volatilité endeksi ve finansal sıkıntı endeksi arasında ilişki olup olmadığını incelemiş ve elde ettikleri bulgular bu ilişkiyi kanıtlamıştır.

Saiti, Mwangi, Okiro ve Gathiaka (2023), Nairobi Borsa'sındaki risk iştahı ve yatırımcı duyarlılığı ile hisse senedi getirileri arasında anlamlı bir ilişki olmadığını tespit etmiştir. Nairobi Borsa'sındaki yatırımcıların, yatırım kararı verirken hisseler hakkında objektif bilgiler gibi diğer faktörleri de dikkate alması gerektiği araştırmacılar tarafından önerilmektedir. Bellardini, Murro ve Previtali (2024), 2008-2017 döneminde Avro Bölgesi ve Birleşik Krallık'taki 76 bankanın sahiplik riski eğilimi ile performans ve temerrüt riski arasında ilişki olup olmadığını araştırmaktadır. Bulgularda, hissedarların yüksek risk iştahı ile yüksek kârlılık ve düşük banka piyasa değeri ilişkilendirildiği özetlenmektedir. Diğer bir deyişle, sahiplik yapısı ve risk iştahının banka performansı ve riski üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğu elde edilmektedir.

3. YÖNTEM

Çalışmada, ekonometrik yaklaşımlara dayanan tahmin süreci üç aşamadan oluşmaktadır. Bu bağlamda, birinci aşamada, kesirli frekanslı Fourier ADF, Zivot-Andrews (1992) ve Vogelsang ve Perron (1998) birim kök testleri ile değişkenlerin durağanlık özellikleri sınanmakta; ikinci aşamada kesirli frekanslı Fourier ADL eşbütünleşme testi, modellerdeki değişkenler arasında eşbütünleşmeyi incelemek için kullanılmakta; ve son aşamada ise seçilen değişkenler arasındaki nedensellik etkisini sınamak için kesirli frekanslı Fourier Toda-Yamamoto nedensellik testi uygulanmaktadır.

3.1. Kesirli Frekanslı Fourier ADF Birim Kök Testi

Veri üretme sürecinde yapısal bir değişimin göz ardı edilmesi durumunda geleneksel birim kök testlerinin hatalı sonuçlar vereceği, Perron (1989) tarafından vurgulanmaktadır. Bu nedenle yapısal değişimlere odaklanan birçok birim kök testi geliştirilmiştir. Ancak bu testler kukla değişkenler yardımıyla uygulandığından sadece ani değişimleri yakalayabilmektedir (Enders ve Lee, 2012). Enders ve Lee (2012) tarafından sunulan Fourier ADF birim kök testi, yapısal değişimlerin sayı ve konumunu bilme gereksinimini ortadan kaldırarak yumuşak yapısal değişimleri dikkate alması sebebiyle bir dönüm noktası olmuştur. Bozoklu, Yilanci ve Gorus (2020) ise FADF birim kök testine katkıda bulunarak kalıcı yumuşak yapısal değişimleri belirleyen birim kök testini literatüre kazandırmıştır. Bu birim kök testini uygulamak için aşağıdaki (1) numaralı denklem tahmin edilmektedir:

$$\Delta Y_t = \delta_0 + \delta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_3 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + v_t \quad (1)$$

Yukarıdaki denklemde t: trend terimi, T: gözlem sayısı, $\pi= 3,1416$, k: frekans değeri ve p: optimal gecikmeyi belirtmektedir. Optimal gecikme uzunluğu AIC ile belirlenmektedir. Burada Enders ve Lee (2012) çalışmasından farklı olarak [0,1, ..., 5] aralığındaki en küçük kalıntı kareler toplamını veren frekans değeri seçilmektedir. Frekans değerinin kesirli olarak belirlenmesi yumuşak yapısal değişimlerin kalıcılığı hakkında bilgi vermektedir. Serinin birim kök içerdiğini ifade eden temel hipotez ($\delta_3=0$) Bozoklu vd. (2020) tarafından üretilen tablo değerleri ile karşılaştırılarak sınanmaktadır. Fourier fonksiyonunun geçerliliği ise trigonometrik terimlerin anlamlı olmadığını ifade eden temel hipotez, ($\delta_1 = \delta_2 = 0$) F testi kullanılarak sınanıp tespit edilmektedir. Temel hipotezin reddedilememesi durumunda

serinin durağanlığı diğer birim kök testleri kullanılarak incelenmektedir. Tablo değerleri Enders ve Lee (2012)'nin çalışmasında yer almaktadır.

3.2. Zivot-Andrews (1992) Birim Kök Testi

Çalışmadaki değişkenlerde meydana gelen yapısal kırılma noktaları hakkında bilgi sahibi olmak ve tarafsız ve sahte sonuçlar elde etmemek için Zivot-Andrews (1992) tarafından geliştirilen bir yapısal kırılmalı birim kök testi uygulanmaktadır (Shahbaz vd., 2015). Zivot ve Andrews (1992) tarafından, Perron (1989) modeline alternatif bir yaklaşım olarak geliştirilen bu test, kırılma tarihleri bilinmeyen içsel kırılmalarla birim kök testine izin vermektedir. Bu test üç modele dayanmakta; (1) bu model değişkenlerin düzey formunda tek seferlik kırılma noktasına izin vermekte, (2) bu model, trend bileşeninin eğiminde bir kerelik yapısal kırılma noktasına izin vermekte ve (3) model, değişkenlerin hem seviye formunda hem de trend fonksiyonunda bir defalık değişimi kapsamaktadır.

3.3. Vogelsang ve Perron (1998) (AO) Birim Kök Testi

Değişkenlerin tek kırılmalı durağan olup olmadığını test etmek için Vogelsang ve Perron (1998) birim kök testi uygulanmaktadır (Obradović ve Lojanica, 2023). Vogelsang ve Perron (1998) tarafından geliştirilen yapısal kırılmalı bu test, kırılma noktasının yeri bilinmeyen bir zamanda trendin değişmesine izin vermektedir. Bu test, kırılmanın ani olduğu toplumsal aykırı değer (Additive Outlier-AO) yaklaşımını ve kırılmanın zaman içinde yavaş yavaş meydana gelecek şekilde modellendiği yenilikçi aykırı değer (Innovational Outlier-AO) yaklaşımını içeren iki modele odaklanmaktadır. Aynı zamanda, sınırlı örneklem boyutunu ve gücünü değerlendirmek için kullanılan bu test, kırılmanın etkilerini ve kırılma tarihi seçimini temel almaktadır.

Bu çalışmadaki serilerin durağanlıklarını sınamak için, Vogelsang ve Perron (1998) tarafından geliştirilen toplumsal aykırı değer (additive outlier-AO) modeli olan tek yapısal kırılmalı birim kök testi kullanılmaktadır.

