



Article Info/Makale Bilgisi

✓Received/Geliş: 01.07.2024 ✓Accepted/Kabul: 20.09.2024

DOI: 10.30794/pausbed.1508076

Research Article/Araştırma Makalesi

Karaca, C. (2024). "BİST 100 Endeksi Üzerinde Faiz Oranı, Altın Fiyatı ve Döviz Kurunun Etkisi: Fourier ARDL ve Fourier Kantil Nedensellik Analizinden Kanıtlar", *Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, sayı 65, ss. 9-30.

BİST 100 ENDEKSİ ÜZERİNDE FAİZ ORANI, ALTIN FİYATI VE DÖVİZ KURUNUN ETKİSİ: FOURIER ARDL VE FOURIER KANTİL NEDENSELLİK ANALİZİNDEN KANITLAR

Cengizhan KARACA*

Öz

Bu çalışmanın amacı faiz oranı, altın fiyatı ve dolar kurunun BİST 100 endeksi üzerindeki etkisini ortaya çıkarmaktır. Bu amaçla, bankalarca açılan mevduatların ağırlıklı ortalama faiz oranı, Türk Lirası cinsinden gram altın fiyatı ve TCMB döviz alışa göre alınmış dolar kurunun BİST 100 endeksi üzerindeki etkisi Ocak 2002 – Kasım 2023 dönemine ait aylık verilerle ve 262 gözlemle zaman serisi oluşturulmak suretiyle Fourier ADF birim kök testi, Fourier Bootstrap ARDL Testi ve Fourier Bootstrap Kantil nedensellik Testi ile ortaya çıkarılmıştır. Elde edilen bulgulara göre, faiz oranı ile BİST 100 endeksi arasında uzun dönemli negatif katıyılı bir ilişki tespit edilirken altın fiyatı ve dolar kuru ile BİST 100 endeksi üzerinde uzun dönemli pozitif bir ilişkinin varlığı iddia edilmektedir. Ayrıca, Fourier fonksiyonlu kısa dönem ilişkilerine göre, faiz oranı ile BİST 100 endeksi arasında 2 gecikmede pozitif ve anlamlı bir ilişki; dolar kuru ile BİST 100 endeksi arasında cari dönemde negatif, 1 gecikmede pozitif ve 2 gecikmede negatif bir etki gözlemlenmiştir. altın fiyatının ise kısa dönemde BİST 100 endeksi üzerinde herhangi bir etkisi bulunmamaktadır. Ayrıca, Fourier fonksiyonlu nedensellik ilişkileri dikkate alındığında, faiz oranından BİST 100 endeksine doğru 9. Kantilde ve BİST 100 endeksinden faiz oranına doğru 1. Kantilde; altın fiyatından BİST 100 endeksine doğru 3. Kantilde; dolar kurundan BİST 100 endeksine doğru 3. ve 4. Kantilde nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Anahtar kelimeler: BİST 100 endeksi, Faiz oranı, Altın fiyatı, Dolar kuru, Fourier tabanlı testler.

THE IMPACT OF INTEREST RATES, GOLD PRICES, AND EXCHANGE RATES ON BIST 100 INDEX: EVIDENCE FROM FOURIER ARDL AND FOURIER QUANTILE CAUSALITY ANALYSIS

Abstract

This study aims to uncover the impact of interest rates, gold prices, and the USD exchange rate on the BIST 100 index. For this purpose, the effects of the weighted average interest rate on bank deposits, the price of gold in Turkish Lira per gram, and the USD exchange rate according to the Central Bank of Türkiye's buying rate on the BIST 100 index are revealed through monthly data from January 2002 to November 2023, encompassing 262 observations. The analysis employs the Fourier ADF unit root test, Fourier Bootstrap ARDL test, and Fourier Bootstrap Quantile causality test. The findings indicate a long-term negative relationship between interest rates and the BIST 100 index, while asserting a long-term positive relationship with gold prices and the USD exchange rate. Moreover, according to the short-term relationships facilitated by Fourier functions, a positive and significant relationship exists between interest rates and the BIST 100 index at two lags; a negative effect in the current period, a positive effect at one lag, and a negative effect at two lags are observed between the USD exchange rate and the BIST 100 index. No short-term impact of gold prices on the BIST 100 index is observed. Additionally, considering Fourier function-driven causality relationships, causality is detected from interest rates to the BIST 100 index at the 9th quantile and from the BIST 100 index to interest rates at the 1st quantile; from gold prices to the BIST 100 index at the 3rd quantile; and from the USD exchange rate to the BIST 100 index at the 3rd and 4th quantiles..

Keywords: BIST 100 index, Interest rates, Gold prices, Dolar exchange rate, Fourier-based tests.

*Dr. Öğr. Üyesi, Gaziantep Üniversitesi, Sosyal Bilimler Meslek Yüksekokulu, GAZİANTEP.
e-posta: ckaraca@gantep.edu.tr, (<https://orcid.org/0000-0002-8121-7142>)

1. GİRİŞ

Finansal piyasaların evrimi, finansal sistem içinde değerlendirilen finansal araçların kullanımının artması ve çeşitlenmesiyle sağlanmaktadır (Öz vd., 2020; Şeker, 2021). Küreselleşmenin etkisi altında finans piyasaları, sürekli ve belirgin değişimler geçirmiştir. Bu değişimler, özellikle sermaye üzerindeki kısıtlamaların kaldırılmasıyla hem yükselen hem de gelişmiş ekonomiler üzerinde etkili olmuştur. Ekonomik birimlerin ekonomiye dair beklentileri ile ekonomik değişkenler arasındaki ilişkinin sıklığı, 1970'li yıllardan itibaren ekonomi biliminin önemli bir meselesi haline gelmiştir. Böylece, çeşitli ülkelerin ilgili kurum ve kuruluşları, tasarruf sahiplerinin beklentilerini belirlemeye yönelik araştırmalar yapmaktadır (Gökalp, 2019; Önem, 2021; Gemici, 2020).

Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin bireysel ve kurumsal yatırımcılarının yakından takip ettiği Borsa İstanbul endekslerinin de finansal yatırım araçlarından ne derece etkilendiğinin araştırılması önemli bir konudur. Türkiye'deki tasarruf sahipleri, birikimlerini değerlendirme konusunda genellikle altın, döviz, borsa ve vadeli mevduat gibi yatırım araçlarını tercih etmektedir. Bunun temel sebebi, uygun yatırım portföylerinde değerlendirilemeyen tasarrufların enflasyon karşısında değer kaybetmesidir. Ancak, bu araçların yüksek volatilitesi ve aralarındaki dinamik etkileşim, bireylerin ve kurumların yatırım kararlarını zorlaştırmaktadır. Bu durum, özellikle yatırım seçimleri konusunda kararsızlık yaratabilmekte ve tasarruf sahiplerini güç durumda bırakabilmektedir (Cihangir vd., 2020). Bu noktada, Borsa İstanbul yerli ve yabancı yatırımcılarının hangi finansal yatırıma yöneldiği, alınan faiz artış kararlarına nasıl tepkiler verdiği ve bu eğilimin Türkiye'nin en önemli endeksi sayılabilecek BİST 100 üzerinde nasıl bir etki bıraktığı önemli bir araştırma problemi olarak ortaya çıkmakta ve söz konusu problemin çözümü bu çalışmanın ana motivasyonunu oluşturmaktadır.

Faiz oranlarının BİST 100 endeksi üzerindeki etkisini inceleyen birçok çalışma bulunmaktadır. Yapılan literatür gruplamasında söz konusu ilişkinin farklı şekilde ortaya çıktığı görülmektedir. Örneğin, faiz oranları ile BİST 100 arasında uzun dönemli ilişkinin varlığını savunan (Güney ve İlgin, 2019; Özmerdivanlı, 2021; Şanlı vd., 2021) çalışmaların aksine uzun dönemde ilişki olmadığını savunan (Ögel ve Gökgez, 2020) çalışma da yer almaktadır. Bunun yanında, faiz oranlarının BİST 100 endeksi ile arasındaki ilişkinin negatif yönde olduğunu (Aktaş ve Akdağ, 2013; Cihangir vd., 2020; Gazel, 2017; Güngör ve Polat, 2020; İlgin ve Sari, 2020; Koyuncu, 2018; Ünal vd., 2022; Yıldız, 2014) savunan bir çok çalışma olmasına rağmen aradaki ilişkinin dönemsel olarak pozitif ve negatif tepkili olduğunu savunan çalışma da bulunmaktadır (Şeker, 2021). Bununla birlikte, mevduat faiz oranlarının BİST 100 getiri oynaklığı üzerinde herhangi bir etkisinin bulunmadığına dair kanıtlar (Korkmaz vd., 2016) da ortaya atılmaktadır.

Altın fiyatlarının BİST 100 üzerindeki etkisi de çokça çalışma tarafından irdelenmektedir. Bu çalışmalar da faiz oranlarında olduğu gibi oldukça farklı sonuçlar üretmektedir. Örneğin, altın fiyatları ile BİST 100 arasında kısa ve uzun dönemde hiçbir ilişkinin olmadığına yönelik bulguların (Aktaş ve Akdağ, 2013; Başarir, 2019; Gülhan, 2020; Güngör ve Polat, 2020; Kara, 2022; Özmerdivanlı, 2021) yanında uzun dönemde ilişki olmasa da nedensellik ilişkisinin varlığını (Cingöz ve Kendirli, 2019; Şanlı vd., 2021) sınavan çalışmalar görülmektedir. Bunun tam aksine, altın fiyatları ile BİST 100 endeksi arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını (Güney ve İlgin, 2019; İlkhan vd., 2022), söz konusu bu ilişkinin uzun dönemde negatif olduğunu (Gazel, 2017), kısa dönemde ise altın fiyatlarına gelen şokun BİST 100 endeksi üzerinde negatif etki bıraktığını (Yıldız, 2014) tespit eden çalışmalar yer almaktadır. Diğer taraftan, altın fiyatlarının BİST 100 üzerinde nedensellik ilişkisi bulunmasa da kısa dönemde aradaki ilişkinin pozitif olduğunu iddia eden bir çalışmaya rastlanmaktadır (Cihangir vd., 2020).

Dolar kurunun BİST 100 endeksi üzerindeki etkisi de diğer finansal yatırım araçları gibi bir çok araştırmanın konusu olmuş ve aradaki ilişkinin yönü ve şiddeti birçok çalışmada merak konusu olmuştur. Örneğin, yapılan çalışmaların bir çoğunda dolar kuru ile BİST 100 endeksi arasında uzun dönemli ve nedensel bir ilişki olduğu vurgulanmaktadır (Boyacıoğlu vd., 2023; Güney ve İlgin, 2019; İlkhan vd., 2022; Özmerdivanlı, 2021; Şanlı vd., 2021). Bu görüşü destekler nitelikte bazı çalışmalarda uzun dönemli bir ilişkinin varlığı pozitif yönlü olarak açıklanmaktadır (Ünal vd., 2022; Ünlü, 2023). Kısa dönemli etkiye bakıldığında ise aradaki ilişki tartışmalı yerini korumaktadır. Dolar kurundaki değişimlerin BİST 100 endeksini ve diğer alt endeksleri kısa dönemde negatif etkilediği görüşünü savunan (Aktaş ve Akdağ, 2013; Güngör ve Polat, 2020; İlgin ve Sari, 2020; Yıldız, 2014; Yıldırım vd., 2020) görüşlerin yanında aradaki ilişkinin pozitif olabileceğini iddia eden (Cihangir vd., 2020; Öndeş ve Levet, 2020; Ünal vd., 2022; Ünlü, 2023) çalışmalar da dikkati çekmektedir. Daha ötesi, dolar kurundaki şokların BİST 100 endeksi üzerinde dönemsel pozitif ve negatif etkiler bıraktığını tartışan çalışmalar da yer almaktadır (Durmuş vd., 2019; Gazel, 2017; Şeker, 2021). Görüldüğü üzere, alınan faiz kararları, altın fiyatları ve dolar kurunun BİST 100 endeksi üzerindeki etkisi halen tartışmalı bir konu olarak güncelliğini korumaktadır.