3.4. Kesirli Frekanslı Fourier ADL Eşbütünleşme Testi

Yumuşak yapısal değişimleri dikkate alan son dönemdeki çalışmalardan biri olan KFF_{ADL} eşbütünleşme testi Ilkay, Yilanci, Ulucak ve Jones (2021) tarafından literatüre kazandırılmıştır. Bu test Banerjee, Arčabić ve Lee (2017) tarafından önerilen ve (2) numaralı denklemde yer alan Fourier ADL test eşitliğine dayanmaktadır.

$$\Delta Y_{1t} = \beta_0 + \vartheta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \vartheta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_1 Y_{t-1} + \varphi_1 X_{t-1} + \theta \Delta X_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Yukarıdaki denklemde t: trend terimi, T: gözlem sayısı, $\pi = 3,1416$, k: frekans değerini belirtmektedir. Christopoulos ve Ledesma (2011) tarafından önerildiği gibi kalıcı yumuşak yapısal değişimleri gözlemleyebilmek amacıyla frekans değerinin kesirli olarak belirlenmesi gerekmektedir. Bu nedenle Banerjee vd. (2017)'den farklı olarak (1) numaralı denklemdeki "k" için [0.1, ..., 5] aralığında kesirli frekanslara izin verilmektedir. (3) numaralı denklemde elde edilen test istatistiği kullanılarak eşbütünleşmenin olmadığını ifade eden temel yani sıfır hipotez ($\delta_1=0$) yazarlar tarafından belirlenen tablo değerleri ile karşılaştırılarak sınanmaktadır.

$$tF_{ADL} = \frac{\hat{\delta}_1}{se(\hat{\delta}_1)} \quad (3)$$

(3) numaralı denklemde δ_1 : EKK tahmincisini, $se(\delta_1)$: EKK tahmincisinin standart hatasını ifade etmektedir.

3.5. Kesirli Frekanslı Fourier Toda-Yamamoto Nedensellik Testi

Yapısal değişimlerin nedensellik ilişkisi üzerinde etkili olabildiği Enders ve Jones (2016)'un çalışmasına kadar göz ardı edilmiştir. Geleneksel Granger nedensellik analizine fourier fonksiyonu eklenerek geliştirilen test, serilerin birim kök içermesi durumunda farkları alınması gerektiğinden bilgi kaybına neden olabilmektedir. Nazlıoğlu, Gormus ve Soytaş (2016), geleneksel Toda-Yamamoto nedensellik testine fourier fonksiyonu ekleyerek bu sorunu gidermişlerdir. Çalışmadaki gecikmesi arttırılmış VAR formuna fourier fonksiyonunun dâhil edilmesi (4) ve (5) numaralı denklemler yardımıyla gösterilmektedir:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{i=1}^{l+d_{max}} \theta_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{l+d_{max}} \phi_i X_{t-i} + u_t \quad (4)$$

$$X_t = \delta_0 + \delta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{i=1}^{l+d_{max}} \varphi_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{l+d_{max}} \theta_i X_{t-i} + v_t \quad (5)$$

Yukarıdaki denklemlerde l: uygun gecikme uzunluğunu, dmax: maksimum bütünleşme derecesini, k: frekansı, t: trend terimini ve T: gözlem sayısını ifade etmektedir. Uygun frekansın tam sayı olarak belirlenmesine olanak sağlayan Nazlıoğlu vd. (2016), geçici yumuşak yapısal değişimleri dikkate alırken, Christopoulos ve Ledesma (2011) önerisini benimseyen Pata ve Yılancı (2020) frekansın kesirli olarak belirlenmesine odaklanmaktadır. Çalışmada kalıcı yumuşak yapısal değişimlere uygun frekansın [0.1, ... , 5] aralığında belirlenmesi izin verilmektedir. Wald istatistiği kullanılarak nedenselliğin olmadığını ifade eden temel hipotez ($\phi_i=0$) önyükleme simülasyonlarından elde edilen değerler yoluyla sınanmaktadır.

4. MODEL VE VERİ SETİ

Sermaye piyasalarında, yatırımcıların riske karşı duyarlılığı ya da bağlantısı olarak ifade edilen risk iştahı karar almalarını etkilemektedir (Belghitar ve Clark, 2012: 196). Yatırımcıların risk iştahındaki artış ya da azalış hisse senedi alma ya da almama kararlarını değiştirmekte ve bu durumun hisse senedi fiyatlarında yapısal değişime yol açtığı görülmektedir (Önk ve Saygın, 2022:425). Ayrıca dünyada ve özellikle Türkiye'deki literatürde risk iştahı ile hisse senedi fiyat getirisi arasındaki ilişki birçok çalışmada Granger nedensellik, Toda-Yamamoto nedensellik, Breitung ve Candelon nedensellik, VAR modelleri ve doğrusal ARDL model gibi yöntemler kullanılarak incelenmekte ve analiz edilmektedir (Qadan, 2019a; Özer, 2020; Kaya, 2021; Sözen, İspiroğlu ve Şeyranlıoğlu, 2022; Saiti, Mwangi, Okiro ve Gathiaka, 2023). Görüldüğü üzere literatürde yer alan çalışmalarda risk iştahı ile hisse senedi fiyat getirisi arasındaki ilişki farklı yöntemler kullanılarak incelenmiş ama Fourier fonksiyonu eklenerek geliştirilen güncel testler pek kullanılmamıştır. Literatürde oluşan bu eksikliğe katkı sağlamak için çalışmada, Fourier fonksiyonu eklenerek geliştirilen güncel testler ile Türkiye'deki Borsa İstanbul endeksleri ile Risk İştahı endeksleri arasındaki ilişki araştırılmaktadır. Nur (2022) ve Qadan ve Jacob (2022) tarafından yapılan çalışmalar göz önünde bulundurularak aşağıdaki (1), (2) ve (3) numaralı

denklemler oluşturulmakta ve bu denklemler yardımıyla çalışmada haftalık veriler kullanılarak Haziran 2016-Aralık 2022 dönemi incelenmektedir.

$$\ln BIST\ 30 = \alpha_0 + \alpha_1 \ln TRİSE_t + \alpha_2 \ln YERRİSE_t + \alpha_3 \ln YABRİSE_t + u_t \quad (1)$$

$$\ln BIST\ 50 = \alpha_0 + \alpha_1 \ln TRİSE_t + \alpha_2 \ln YERRİSE_t + \alpha_3 \ln YABRİSE_t + u_t \quad (2)$$

$$\ln BIST\ 100 = \alpha_0 + \alpha_1 \ln TRİSE_t + \alpha_2 \ln YERRİSE_t + \alpha_3 \ln YABRİSE_t + u_t \quad (3)$$

Çalışmada kullanılan BİST30, BİST50 ve BİST100 Borsa İstanbul Endeksleri ile tüm yatırımcıların, yerli yatırımcıların ve yabancı yatırımcıların Risk İştah endekslerin verileri Haziran 2016 ile Aralık 2022 arasındaki dönemde haftalık frekansta 344 gözlemden oluşmaktadır. BİST30, BİST50 ve BİST100 verileri Investing (www.investing.com) veri tabanından elde edilirken TRİSE, YERRİSE ve YABRİSE endeksleri Merkezi Kayıt Kuruluşu (MK) tarafından tüm yatırımcılar, yerli yatırımcılar ve yabancı yatırımcılar için ayrı ayrı haftalık frekanstan hesaplanan verilerden elde edilmektedir. Analizde yer alan değişkenlerin doğal logaritması kullanılmıştır. Veriler Eviews 12 ve Gauss 23 programları ile analiz edilmiştir. Yukarıdaki denklemlerde yer alan değişkenlerin sembolleri, açıklamaları ve kaynakları Tablo 1’de gösterilmektedir.

Tablo 1. Değişkenlerin Açıklaması

Sembol	Açıklama	Kaynak
BİST30	BIST 30 endeksin kapanış fiyatları	Investing Web sitesi
BİST50	BIST 50 endeksin kapanış fiyatları	Investing Web sitesi
BİST100	BIST 100 endeksin kapanış fiyatları	Investing Web sitesi
TRİSE	Tüm risk iştah endeksi	Merkezi Kayıt Kuruluşu
YERRİSE	Yerli yatırımcıların risk iştah endeksi	Merkezi Kayıt Kuruluşu
YABRİSE	Yabancı yatırımcıların risk iştah endeksi	Merkezi Kayıt Kuruluşu

5. BULGULAR

Araştırmaya ait tanımlayıcı istatistiklerin yer aldığı veriler Tablo 2’de gösterilmektedir. Her bir değişkenin 344 gözlemden oluştuğu modellerde en yüksek ortalama 7,2819 değeri ile lnBIST30 değişkenine ait iken en düşük ortalama 3,8585 değeri ile lnYABRİSE değişkenini işaret etmektedir. Bunun ile birlikte sonuçlar ayrıca değişkenlerin çoğunlukla negatif çarpık olduğunu belirtmektedir.

Tablo 2. Tanımlayıcı İstatistikler

	Ortalama	Medyan	Maksimum	Minimum	Standart Sapma	Çarpıklık	Basıklık	Gözlem
Model-1								
lnBIST30	7,2819	7,1723	8,6902	6,7830	0,3773	1,7051	5,7654	344
lnBIST50	7,0518	6,9348	8,4889	6,5334	0,3918	1,6238	5,4486	344
lnBIST100	7,1155	6,9861	8,6141	4,7184	0,4398	0,8928	6,8353	344
lnTRİSE	3,8941	3,9411	4,2427	3,1675	0,2226	-0,6868	2,7970	344

lnYERRİSE	4,0059	4,0483	4,3166	3,4607	0,2113	-0,6069	2,4467	344
lnYABRİSE	3,8585	3,8871	4,2664	2,9967	0,2478	-0,5460	2,7742	344

Kesirli frekanslı Fourier ADF birim kök testi sonuçları Tablo 3'te yer almaktadır. Bulgulara göre Panel-A kısmındaki lnBIST30, lnBIST50 ve lnBIST100 değişkenleri için elde edilen 11,3721, 11,5308 ve 8,5529 F-istatistik değerleri Enders ve Lee (2012) çalışmasındaki kritik tablo değerlerinden daha büyük olarak tespit edilmektedir. Bu durum, trigonometrik terimlerin anlamlı olmadığını ifade eden temel hipotezin reddedilmesini gerektirmektedir. Bu sonuç da lnBIST30, lnBIST50 ve lnBIST100 değişkenleri için KFF_{ADF} testinin kullanılmasının uygun olduğunu göstermektedir. Ayrıca söz konusu değişkenlerin KFF_{ADF} test istatistik değerleri -3,811, -3,8586 ve -3,8717 olarak belirlenmektedir. Bu değerler, Bozoklu vd. (2020) çalışmasındaki kritik tablo değerlerinden daha küçük olduğu için serinin birim kök içerdiğini ifade eden temel hipotez reddedilememektedir. Bu durum değişkenlerin seviye düzeyinde birim köklü olduğunu diğer bir deyişle durağan olmadığını göstermektedir. Diğer taraftan lnTRİSE, lnYERRİSE ve lnYABRİSE değişkenlerinin seviye düzeyinde 1,8241, 2,2709 ve 2,8280 olarak tespit edilen F-istatistik değerleri Enders ve Lee (2012) çalışmasındaki kritik tablo değerlerinden daha küçük olduğu için trigonometrik terimlerin anlamlı olmadığını ifade eden temel hipotez reddedilememektedir. Bu durum, lnTRİSE, lnYERRİSE ve lnYABRİSE değişkenleri için fourier fonksiyonlarının anlamlı olmadığını kanıtlamaktadır. Tablo 3'ün Panel-B kısmındaki bulgular ele alındığında lnBIST30, lnBIST50 ve lnBIST100 değişkenlerinin fark seviyelerinde 5,1505, 5,2664 ve 1,4703 olarak belirlenen F-istatistik değerleri Enders ve Lee (2012) çalışmasındaki kritik tablo değerlerinden daha küçük olduğu için trigonometrik terimlerin anlamlı olmadığını ifade eden temel hipotez reddedilememektedir. Bu durum, söz konusu değişkenlerin fark seviyelerinde fourier fonksiyonlarının anlamlı olmadığını ispatlamaktadır.

Sonuç olarak, lnTRİSE, lnYERRİSE ve lnYABRİSE değişkenlerinin seviye düzeyinde, lnBIST30, lnBIST50 ve lnBIST100 değişkenlerinin ise fark düzeylerinde trigonometrik terimlerin istatistiksel olarak anlamsız olması, fourier fonksiyonunun birim kök testi modeline dâhil edilmesine gerek olmadığına işaret etmektedir. Dolayısıyla Kongkuah, Yao ve Yilanci (2021) tarafından uygulanan prosedür takip edilerek çalışmada yer alan değişkenler, ani yapısal kırılmalı birim kök testleri ile sınanmaktadır.