Bu çalışma literatüre üç yönlü katkı sağlamayı hedeflemektedir. Birincisi, faiz oranlarının, altın fiyatlarının ve dolar kurunun BİST 100 üzerindeki etkisinin incelenmesinde Ocak 2002 – Kasım 2023 dönemini kapsayan güncel bir veri seti ile sonuçları irdelemektedir. İkincisi, söz konusu değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkilerin ortaya çıkarılmasında yumuşak geçişli yapısal kırılmaları dikkate alan ve ilişkinin şiddetini farklı simülasyonlarla sınanan ve yeni geliştirilmiş olan Fourier Bootstrap ARDL testinin kullanılmasıdır. Bu teste klasik ARDL yaklaşımına sinüs ve kosinüs eklentileri yapılarak daha tutarlı sonuçlar türetilmesi mümkün olmaktadır. Ayrıca, çalışmaya sağlamlık kazandırmak ve Fourier Bootstrap ARDL testinin tutarlılığını ölçmek üzere FMOLS, DOLS ve CCR testleri analiz sürecine dahil edilmiş ve daha tutarlı sonuçlar elde edilmiştir. Üçüncüsü, söz konusu değişkenler arasındaki nedensellik incelemeleri, değişkenlerin hangi kantilde ve yönde nedensel olduğunu, klasik nedensellik testlerine yapılan ilavelerle farklı simülasyonlarla daha güçlü sonuçlar türeten ve yeni geliştirilmiş Fourier Kantil Nedensellik testi gerçekleştirilmiştir. Bu sayede, faiz oranındaki, altın fiyatlarındaki ve dolar kurundaki değişimlerin BİST 100 endeksinin hangi düzeyinde (kaçıncı kantilde) nedensel ilişki içerdiği bu test ile ortaya çıkarılmaktadır. Tüm bu analizlerin gerek bireysel gerekse de kurumsal yerli ve yabancı yatırımcı için önemli bir ışık tutacağı düşünülmektedir.

Çalışmanın ikinci bölümünde literatür taramasına ve hipotezlere; üçüncü bölümde veri seti ve yöntem; dördüncü bölümde ampirik bulgulara ve tartışmaya; son bölümde ise sonuç ve değerlendirmeye yer verilmektedir.

2. LİTERATÜR TARAMASI

Türkiye’de BİST 100 endeksi ve bazı alt endeksler üzerinde faiz oranlarının, altın fiyatlarının ve dolar kurunun etkilerini inceleyen çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Söz konusu çalışmalar faiz oranları ile BİST 100 endeksi, altın fiyatları ile BİST 100 endeksi ve dolar kuru ile BİST 100 endeksi olmak üzere bu çalışmada üç kategoride incelenmektedir.

2. 1. Faiz Oranı – BİST 100 ilişkisi

Faiz oranları ile BİST 100 endeksi arasındaki ilişkilerin ele alındığı bir grup çalışmada iki değişken arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu ve ilişkilerin tek ve çift yönlü nedensellik içerdiğine yönelik iddialar yer almaktadır. (Güney ve İlgin, 2019), 2007/12 - 2018/05 tarihlerini kapsayan 126 aylık veri üzerinde Johansen Eşbütünleşme, etki – tepki, varyans ayrıştırma ve Granger nedensellik analizleri gerçekleştirilmiş ve faiz oranları ile BİST 100 arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı ve çift yönlü nedensellik ilişkisi ortaya koyulmuştur. (Şanlı vd., 2021), 2000-2021 yılları arasında BIST100 endeksinin faiz oranlarına olan duyarlılığını analiz etmiş, COVID-19 pandemisi döneminde bu ilişkilerin nasıl değiştiğini Johansen-Juselius eşbütünleşme analizi, varyans ayrıştırma, etki-tepki analizleri ile Granger nedensellik testi incelenmiştir. Tespit edilen sonuçlara göre, faiz oranları ile BİST 100 arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı; çift yönlü nedensellik ilişkisi ile ortaya koyulmuştur. (Özmerdivanlı, 2021), Türkiye’de COVID-19 pandemisinin başlangıcından itibaren 11/03/2020 - 31/07/2021 dönemi için Johansen Eşbütünleşme, VECM ve Granger Nedensellik testleri ile faiz oranlarından BİST 100’e doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit etmiştir. Ancak, bu çalışmaların aksine faiz oranları ile BİST 100 endeksi arasındaki ilişkinin anlamsız olduğunu ve aralarında bir eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını savunan bir çalışma da tespit edilmiştir. Örneğin, (Ögel ve Gökgöz, 2020), 7 Ocak 2011-29 Mart 2019 dönemini günlük veriler üzerinden tek kırılmalı eşbütünleşme analizine göre faiz oranları ile BİST 100 ve Katılım 30 arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı vurgulamışlardır. Ancak faiz oranlarının BIST-100 endeksine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu belirtilmekle birlikte faiz oranları ile Katılım 30 endeksi arasında nedensel bir ilişki bulunmadığını ortaya koymuştur. Dolayısıyla, faiz oranları ile BİST 100 arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin varlığı literatürdeki tartışmalı yerini korumaya devam etmektedir.