Tablo 3. Kesirli Frekanslı Fourier ADF Birim Kök Testi Sonuçları

	F istatistik	KFF_{ADF} istatistik	Min. KKT	Frekans
Panel A: Düzey				
lnBIST 30	11,3721***	-3,8111 (8)	0,3942	0,50
lnBIST 50	11,5308***	-3,8586 (8)	0,3780	0,10
lnBIST 100	8,5529*	-3,8717 (4)	8,2035	1,10
lnTRİSE	1,8241	-2,9560 (9)	2,7152	3,90
lnYERRİSE	2,2709	-2,9694 (11)	2,3842	2,90
lnYABRİSE	2,8280	-3,3314 (9)	4,1928	2,80
Panel B: Fark				
Δ lnBIST 30	5,1505	-7,4739*** (6)	0,4082	0,50
Δ lnBIST 50	5,2664	-7,5365*** (6)	0,3920	0,10
Δ lnBIST 100	1,4703	-12,7146*** (4)	9,0267	1,10

$\Delta \ln \text{TRİSE}$	1,7119	-6,6058*** (10)	2,7380	4,00
$\Delta \ln \text{YERRİSE}$	4,4496	-7,1739*** (16)	2,3519	2,50
$\Delta \ln \text{YABRİSE}$	2,1353	-8,2187*** (7)	4,3106	2,40

Not: ‘***’ ve ‘*’ ifadeleri sırasıyla %1 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. Analizde ‘sabit terimli ve trendli modeli’ kullanılmıştır. F-istatistik değerleri Enders ve Lee (2012) çalışmasındaki kritik tablo değerleri ile karşılaştırılmıştır. Test istatistik değerleri ise Bozoklu, Yılandı ve Görüş (2020) çalışmasındaki kritik değerler ile karşılaştırılmıştır.

Tablo 4’te Zivot ve Andrews (1992) ile Vogelsang ve Perron (1998) tarafından literatüre kazandırılan birim kök testlerinin sonuçları aktarılmaktadır. Her iki birim kök testi sonuçları da değişkenlerin düzey değerlerinde temel hipotezin reddedilemediğini göstermektedir. Ancak değişkenlerin farkı alındıktan sonra serinin birim köke sahip olduğunu gösteren temel hipotez reddedilmektedir. Bu durum serilerin ani yapısal kırılmalar eşliğinde I(1) olduğunu kanıtlamaktadır.

Tablo 4. Ani Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları

	ZA		AO	
	Test istatistiği	Kırılma Tarihi	Test istatistiği	Kırılma Tarihi
Panel A: Düzey				
lnBIST 30	-1,3267 _a (0)	22.10.2021	-1,1035 _a (0)	01.10.2021
lnBIST 50	-1,2058 _a (0)	22.10.2021	-1,1407 _a (1)	01.10.2021
lnBIST 100	-2,5090 _a (4)	05.11.2021	-3,4179 _a (0)	16.09.2016
lnTRİSE	-3,6339 _b (1)	31.08.2018	-3,6180 _b (1)	26.10.2018
lnYERRİSE	-3,6361 _b (1)	31.08.2018	-3,6225 _b (1)	23.11.2018
lnYABRİSE	-4,0252 _b (1)	30.07.2021	-4,0223 _b (1)	24.09.2021
Panel B: Fark				
$\Delta \ln \text{BIST 30}$	-18,7268 _a *** (0)	22.10.2021	-18,9746 _a *** (0)	15.07.2022
$\Delta \ln \text{BIST 50}$	-18,5761 _a *** (0)	22.10.2021	-18,7794 _a *** (0)	15.07.2022
$\Delta \ln \text{BIST 100}$	-13,0763 _a *** (4)	13.11.2020	-34,5831 _a *** (0)	13.11.2020
$\Delta \ln \text{TRİSE}$	-22,7967 _b *** (0)	13.04.2018	-22,8976 _b *** (0)	13.04.2018
$\Delta \ln \text{YERRİSE}$	-24,2423 _b *** (0)	27.04.2018	-8,6342 _b *** (5)	06.04.2018
$\Delta \ln \text{YABRİSE}$	-12,9063 _b *** (2)	06.04.2018	-22,9299 _b *** (0)	06.04.2018

Not: ‘***’ simgesi %1 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. Her iki birim kök testinde de ‘a’ indisi ‘sabit terimli ve trendsiz modeli’, ‘b’ indisi ‘trendli modeli’ temsil etmektedir

Serilerin I(1) olduğunun anlaşılması üzerine çalışmanın bağımsız değişkenleri olarak yer alan lnTRİSE, lnYERRİSE ve lnYABRİSE ile bağımlı değişken olan lnBIST 30, lnBIST 50 ve lnBIST 100 arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olup olmadığı sınanmaktadır. Bu doğrultuda kullanılan KFF_{ADL} eşbütünleşme testinin sonuçları Tablo 5’te gösterilmektedir. Tablo 5’teki sonuçlara göre, Model 1, Model 2 ve Model 3 için KFF_{ADL} istatistik değeri sırasıyla -10,267, -5,062 ve -5,303’tür. Bu değerler, Model 1 için %1 anlamlılık düzeyinde, Model 2 için %5 anlamlılık düzeyinde ve Model 3 için %5 anlamlılık düzeyinde İlkay vd. (2021) çalışmasındaki kritik değerlerden büyüktür. Bu da bize, tüm modeller için “değişkenler arasında eşbütünleşme olmadığı” hipotezinin reddedilmesine ve bu da bağımlı değişkenler ile tüm, yerli ve yabancı yatırımcıların risk iştahı arasında eşbütünleşme olduğunu

işaret etmektedir. Aynı zamanda, analizin frekans değerleri kesirli olarak belirlendiğinden her üç modelde de kalıcı yumuşak yapısal şokların etkisi ile birlikte eşbütünleşme ilişkisinin varlığı kanıtlanmaktadır.

Tablo 5. Kesirli Frekanslı Fourier ADL Eşbütünleşme Testi Sonuçları

	KFF _{ADL} ist.	Frekans	Min. AIC	Gecikme				Karar
				$\Delta \ln \text{BIST}$	$\Delta \ln \text{TRİSE}$	$\Delta \ln \text{YERRİSE}$	$\Delta \ln \text{YABRİSE}$	
Model-1	-10,267***	0,10	-1,009	30 1	1	1	1	Eşbütünleşme Var
Model-2	-5,062**	0,10	-3,950	50 4	1	1	3	Eşbütünleşme Var
Model-3	-5,303**	0,10	-3,918	100 4	1	1	3	Eşbütünleşme Var

Not: Sabit terimli ve trendli modelden elde edilen test istatistik değeri İlkay vd. (2021) çalışmasındaki kritik değerler ile karşılaştırılmıştır. ‘***’ ve ‘**’ ifadeleri sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeyini belirtmektedir.