Faiz oranları ile BİST 100 arasındaki ilişkinin yönü ile ilgili de literatürde birçok çalışma bulunmaktadır. Bu çalışmalar ağırlıklı olarak faiz oranları ile BİST 100 arasındaki ilişkinin negatif olduğunu ve bu ilişkilerin kısa ve uzun dönemli olmak üzere incelendiği dikkati çekmektedir. Örneğin, (Aktaş ve Akdağ, 2013), 2008 – 2012 dönem verileri incelenerek çoklu regresyon analizi ile mevduat faiz oranının BIST-100 endeksi üzerinde anlamlı ve negatif bir etkiye sahip olduğunu; Granger nedensellik analizi ile faiz oranları ile BIST 100 endeksi arasında çift yönlü nedensellik bulunduğunu iddia etmişlerdir. (Yıldız, 2014), 2001 mart – 2013 haziran dönemlerini kapsayan veri seti ile BİST 100 ile faiz oranları arasındaki ilişkiyi VAR, Etki – tepki, varyans ayrıştırma ve Granger Nedensellik analizleri ile ele almış ve faiz oranlarından BİST 100 endeksine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit etmiştir. Faiz oranlarına gelen bir şokun ise BİST 100 üzerinde negatif etkiye sahip olduğunu belirtmiştir. (Gazel, 2017), 2002-2016 arası dönem verilerini inceleyerek ve faiz oranları ve hisse senedi piyasa endeksi arasındaki

eşbütünleşme ilişkilerini ARDL sınır testi kullanarak ele almışlardır. Buna göre, faiz oranları ile BİST 100 arasında kısa ve uzun dönemde negatif ve anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. (Koyuncu, 2018), 1988 – 2016 dönemini FMOLS/DOLS yöntemleri ile analiz etmiş ve faiz oranlarının BIST-100 üzerinde negatif bir etkiye sahip olduğunu ve yüksek faiz oranlarının yatırımcıları hisse senedinden uzaklaştırabileceğini belirtmiştir. (Güngör ve Polat, 2020), 2004/01 – 2017/06 dönemindeki aylık veriler incelenerek çoklu regresyon analizi EKK sonuçlarına göre faiz oranlarındaki artışın BİST 100 endeksini negatif yönde etkilediğini bulmuşlardır. (Ilgın ve Sari, 2020), faiz oranlarının Borsa İstanbul'un en yüksek işlem hacmine sahip beş hisse senedi endeksi (BİST Tüm ve BİST Sektörel Endeksler) üzerindeki etkilerini 2009 Kasım – 2019 Kasım dönemleri için analiz etmiş ve faiz oranlarındaki artışların hisse senedi endekslerinde düşüşe neden olduğunu tespit etmiştir. (Cihangir vd., 2020), 2002-2019 yılları arasındaki verilerle VAR yöntemi, etki – tepki analizleri, varyans ayrıştırma, ve nedensellik ilişkilerine yönelik yaptıkları analizlere göre faiz oranlarındaki artışın başladığı dönemlerde borsanın azalış gösterdiğini vurgulamışlardır. Aynı zamanda, faiz oranlarından BİST 100'e doğru değil tersi durumda nedensellik bulunduğu iddia edilmektedir. (Ünal vd., 2022), BİST 100 endeksini etkileyen makroekonomik faktörleri ve beklenti endekslerini Otoregresif Dağıtılmış Gecikme (ARDL) modeli kullanarak analiz etmiş ve 5 Yıllık Tahvil Faizi ile BİST 100 arasında negatif bir ilişkinin varlığını ortaya çıkarmıştır. Bu çalışmaların aksine bir durum olarak (Korkmaz vd., 2016), 2002-2016 yılları arasında Türkiye'deki mevduat faiz oranları ile BIST 100 endeks oynaklığı üzerine etkilerini SupAugmented Dickey-Fuller ve Generalized Sup-Augmented Dickey-Fuller testleri ile analiz ederek, Mevduat faiz oranlarının BİST 100 getiri oynaklığı üzerinde anlamsız olduğunu iddia edilmektedir. Tam da bu noktada, (Şeker, 2021), 2005-2021 arasında BIST 100 endeksi ve faiz oranlarının etkileşimlerini VAR analizi kullanarak incelemiştir. Bulgulara göre, faiz oranlarına gelen bir şok BIST 100 endeks üzerinde birinci zaman serisinde tepki vermeyip, ikinci zaman seride negatif; izleyen dönemlerde pozitif etkilediği; yedinci dönemde ise dengeye geldiğini göstermektedir. Dolayısıyla, buraya kadar incelenen literatür çerçevesinde faiz oranlarının BİST 100 üzerindeki etkisinin yönü halen tam olarak çözülememiş konular arasında yerini almaktadır.

Faiz oranlarının BİST 100 üzerindeki etkileri farklı formasyonlarda teşekkül ederken BİST banka hisseleri de bu konuda farklı reaksiyonlar vermektedir. Örneğin, (Durmuş vd., 2019), yaptıkları çalışmada, 2006-2018 yılları arasında Borsa İstanbul'daki banka ve mali endekslerin getirileri üzerinde gerçekleştirilen VAR, etki – tepki ve varyans ayrıştırma analizleri gerçekleştirmişlerdir. Buna göre, mevduat faiz oranında meydana gelen bir şokun, bir, dört, beş, altı ve yedinci dönemlerde BİST Banka endeksi üzerinde negatif; diğer dönemlerde ise pozitif bir etkinin olduğu ortaya çıkarmışlardır. Aynı şekilde, mevduat faiz oranında meydana gelen bir şokun, bir, dört, beş, altı ve yedinci dönemlerde BİST Mali endeksini negatif; diğer dönemlerde pozitif etkilediği tespit edilmiştir. (Öndeş ve Levet, 2020), Türkiye'deki bankaların hisse senedi getirilerini 2008 – 2018 dönemi için panel regresyon analizi ile ele almış ve faiz oranlarının banka hisse senedi getirilerini negatif yönde etkilediğini göstermiştir. (Topcu, 2023), 2009-2022 arasındaki dönem verileri ile Westerlund (2008) Panel Eşbütünleşme ve SUR panel regresyon yöntemlerini kullanarak mevduat faiz oranları ile BİST 100 arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin olduğu sonucuna ulaşmıştır. (Ünlü, 2023), 2002 Kasım – 2023 Mayıs dönemleri arasındaki veriler üzerinde BİST bankacılık endeksi ile 1 aylık mevduat faizleri arasındaki ilişkiyi güncel bir teknik olan Fourier ARDL testi ile incelemiş ve bu iki değişken arasında uzun dönemde negatif ilişkinin varlığını gözler önüne sermiştir.

Uluslararası borsalar açısından ele alındığında, De Mendonça ve Díaz (2023), 2005-2021 dönemini kapsayan verilerle para politikası faiz oranlarına ilişkin belirsizliğin borsa getirileri üzerindeki etkisini araştırmış ve Panel OLS ve GMM yöntemlerini kullanarak yaptıkları analiz sonucunda, faiz oranlarındaki artan belirsizliğin borsa getirilerinde anlamlı bir düşüşe yol açtığını ortaya koymuşlardır. Bu bulgu, para politikasının öngörülemez hale gelmesinin piyasalarda güven kaybına ve getirilerin azalmasına neden olabileceğini gösterirken, Bansal ve Yaron (2004) 1929-1998 yıllarını kapsayan dönemde faiz oranları ile borsa getirileri arasındaki nedenselliği incelemiş ve zamanla değişen nedensellik ile zaman serisi analiz yöntemlerini kullanarak, faiz oranları ile borsa getirileri arasındaki ilişkinin genellikle negatif olduğunu tespit etmişlerdir. Buna ek olarak, faiz oranlarının artması yatırımcı maliyetlerini yükselttiği için borsadaki getirilerin olumsuz etkilendiği sonucuna ulaşan bu çalışma, Časta (2023) tarafından 1951-2022 dönemine odaklanan çalışmayla da desteklenmektedir; zira Časta (2023), tek değişkenli regresyon yöntemiyle faiz oranları ve enflasyon gibi döngüsel bileşenlerin ekonomik belirsizlikler üzerindeki etkilerini incelemiş ve bu belirsizliklerin borsa getirileri üzerinde dolaylı ve negatif etkiler yaratabileceğini öne sürmüştür. Sonuç olarak, faiz oranlarının ve enflasyonun yükselmesinin piyasalarda belirsizliği artırarak risk algısını ve yatırım kararlarını olumsuz yönde etkilediği vurgulanmaktadır.

Dikkat edildiği üzere günümüz çalışmalarından (Ünlü, 2023), Fourier fonksiyonlu modelleri banka hisse endeksi üzerinde kullanmıştır ve bu kapsamda BİST 100 üzerinde fourier fonksiyonlu başka bir çalışmaya rastlanmamıştır. Ayrıca, faiz oranları ile BİST 100 endeksi arasındaki ilişkiler farklı şekillerde ortaya çıkmaktadır. Literatür farklı görüşler içerirse de ağırlıklı olarak aradaki ilişkinin negatif olduğu iddiasından hareketle bu çalışmanın birinci hipotezi aşağıdaki şekilde oluşturulmuştur:

H₁: Türkiye’de faiz oranları ile BİST 100 endeksi arasında negatif eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisi bulunmaktadır.

2. 2. Altın Fiyatları – BİST 100 ilişkisi

Altın fiyatları ile BİST 100 arasındaki ilişki ekonominin belli dönemlerinde farklı sonuçlar ortaya koysa da gelişmekte olan ekonomilerde uzun dönemde güvenli bir liman olarak tanımlanmaktadır (Önem, 2021). Ancak, altın fiyatları ile BİST 100 arasındaki ilişki uzun dönemde Türkiye’de farklı çalışmalar ortaya çıkarmıştır. Bu çalışmalar genel olarak iki değişken arasında ilişkinin olmadığı; kısmen ve farklı dönemlerde ilişki bulunduğunu; pozitif ve negatif ilişkili olduğunu ortaya koyan birçok çalışma bulunmaktadır. Örneğin, (Aktaş ve Akdağ, 2013), 2008 – 2012 dönem verileri incelenerek çoklu regresyon analizi ile altın fiyatlarının BIST-100 endeksi üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olmadığını Granger nedensellik analizi gerçekleştirilmeden ortaya koymuşlardır. (Başarır, 2019), 2006 Nisan - 2018 Ağustos dönemi için Türkiye’de altın ve hisse senedi getirileri arasındaki ilişkiyi Toda-Yamamoto nedensellik testleri ile test ederek Altın ve BIST 100 arasında nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. (Gülhan, 2020), 2015-2019 yılları arasında altın fiyatları ile petrol fiyatları, BİST 100 Endeksi, döviz kuru ve VIX Endeksi arasındaki eşbütünleşme ve Granger nedensellik ilişkilerini haftalık verilerle analiz etmiş ve Altın fiyatına gelen şokların BİST 100 üzerinde etkisiz olduğunu ve Altın fiyatlarının Granger nedeni olmadığını vurgulamıştır. (Güngör ve Polat, 2020), 2004 Ocak - 2017 Haziran dönemini kapsayan aylık veriler kullanarak elde ettikleri çoklu regresyon analizi EKK sonuçlarına göre altın fiyatları ile BİST 100 endeksi arasında bir ilişki bulunmadığı vurgulanmıştır. (Özmerdivanlı, 2021), Türkiye’de COVID-19 pandemisinin başlangıcından itibaren 11/03/2020 - 31/07/2021 dönemi için Johansen Eşbütünleşme, VECM ve Granger Nedensellik testleri ile altın fiyatları ile BİST 100 arasında nedensellik ilişkisine rastlanmadığını ifade etmektedir. (Kara, 2022), 2012 Mart - 2021 Aralık dönemine ait veriler kullanarak BIST 100 Endeksi ile altın ve BİST 100 arasındaki nedensellik ilişkilerini Toda-Yamamoto nedensellik testi ile analiz etmiş ve bu iki değişken arasında bir nedensellik ilişkisine rastlanmadığını göstermiştir.