Değişkenler arasındaki nedenselliğin varlığı ve yönü hakkında bilgi veren test sonuçları Tablo 6’da sunulmaktadır. Tablo 6’nın Panel A kısmında araştırmanın birinci modelinde bulunan değişkenler arasındaki nedensellik ilişkileri gösterilmektedir. Buna göre çalışmanın bağımlı değişkenlerinden biri olan $\ln \text{BIST}$ 30’dan çalışmanın bağımsız değişkenleri olan $\ln \text{TRİSE}$, $\ln \text{YERRİSE}$ ve $\ln \text{YABRİSE}$ ’e doğru nedenselliğin olmadığını belirten temel hipotez %1 önem düzeyinde reddedilmektedir. Ancak bağımsız değişkenlerden bağımlı değişkene doğru nedenselliğin olmadığını belirten temel hipotez reddedilememektedir. Analizin frekans değeri kesirli olarak belirlendiğinden ilk model için kalıcı yumuşak yapısal değişimler ile birlikte $\ln \text{BIST}$ 30’dan $\ln \text{TRİSE}$, $\ln \text{YERRİSE}$ ve $\ln \text{YABRİSE}$ ’ye doğru tek yönlü nedenselliğin varlığı ispatlanmaktadır. Ayrıca $\ln \text{TRİSE}$ ’den $\ln \text{YERRİSE}$ ve $\ln \text{YABRİSE}$ ’ye doğru tek yönlü nedenselliğin varlığı tespit edilmektedir. Tablo 6’nın Panel B kısmında çalışmanın ikinci modelinde yer alan değişkenlerin nedensellik ilişkilerine ait bulgular aktarılmaktadır. Buna göre $\ln \text{BIST}$ 50’den $\ln \text{TRİSE}$, $\ln \text{YERRİSE}$ ve $\ln \text{YABRİSE}$ ’ye doğru nedenselliğin olmadığını belirten temel hipotez %1 önem düzeyinde reddedilirken bağımsız değişkenlerden bağımlı değişkene doğru nedenselliğin olmadığını belirten temel hipotez reddedilememektedir. Analizin frekans değeri kesirli olarak belirlendiğinden kalıcı yumuşak yapısal kırılmalar ile birlikte ikinci modelin bağımlı değişkeninden bağımsız değişkenlerine doğru tek yönlü nedenselliğin varlığı kanıtlanmaktadır. Bu bulguların aksine, Nur (2022) risk iştahı endeksinden BIST Mali endekse doğru uzanan tek yönlü nedensellik olduğunu ve Topaloğlu ve Cihangir (2022) ise yerli, yabancı ve tüm risk iştah endeksinde meydana gelen şoklar borsa endeks getirisinin nedeni olduğunu tespit etmiştir.

Diğer taraftan, $\ln \text{TRİSE}$ ’den $\ln \text{YERRİSE}$ ile $\ln \text{YABRİSE}$ ’e ve $\ln \text{YERRİSE}$ ’den $\ln \text{YABRİSE}$ ’ye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmektedir. Tablo 6’nın Panel C kısmında çalışmanın üçüncü modeli için nedensellik ilişkilerine dair bulgulara yer verilmektedir. Buna göre bağımlı değişkenlerden biri olan $\ln \text{BIST}$ 100’den $\ln \text{TRİSE}$, $\ln \text{YERRİSE}$ ve $\ln \text{YABRİSE}$ ’ye doğru nedenselliğin olmadığını belirten temel hipotez %1 önem düzeyinde reddedilmektedir. Bununla birlikte, bağımsız değişkenlerden $\ln \text{BIST}$ 100’e doğru nedenselliğin olmadığını belirten temel hipotez reddedilememektedir. Analizin frekans değeri kesirli olarak belirlendiğinden kalıcı yumuşak yapısal

şoklar eşliğinde lnBIST 100'den lnTRİSE, lnYERRİSE ve lnYABRİSE'ye doğru tek yönlü nedenselliğin varlığı kabul edilmektedir. Ayrıca lnYERRİSE ile lnTRİSE arasında çift yönlü, lnTRİSE ve lnYERRİSE'den lnYABRİSE'ye tek yönlü nedensellik ilişkisi saptanmaktadır.

Tablo 6. Kesirli Frekanslı Fourier Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları

Temel Hipotez	W istatistik	Opt. Gecikme	Frekans	Bootstrap Olasılık
Panel A: Model-1				
lnTRİSE => lnBIST 30	1,4104	1	1,80	0,2282
lnBIST 30 => lnTRİSE	1022,7841***	1	1,80	0,0000
lnYERRİSE => lnBIST 30	1,8911	1	1,80	0,1789
lnBIST 30 => lnYERRİSE	713,9182***	1	1,80	0,0000
lnYABRİSE => lnBIST 30	0,0126	1	1,80	0,9030
lnBIST 30 => lnYABRİSE	612,0977***	1	1,80	0,0000
lnYERRİSE => lnTRİSE	1,7749	1	1,80	0,1805
lnTRİSE => lnYERRİSE	3,3994*	1	1,80	0,0642
lnYABRİSE => lnTRİSE	0,5260	1	1,80	0,4199
lnTRİSE => lnYABRİSE	26,3698***	1	1,80	0,0016
lnYABRİSE => lnYERRİSE	1,1017	1	1,80	0,2672
lnYERRİSE => lnYABRİSE	8,0263	1	1,80	0,0082
Panel B: Model-2				
lnTRİSE => lnBIST 50	1,5462	1	1,80	0,2115
lnBIST 50 => lnTRİSE	1127,5620***	1	1,80	0,0000
lnYERRİSE => lnBIST 50	2,0344	1	1,80	0,1553
lnBIST 50 => lnYERRİSE	778,2689***	1	1,80	0,0000
lnYABRİSE => lnBIST 50	0,0296	1	1,80	0,8501
lnBIST 50 => lnYABRİSE	655,0510***	1	1,80	0,0000
lnYERRİSE => lnTRİSE	2,4838	1	1,80	0,1168
lnTRİSE => lnYERRİSE	4,0034**	1	1,80	0,0485
lnYABRİSE => lnTRİSE	0,5672	1	1,80	0,4037
lnTRİSE => lnYABRİSE	29,0633***	1	1,80	0,0012
lnYABRİSE => lnYERRİSE	1,1488	1	1,80	0,2537
lnYERRİSE => lnYABRİSE	9,3152***	1	1,80	0,0045
Panel C: Model-3				
lnTRİSE => lnBIST 100	0,5972	1	0,10	0,3559
lnBIST 100 => lnTRİSE	19,5280***	1	0,10	0,0023
lnYERRİSE => lnBIST 100	0,2471	1	0,10	0,5799
lnBIST 100 => lnYERRİSE	15,7494***	1	0,10	0,0019
lnYABRİSE => lnBIST 100	0,9071	1	0,10	0,1545
lnBIST 100 => lnYABRİSE	23,8473***	1	0,10	0,0024
lnYERRİSE => lnTRİSE	27,5076***	1	0,10	0,0000
lnTRİSE => lnYERRİSE	18,0112***	1	0,10	0,0003
lnYABRİSE => lnTRİSE	0,9597	1	0,10	0,2713
lnTRİSE => lnYABRİSE	39,2457***	1	0,10	0,0000
lnYABRİSE => lnYERRİSE	1,2972	1	0,10	0,2106
lnYERRİSE => lnYABRİSE	35,5573***	1	0,10	0,0000

Not: ‘***’, ‘**’ ve ‘*’ simgeleri sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini belirtmektedir. Bootstrap olasılık değerleri 10000 replikasyona dayanmaktadır.

6. SONUÇ VE TARTIŞMA

Yatırımcıların risk alma eğilimini ifade eden risk iştahındaki değişiklikler, finansal piyasalarda istikrarın sağlanmasında önemli faktördür. Aynı zamanda, literatürde yatırımcıların risk iştahı, riski taşımak isteyip istememesi ile hisse senedi getirileri ve endeksi arasında pozitif bir korelasyon olduğu kanıtına ulaşılmaktadır. Bu çalışmada da amaç, Türkiye’deki Borsa İstanbul endeksleri ile Risk İştahı endeksleri arasındaki ilişkiyi incelemektir. Çalışmada, Haziran 2016-Aralık 2022 döneminde Türkiye’deki BİST30, BİST50 ve BİST 100 endeksleri ile Risk İştahı endeksleri arasında ortaya çıkan yapısal değişimler Fourier fonksiyonları temel alınarak analiz edilmektedir.

Çalışmada öncelikle değişkenlerin durağanlık özellikleri Enders ve Lee (2012) tarafından geliştirilen ve Bozoklu vd. (2020) tarafından katkı sağlanan kesirli frekanslı Fourier ADF birim kök testi ile sınanmakta ve aynı zamanda Zivot ve Andrews (1992) ve Vogelsang ve Perron (1998) yapısal kırılmalı birim kök testleri de uygulanmaktadır. İkinci aşamada, KFF_{ADL} eşbütünleşme testi ile değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi sınanmaktadır. Son aşamada ise Nazlıoğlu vd. (2016) tarafından geleneksel Toda-Yamamoto nedensellik testine Fourier fonksiyonu eklenerek elde edilen test ile değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi incelenmektedir.

Ampirik bulgular, değişkenlerin $I(1)$ düzeyinde durağan olduğunu ve BİST30, BİST50 ve BİST100 endeksleri ile Risk İştah endeksleri arasında eşbütünleşme varlığını göstermektedir. Topaloğlu ve Cihangir’in (2022) çalışmasında belirtildiği üzere, değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkinin nedeni, hisse senedi piyasasındaki fiyatlardaki değişimlerin yerli, yabancı ve tüm yatırımcıların duyarlılığında ve tutumlarındaki değişimden kaynaklı olmasıdır, diğer bir deyişle yatırımcı tutumları ile pay piyasasının ilişkili olmasıdır. Ayrıca yatırımcıların risk duygularının olduğu durumlarda risk ile getiri arasında uzlaşma olduğu Sajid, Saleem ve Iqbal’in (2022) çalışmasında da belirtilmektedir. Diğer taraftan yatırımcı risk iştahı üzerinde global risklerin etkisi bulunmakta ve küresel ekonomik ortamı etkileyen COVID-19 salgınının da dahil olduğu Haziran 2016- Aralık 2022 çalışma döneminde COVID-19 salgını risk iştahlarını etkilemektedir. Borsa İstanbul’da Ocak 2020 yılında yabancı yatırımcıların portföylerinde yaklaşık %60 miktarda hisse bulunurken Aralık 2022 yılında bu oran yaklaşık %30’dur. Bu bağlamda, COVID-19 salgınından etkilenen yatırımcı tutumları ve algıları hisse senedi fiyat düzeylerini de etkilemektedir. Aynı zamanda çalışma bulgularına göre, Haziran 2016- Aralık 2022 döneminde BİST30, BİST50 ve BİST endekslerinden TRİSE, YERRİSE ve YABRİSE Risk İştah endekslerine doğru uzanan tek yönlü nedensellik olduğu saptanmaktadır. Çalışmada, BİST endeksleri ile Risk İştah endeksleri arasında yapısal ilişki olduğu bulgusu, Ergün, Cagli ve Salı (2022), Nur (2022), Topaloğlu ve Cihangir (2022) ve Demirci ve Sinoplu (2023) tarafından onaylanmaktadır.

Çalışmanın bu bulguları hem akademisyenler hem de uygulayıcılar için ilgi çekicidir. Bu bağlamda kurumsal ve bireysel yatırımcılar; finansal varlık fiyat tahmini yaparken ve iyi bir portföy oluştururken yatırımcıların riskten kaçınma yönelimlerini, riske yönelik tutumlarını veya risk iştahını göz önünde bulundurmalıdır. Bu bulgular; özellikle yatırımcıların yatırım kararı verme süreçlerinde yararlanması için tavsiye edilmektedir. Ayrıca, Ergün vd.’nin (2022) elde ettiği bulgulara göre, yatırımcılar ve politika yapımcılar, finansal piyasalarda etkinliği ve likiditeyi arttırabilmek için para ve maliye politikalarını ve piyasaya ilişkin düzenlemeleri küresel koşullara uyarlamaları gerektiği belirtilmektedir.

Diğer taraftan, bu çalışmanın bazı kısıtları bulunduğundan gelecek çalışmalar için tavsiyeler şöyle sıralanabilir. Örneğin; gelecekteki araştırmalarda farklı ekonomik koşullar veya jeopolitik risk, ülke kredi riski, ekonomik politik belirsizlik gibi farklı riskler altında risk iştahı ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkinin bağımlılık yapısı ele alınabilir. Aynı zamanda, gelecekteki çalışmalar risk iştahını etkileyen diğer unsurların da hisse senedi fiyatlarına, getirisine veya borsa endeksine etkisini inceleyebilir.

Etik Beyan

“Yerli ve Yabancı Yatırımcılara Ait Risk İştahlarındaki Değişimlerin BIST Endekslerine Etkisi: Fourier Testlerinden Kanıtlar” başlıklı çalışmanın yazılması ve yayınlanması süreçlerinde Araştırma ve Yayın Etiği kurallarına riayet edilmiş ve çalışma için elde edilen verilerde herhangi bir tahrifat yapılmamıştır. Çalışma için etik kurul izni gerekmemektedir.

Katkı Oranı Beyanı

Çalışmadaki yazarların tümü çalışmanın yazılmasından taslağın oluşturulmasına kadar tüm süreçlere eşit katkı yapmış ve nihai halini okuyarak onaylamıştır.

Çatışma Beyanı

Yapılan bu çalışma gerek bireysel gerekse kurumsal/örgütsel herhangi bir çıkar çatışmasına yol açmamıştır.