Diğer taraftan, altın fiyatları ile BİST 100 arasında eşbütünleşme ilişkisi olmasa da nedensellik ilişkisi olduğunu veya tersi durumun geçerli olduğunu iddia eden çalışmalara rastlanmaktadır. Örneğin, (Yıldız, 2014), 2001 mart – 2013 haziran dönemlerini kapsayan veri seti ile BİST 100 ile altın fiyatları arasındaki ilişkiyi VAR, Etki – tepki, varyans ayrıştırma ve Granger Nedensellik analizleri ile ele almış ve altın fiyatları ile BİST 100 endeksi arasında bir nedensellik ilişkisi tespit edilemediğini vurgulamıştır. Ayrıca, altın fiyatlarına gelen bir şokun ise BİST 100 endeksi üzerinde kısa dönemde negatif etkili olduğunu belirtmiştir. (Cingöz ve Kendirli, 2019), 2006/01-2018/06 dönemler arasında Johansen Eşbütünleşme, VECM ve Granger Nedensellik testi sonucunda altın fiyatları ile BİST 100 arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını ancak altın fiyatlarının BİST 100’ün nedeni olduğunu tespit etmişlerdir. (Şanlı vd., 2021), 2000-2021 yılları arasında BIST100 endeksinin altın fiyatlarına olan duyarlılığını analiz etmiş, COVID-19 pandemisi döneminde bu ilişkilerin nasıl değiştiğini Johansen-Juselius eşbütünleşme analizi, Granger nedensellik testi, varyans ayrıştırma ve etki-tepki analizleri ile incelenmiştir. Elde edilen sonuçlara göre, altın fiyatları ile BİST 100 arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunmadığı; ancak Bist 100’den altın fiyatlarına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Bu çalışmaların tam aksine, (Güney ve Ilgın, 2019), Aralık 2007 - Mayıs 2018 tarihleri kapsamında 126 aylık veri üzerinde Johansen Eşbütünleşme, Etki – tepki, varyans ayrıştırma ve Granger Nedensellik analizleri gerçekleştirilmiştir. Buna göre, altın fiyatları ile BİST 100 arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı ve çift yönlü nedensellik ilişkisi ortaya koyulmuştur. Benzer şekilde, (İlhan vd., 2022), Türkiye’de altın fiyatları ile BIST100 endeksi arasındaki uzun dönemli ilişkileri Mayıs 1986 - Ekim 2021 arası aylık veriler kullanarak Maki ve ARDL eşbütünleşme testleri ile analiz etmiş ve bu iki varlığın uzun dönemde beraber hareket ettiğini ve aynı portföyde yer almaması gerektiğini vurgulamışlardır. Bu çalışmalara genel olarak bakıldığında, altın fiyatlarının BİST 100 üzerindeki uzun ve kısa dönemli etkisi halen incelemeye değer bir konu olarak varlığını sürdürmektedir.

Altın fiyatları ile BİST 100 arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkilerin varlığına yönelik tartışmalar devam ederken bir başka araştırma konusu ise iki değişken arasındaki ilişkinin negatif veya pozitif olup olmadığıdır. Bir grup çalışma da uzun dönemde negatif etkinin olduğu; kısa dönemde pozitif etkinin varlığı ve volatilité yayılımı

ve oynaklık üzerine odaklanmaktadır. Örneğin, (Gazel, 2017), 2002-2016 arası dönem verilerini inceleyerek ve altın fiyatları ile hisse senedi piyasa endeksi arasındaki eşbütünleşme ilişkilerini ARDL sınır testi kullanarak ele almışlardır. Buna göre, altın fiyatları ile BİST 100 arasında uzun dönemde negatif ve anlamlı bir ilişki olduğunu ancak kısa dönemde aralarındaki ilişkinin anlamsız olduğunu ortaya çıkarmışlardır. Bunun tam aksine, (Cihangir vd., 2020), 2002-2019 yılları arasındaki verilerle VAR yöntemi, etki – tepki analizleri, varyans ayrıştırma, ve nedensellik ilişkilerine yönelik yaptıkları analizlere göre altın fiyatları ile BİST 100 ilişkisinin pozitif olduğu ancak aralarında nedensellik ilişkisinin bulunmadığı öne sürülmektedir. Diğer taraftan, (Korkmaz vd., 2016), 2002-2016 yılları arasında Türkiye'deki altın fiyatları ile BIST 100 endeks oynaklığı üzerine etkilerini SupAugmented Dickey-Fuller ve Generalized Sup-Augmented Dickey-Fuller testleri ile analiz ederek, altın fiyatlarının BİST 100 getiri oynaklığını artırdığını öne sürmektedir. Aynı zamanda, altın fiyatlarındaki balonların ise BİST 100 oynaklığını azalttığını tespit etmişlerdir. Volatilite yayılımı çerçevesinde bakıldığında, (Şak ve Özkaya, 2022), 2000-2022 dönemi için Dolar, Euro, Altın ve BIST 100 endeksi arasındaki volatilite yayılımını kullanarak analiz etmiş ve bulgular, Doların volatilite yayıcısı, Altın ve BIST 100'ün ise volatilite alıcısı olduğunu göstermiştir. Böylece, Altın fiyatlarından BİST 100'e volatilite yayılımı tespit edilmiştir. (Önem, 2021), 2017-2021 döneminde altın ve gümüş fiyat getirileri ile BİST Madencilik Endeksi getirisi arasındaki volatilite etkileşimini ADF birim kök testi ve Diagonal VECH GARCH modeli kullanarak incelemiş ve altın ve gümüş fiyatlarındaki şokların BİST Madencilik Endeksi volatilitesini azalttığı, bu araçlar arasında önemli bir volatilite etkileşimi olduğunu tespit etmiştir.

Son olarak, altın fiyatları ile BİST 100 arasındaki ilişkinin hem pozitif hem de negatif ilişkili çalışmalar olduğu ileri sürülmektedir. Örneğin, (Şeker, 2021), 2005-2021 arasında BIST 100 endeksi ile altın fiyatlarının etkileşimlerini VAR analizi ve etki-tepki analizleri kullanarak incelemiştir. Bulgulara göre, altın fiyatlarına gelen bir şok BIST 100 endeksi üzerinde ilk dönemde pozitif, dört ve beşinci dönemlerde alt seviyelerde negatif tepki vermekte ve şokun yedinci dönemde ise dengeye geldiğini göstermektedir. İki değişken arasındaki ilişkinin pozitif ve negatif olduğunu söyleyen diğer bir çalışma ise (Durmuş vd., 2019)'a aittir. Burada, 2006-2018 yılları arasında Borsa İstanbul'daki banka ve mali endekslerin getirileri üzerinde gerçekleştirilen VAR, etki – tepki ve varyans ayrıştırma analizleri gerçekleştirilmiştir. Buna göre, altın fiyatlarında meydana gelen bir şokun, iki, sekiz, dokuz ve onuncu dönemlerde BİST Banka endeksi üzerinde negatif; diğer dönemlerde ise pozitif bir etkisi olduğu ortaya çıkarılmıştır. Aynı şekilde, Altın fiyatlarında meydana gelen bir şokun, iki, yedi, sekiz, dokuz ve onuncu dönemlerde BİST Mali endeksini negatif; diğer dönemlerde pozitif etkilediği tespit edilmiştir.

Uluslararası piyasalardaki son durumlar farklı sonuçlar ortaya koymaktadır. Zeinedini vd. (2022) çalışmasında, 20 Şubat 2020 ile 30 Ocak 2021 tarihleri arasında günlük veriler kullanılarak küresel altın fiyatları ile Tahran Borsası endeksi arasındaki ilişkiyi kantil regresyon analizi ile incelemiş ve farklı kantillerde anlamlı bir ilişki bulamamışlardır. Bununla birlikte, Li vd. (2023) çalışmasında 2019 Şubat ile 2021 Ocak tarihleri arasında GARCH (p, q) yaklaşımı kullanılarak COVID-19 pandemisi gibi yüksek volatilite dönemlerinde altın ve borsa arasında negatif bir korelasyon tespit edilmiştir. Bu durum, altının borsa dalgalanmalarına karşı bir koruma sağladığını ortaya koymaktadır. Ayrıca, Chen ve Huang (2021) çalışmasında 2010-2019 yılları arasında CNN ve LSTM derin öğrenme zaman serisi analizi kullanılarak, altın fiyatları ve altın volatilite indeksinin borsa tahmin modellerinde kullanıldığında belirli sektörler için daha yüksek yatırım getirisi (ROI) sağladığı bulunmuş olup, bu durum altın fiyatları ile borsa hareketleri arasında pozitif bir ilişkinin olabileceğini göstermektedir.

Tüm literatürel çalışmalar birlikte değerlendirildiğinde altın fiyatları ile BİST 100 endeksi ve diğer alt endeksler arasındaki ilişki oldukça farklılık arz etmektedir. Bu çalışmanın ise özellikle pandemi sonrasında ortaya çıkan yatırımcı davranışları göz önüne alındığında altın fiyatları ile BİST 100 endeksi arasındaki ilişkinin ortaya çıkarılması için oluşturulmuş olan hipotezi ise aşağıdaki gibidir:

H₂: Türkiye'de altın fiyatları ile BİST 100 endeksi arasında pozitif eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisi bulunmaktadır.

2. 3. Dolar Kuru – BİST 100 ilişkisi

Dolar kuru ile BİST 100 endeksi ve getirileri üzerinde yapılan bazı çalışmalarda iki değişken arasında hem eşbütünleşme hem de nedensellik ilişkisinin varlığına yönelik çalışmalar gerçekleştirilmiştir. Örneğin, (Güney ve Ilgın, 2019), Aralık 2007 - Mayıs 2018 tarihleri arasındaki 126 aylık veri üzerinde Johansen Eşbütünleşme, Etki – tepki, varyans ayrıştırma ve Granger Nedensellik analizleri gerçekleştirilmiş ve dolar kuru ile BİST 100 arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı ve dolar kurundan BİST 100'e doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi ortaya koyulmuştur. (Özmerdivanlı, 2021), Türkiye'de COVID-19 pandemisinin başlangıcından itibaren 11/03/2020 - 31/07/2021 dönemi için Johansen Eşbütünleşme, VECM ve Granger Nedensellik testleri ile Dolar kuru ile BİST

100 arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit etmiştir. (Şanlı vd., 2021), 2000-2021 yılları arasında BIST100 endeksinin dolar kuruna olan duyarlılığını analiz etmiş, COVID-19 pandemi döneminde bu ilişkilerin nasıl değiştiğini Johansen-Juselius eşbütünleşme analizi, varyans ayrıştırma, etki-tepki analizleri, Granger nedensellik testi ile incelenmiştir. Elde edilen sonuçlara göre, dolar kuru ile BİST 100 arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı; çift yönlü nedensellik ilişkisi ile ortaya koyulmuştur. (İlkhan vd., 2022), Türkiye'de dolar kuru ile BIST100 endeksi arasındaki uzun dönemli ilişkileri Mayıs 1986 - Ekim 2021 arası aylık veriler kullanarak Maki ve ARDL eşbütünleşme testleri ile analiz etmiş ve bu iki varlığın altın'da olduğu gibi uzun dönemde beraber hareket ettiğini ve aynı portföyde yer almaması gerektiğini vurgulamışlardır. (Boyacıoğlu vd., 2023), 19 Temmuz 2010 ile 19 Mart 2020 arasındaki dönem verileri kullanılarak gerçekleştirilen Maki eşbütünleşme ve Hatemi – j asimetric nedensellik testleri sonucunda dolar kuru ile BİST 100 arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu ve iki değişken arasında çift yönlü bir asimetric ilişkinin varlığı ortaya çıkarılmıştır.