KAYNAKÇA

- Akdag, S., İskenderoglu, Ö. ve Alola, A.A. (2020). The Volatility Spillover Effects Among Risk Appetite Indexes: Insight From the VIX and the Rise. *Letters in Spatial and Resource Sciences*, 13(1), 49-65.
- Banerjee, P., Arčabić, V. ve Lee, H. (2017). Fourier ADL Cointegration Test to Approximate Smooth Breaks with New Evidence From Crude Oil Market. *Economic Modelling*, 67, 114-124.
- Belghitar, Y. ve Clark, E.A. (2012) The Effect of CEO Risk Appetite on Firm Volatility: An Empirical Analysis of Financial Firms. *International Journal of the Economics of Business*, 19(2), 195-211. <https://doi.org/10.1080/13571516.2012.642640>
- Bellardini, L., Murro, P. ve Previtali, D. (2024). Measuring the Risk Appetite of Bank-Controlling Shareholders: The Risk-Weighted Ownership index. *Global Finance Journal*, 100935.
- Bozoklu, S., Yilanci, V. ve Gorus, M.S. (2020). Persistence in Per Capita Energy Consumption: A Fractional İntegration Approach with a Fourier Function. *Energy economics*, 91, 104926.
- Chang, H.W., Chang, T. ve Wang, M.C. (2024). Revisit The Impact of Exchange Rate on Stock Market Returns During The Pandemic Period. *The North American Journal of Economics and Finance*, 102068.
- Christopoulos, D.K. ve Leon-Ledesma, M.A. (2011). International Output Convergence, Breaks, and Asymmetric Adjustment. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*. 15(3).
- De Mendonça, H.F. ve Díaz, R.R.R. (2023). Can Ignorance About The Interest Rate and Macroeconomic Surprises Affect The Stock Market Return? Evidence From A Large Emerging Economy. *The North American Journal of Economics and Finance*, 64, 101868.

Avcı, P. & Çınar, U. (2024). Yerli ve Yabancı Yatırımcılara Ait Risk İştahlarındaki Değişimlerin BİST Endekslerine Etkisi: Fourier Testlerinden Kanıtlar. *KMÜ Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 26(46), 567-584.

Demirci, F. ve Sinoplu, Ç. (2023). Yatırımcıların Risk İştahları ve Hisse Senedi Getirileri Arasındaki İlişki: Borsa İstanbul'da Bir Araştırma. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 98, 155-170.

Demirer, R., Gkillas, K., Kountzakis, C. ve Mavragani, A. (2020). Risk Appetite and Jumps in Realized Correlation. *Mathematics*, 8(12), 2255. <https://doi.org/10.3390/math8122255>

Enders, W. ve Jones, P. (2016). Grain Prices, Oil Prices, and Multiple Smooth Breaks in a VAR. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 20(4), 399-419.

Enders, W. ve Lee, J. (2012). The Flexible Fourier Form and Dickey–Fuller Type Unit Root Tests. *Econ. Lett.* 117(1), 196-199.

Ergün, Z.C., Cagli, E.C. ve Salı, M.B.D. (2022). The Interconnectedness Across Risk Appetite of Distinct Investor Types in Borsa Istanbul. *Studies in Economics and Finance, Emerald Group Publishing Limited*, 40(3), 425-444.

Fang, H., Chung, C. P., Lu, Y. C., Lee, Y. H. ve Wang, W. H. (2021). The Impacts of Investors' Sentiments on Stock Returns Using Fintech Approaches. *International Review of Financial Analysis*, 77, 101858.

Fettahoğlu, S. (2019). Kredi Temerrüt Swap Primi İle Yatırımcı Sınıflarına Göre Risk İştahı Arasındaki İlişki: Türkiye Analizi. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 84, 265-278. <https://doi.org/10.25095/mufad.625880>

Gemici, E., Gök, R. ve Bouri, E. (2023). Predictability of Risk Appetite in Turkey: Local Versus Global Factors. *Emerging Markets Review*, 55, 101018.

Ilkay, S.C., Yilanci, V., Ulucak, R. ve Jones, K. (2021). Technology Spillovers and Sustainable Environment: Evidence From Time-Series Analyses with Fourier Extension. *Journal of Environmental Management*, 294, 113033.

Kalafatçılar, K. ve Keles, G. (2011). *Risk İstahi Endeksleri ve İfade Ettikleri* (No. 1112). Research and Monetary Policy Department, Central Bank of the Republic of Turkey.

Kaya, A. (2021). Menkul Kıymet Yatırımcıların Risk Alma Eğilimleri. *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar Dergisi*, 15(2), 261-287.

Kongkuah, M., Yao, H. ve Yilanci, V. (2021). The Relationship Between Energy Consumption, Economic Growth, and CO2 Emissions in China: The Role of Urbanisation and International Trade. *Environment, Development and Sustainability*, 1-25.

Liu, Q., Wang, S. ve Sui, C. (2023). Risk Appetite and Option Prices: Evidence From The Chinese SSE50 Options Market. *International Review of Financial Analysis*, 86, 102541. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2023.102541>

Longin, F. ve Solnik, B. (2001). Extreme Correlation of International Equity Markets. *Journal of Finance*, 56, 649-676.

Nazlioglu, S., Gormus, N. A. ve Soytas, U. (2016). Oil Prices and Real Estate Investment Trusts (REITs): Gradual-Shift Causality and Volatility Transmission Analysis. *Energy Economics*, 60, 168-175.

Nur, T. (2022). Yatırımcı Risk İştahının Pay Piyasasına Etkisi: BİST Mali Endeksi Üzerine Bir Araştırma. *Fiscaoeconomia*, 6(3), 1103-1125.

Avcı, P. & Çınar, U. (2024). Yerli ve Yabancı Yatırımcılara Ait Risk İştahlarındaki Değişimlerin BIST Endekslerine Etkisi: Fourier Testlerinden Kanıtlar. *KMÜ Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 26(46), 567-584.

Obradović, S. ve Lojanica, N. (2023). What was Done Under the Argentine Sun: An Econometric Study of Environmental Quality Along with Economic Growth and Financial Development. *Air Quality, Atmosphere & Health*, 16(3), 567-582.

Otieno, D.A., Ngugi, R.W. ve Muriu, P.W. (2019). The Impact of Inflation Rate on Stock Market Returns: Evidence From Kenya. *Journal of Economics and Finance*, 43, 73-90.

Önk, H. ve Saygın, O. (2022). Bitcoin, Risk İştahı, BİST100 Endeksi İlişkisi: Türkiye Örneği. *International Journal of Disciplines in Economics & Administrative Sciences Studies*, 8(42), 419-427.

Özer, A. (2020). Determinants of Risk Appetite and Sectoral Effects of Risk Appetite: The Case of Turkey. Y. Akay Unvan ve İ. Serbestoğlu (Ed.), *Current Researches in Economics and Administrative Sciences* içinde (ss. 141-162). IVPE Yayınevi

Pata, U.K. ve Yilanci, V. (2020). Financial Development, Globalization and Ecological Footprint in G7: Further Evidence From Threshold Cointegration and Fractional Frequency Causality Tests. *Environmental and Ecological Statistics*, 27(4), 803-825.

Pericoli, M. ve Sbracia, M. (2009). Capital Asset Pricing Model and the Risk Appetite Index: Theoretical Differences, Empirical Similarities and Implementation Problems. *International Finance*, 12(2), 123-150.

Perron, P. (1989). The Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, 57 (6), 1361-1401.

Qadan, M. (2019a). Risk Appetite, Idiosyncratic Volatility and Expected Returns. *International Review of Financial Analysis*, 65, 101372.

Qadan, M. (2019b). Risk Appetite and The Prices of Precious Metals. *Resources Policy*, 62, 136-153.

Qadan, M. ve Jacob, M. (2022). The Value Premium and Investors' Appetite for Risk. *International Review of Economics & Finance*, 82, 194-219.

Qadan, M. ve Idilbi-Bayaa, Y. (2020). Risk Appetite and Oil Prices. *Energy Economics*, 85, 104595. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2019.104595>

Sajid, A.N., Saleem, H.M.N. ve Iqbal, J. (2022). Risk-Appetite Discriminated Investors' Portfolio Optimization: Lessons from Pakistan Stock Exchange Listed Fertilizer Industry. *Journal of Finance & Economics Research*, 7(2), 51-65.

Saiti, K., Mwangi, C.I., Okiro, K. ve Gathiaka, K. (2023). Sentiment, Risk Appetite and Stock Returns of Individual Investors at The Nairobi Securities Exchange. *African Journal of Emerging Issues*, 5(12), 87-101.

Saraç, T.B., İskenderoğlu, Ö. ve Akdağ, S. (2016). Yerli ve Yabancı Yatırımcılara Ait Risk İştahlarının İncelenmesi: Türkiye örneği. *Sosyoekonomi*, 24(30), 29-44.

Shahbaz, M., Loganathan, N., Tiwari, A.K. ve Sherafatian-Jahromi, R. (2015). Financial Development and Income Inequality: Is There Any Financial Kuznets Curve in Iran?. *Social Indicators Research*, 124, 357-382.

Shaikh, I. (2018). Investors' Fear and Stock Returns: Evidence From National Stock Exchange of India. *Engineering Economics*, 29(1), 4-12.

Avcı, P. & Çınar, U. (2024). Yerli ve Yabancı Yatırımcılara Ait Risk İştahlarındaki Değişimlerin BIST Endekslerine Etkisi: Fourier Testlerinden Kanıtlar. *KMÜ Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 26(46), 567-584.

Sözen, Ç., İspiroğlu, F. ve Şeyranlıoğlu, O. (2022). Investigation of the Effect of Investor Risk Appetite Index and Macroeconomic Indicators on the BIST-100 Index. *Bulletin of Economic Theory and Analysis*, 7(2), 355-378.

Topaloğlu, E.E. ve Cihangir, Ç.K. (2022). Risk İştahının Pay Piyasa Getirisi ve Volatilitesine Etkisi: FIEGARCH, NARDL ve Hatemi-J Modelleri ile Borsa İstanbul Üzerine Bir Araştırma. *Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 24(3), 973-1004.

Vogelsang, T.J. ve Perron, P. (1998) Additional Tests for a Unit Root Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time. *Int Econ Rev.* 1073-1100.

Zhang, L., Bai, J., Zhang, Y. ve Cui, C. (2023). Global Economic Uncertainty and the Chinese Stock Market: Assessing the Impacts of Global Indicators. *Research in International Business and Finance*, 65, 101949.

Zhu, H., Yu, D., Hau, L., Wu, H. ve Ye, F. (2022). Time-Frequency Effect of Crude Oil and Exchange Rates on Stock Markets in BRICS Countries: Evidence From Wavelet Quantile Regression Analysis. *The North American Journal of Economics and Finance*, 61, 101708.

Zivot, E. ve Andrews, D.W.K. (2002). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(1), 25-44.

Extended Abstract

The Impact of Changes in Risk Appetite of Domestic and Foreign Investors on BIST Indices: Evidence from Fourier Tests

Changes in risk appetite, which express investors' risk-taking tendency, are important factors in ensuring stability in the financial markets. Therefore, the increase or decrease in investors' risk appetite has an impact on their decisions to buy or not buy stocks, and this situation appears to lead to a structural change in stock prices (Önk and Saygın, 2022:425). In the literature in the world and especially in Turkey, the relationship between risk appetite and stock price return is examined and analyzed in many studies using various methods such as Granger causality, Todo-Yomamoto causality, Breitung and Candelon causality, VAR models and linear ARDL model. Many studies in the literature provide some empirical evidences; there is a positive correlation between investors' risk appetite, whether they want to carry the risk, and stock returns and index (Qadan, 2019a; Özer, 2020; Kaya, 2021; Sözen, İspiroğlu and Şeyranlıoğlu, 2022; Saiti, Mwangi, Okiro and Gathiaka, 2023). Considering the findings stated above, the aim of this study is to examine the relationship between Borsa Istanbul indices and Risk Appetite indices in Turkey. In the study, the structural changes that occurred between the BIST30, BIST50 and BIST 100 indices and Risk Appetite indices in Turkey between June 2016 and December 2022 are analyzed based on Fourier functions.

For this purpose, the forecasting process based on econometric approaches consists of three stages. In the first stage of the study, the stationarity properties of the variables are tested with fractional frequency Fourier ADF, Zivot-Andrews (1992) and Vogelsang and Perron (1998) unit root tests; In the second stage, the fractional frequency Fourier ADL cointegration test is used to examine the cointegration between the variables in the models; and in the final stage, fractional frequency Fourier Toda-Yamamoto causality test is applied to test the causality effect between the selected variables. While BIST30, BIST50 and BIST100 data are obtained from the Investing (www.investing.com) database, TRISE, YERRISE and YABRISE indices are obtained from the data calculated separately on a weekly basis by the Central Registry Agency (MK) for all investors, domestic investors and foreign investors. Data were analyzed with Eviews 12 and Gauss 23 programs.

Empirical findings show that BIST30, BIST50, BIST100 indices and Risk Appetite indices are stationary at the first difference level. According to the cointegration test findings, the existence of cointegration between BIST30, BIST50 and BIST100 indices and Risk Appetite indices is indicated. At the same time, according to the study findings, it is determined that there is a unidirectional causality extending from BIST30, BIST50 and BIST indices to TRISE, YERRISE and YABRISE Risk Appetite indices in the period of June 2016-December 2022. In the study, the finding that there is a structural relationship between BIST indices and Risk Appetite indices is confirmed by Ergün, Cagli and Tuesday (2022), Nur (2022), Topaloğlu and Cihangir (2022) and Demirci and Sinoplu (2023).

In addition, these findings offer important recommendations for both academics and practitioners. The first of these is institutional and individual investors; when estimating financial asset prices and creating a good portfolio, investors should take into account their risk aversion tendencies, attitudes towards risk or risk appetite. As Ergün et al. (2022) stated in their study, it is stated that investors and policy makers should adapt monetary and fiscal policies and market regulations to global conditions in order to increase efficiency and liquidity in the financial markets.

Finally, the most important contribution of this study to the literature is the application of the updated unit root test, cointegration test and causality approach developed by adding the Fourier function, unlike traditional tests, in analyzing the relationship between Borsa Istanbul indices and Risk Appetite indices.