Dolar kuru ile BİST 100 endeksi arasındaki ilişkinin yönü ise bir diğer çalışma grubunu oluşturmaktadır. Bu noktada çalışmalar pozitif ve negatif ilişkili olmak üzere birbirinden ayrılmaktadır. (Aktaş ve Akdağ, 2013), 2008 – 2012 dönem verileri incelenerek çoklu regresyon analizi ile dolar kurunun BIST-100 endeksi üzerinde anlamlı ve negatif bir etkiye sahip olduğunu; Granger nedensellik analizi ile dolar kurundan BIST 100 endeksine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin bulunduğunu iddia etmişlerdir. (Yıldız, 2014), 2001 mart – 2013 haziran dönemlerini kapsayan veri seti ile BİST 100 ile dolar kuru arasındaki ilişkiyi VAR, varyans ayrıştırma, Etki – tepki, ve Granger Nedensellik analizleri ile ele almış ve dolar kuru ile BİST 100 endeksi arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Ayrıca, dolar kuruna gelen bir şok ise BİST 100 endeksi üzerinde kademeli olarak azalan negatif bir etkiye sahiptir. (Yildirim vd., 2020), Dolar kuru ile BİST Turizm endeksi üzerindeki etkilerini Mart 2010 - Şubat 2020 dönemi için VAR modeli kullanarak analiz etmiş ve dolar kuru ile BİST Turizm endeksi arasında bir nedensellik ilişkisi olmamakla birlikte kısa dönemde dolar kuru BİST Turizm endeksi üzerinde negatif etkili olduğunu ortaya koymuşlardır. (Güngör ve Polat, 2020), 2004 Ocak - 2017 Haziran dönemindeki aylık verileri kullanarak çoklu regresyon analizi EKK sonuçlarına göre dolar kurundaki artışın BİST 100 endeksini negatif yönde etkilediğini bulmuşlardır. (İlgin ve Sari, 2020), dolar kurunun Borsa İstanbul'un en yüksek işlem hacmine sahip beş hisse senedi endeksi (BİST Tüm ve BİST Sektörel Endeksler) üzerindeki etkilerini 2009 Kasım – 2019 Kasım dönemleri için analiz etmiş ve dolar kurundaki artışların kısa vadede hisse senedi endekslerinde düşüşe neden olduğunu tespit etmiştir. Diğer taraftan, (Cihangir vd., 2020), 2002-2019 yılları arasındaki verilerle VAR yöntemi, etki – tepki analizleri, varyans ayrıştırma, ve nedensellik ilişkilerine yönelik yaptıkları analizlere göre Dolar ve Euro kurlarının %50 ağırlıklandırılmış kur sepetinin BİST 100 ile pozitif ilişkili olduğu; döviz kurlarının BİST 100'ün nedeni değil tersi bir durumun geçerli olduğunu vurgulamışlardır. (Öndeş ve Levet, 2020), Türkiye'deki bankaların hisse senedi getirilerini 2008 – 2018 dönemi için panel regresyon analizi ile incelemiş ve döviz kurunun banka hisse senedi getirilerini pozitif yönde etkilediğini göstermiştir. (Ünal vd., 2022), BİST 100 endeksini etkileyen makroekonomik faktörleri ve beklenti endekslerini Ototregresif Dağıtılmış Gecikme (ARDL) modeli kullanarak analiz etmiş ve dolar kuru ile BİST 100 arasında pozitif bir ilişkinin varlığını ortaya çıkarmıştır. (Ünlü, 2023), 2002 Kasım – 2023 Mayıs dönemleri arasındaki veriler üzerinde BİST bankacılık endeksi ile dolar kuru arasındaki ilişkileri güncel bir teknik olan Fourier ARDL testi ile incelemiş ve bu iki değişken arasında uzun dönemde negatif ilişkinin varlığını gözler önüne sermiştir. Buradan anlaşılmaktadır ki dolar kuru ile BİST 100 arasındaki ilişkinin yönü halen tartışmalı olarak güncelliğini korumaktadır.

Dolar kuru ile BİST 100 arasındaki değişken yönü tartışıldığı bir ortamda bazı çalışmalar ise dönemsel bir etki ile ilişkinin hem pozitif hem de negatif olabilme durumunu incelemişlerdir. Bu çalışmalardan biri olan (Gazel, 2017), 2002-2016 arası dönem verilerini inceleyerek ve dolar kuru ile hisse senedi piyasa endeksi arasındaki eşbütünleşme ilişkilerini ARDL sınır testi kullanarak ele almışlardır. Buna göre, dolar kuru ile BİST 100 arasında uzun dönemde pozitif ve anlamlı bir ilişki olduğunu ancak kısa dönemde aralarındaki ilişkinin negatif olduğunu vurgulamıştır. (Durmuş vd., 2019), yaptıkları çalışmada ise 2006-2018 yılları arasında Borsa İstanbul'daki banka ve mali endekslerin getirileri üzerinde gerçekleştirilen VAR, etki – tepki ve varyans ayrıştırma analizleri gerçekleştirmişlerdir. Buna göre, altın fiyatlarında meydana gelen bir şokun, iki ve beşinci dönemlerde BİST Banka ve BİST Mali endeksi üzerinde negatif; diğer dönemlerde ise pozitif bir etkinin olduğu ortaya çıkarmışlardır. Aynı zamanda, (Şeker, 2021), 2005-2021 arasında BIST 100 endeksi ile dolar kurunun etkileşimlerini VAR analizi ve etki-tepki analizleri kullanarak incelemiştir. Bulgulara göre, dolar kuruna gelen bir şok BIST 100 endeksi üzerinde ilk dönemde negatif tepki verirken, izleyen dönemlerde pozitif tepkinin ardından şokun dengeye geldiğini ifade etmektedir. Dolayısıyla, ilişkinin yönü ve şiddeti dönemsel olarak da değişiklik göstermekte ve aydınlatılması gereken önemli bir problem olarak önemini korumaktadır.

Dolar kuru ile BİST 100 endeksi arasındaki ilişki volatilité bazlı ve yayılım endeksli bir grup çalışmalar ile de ortaya koyulmaya çalışılmıştır. Örneğin, (Şak ve Özkaya, 2022), 2000-2022 dönemi için Dolar, Euro, Altın ve BIST 100 endeksi arasındaki volatilité yayılımını kullanarak analiz etmiş ve ortaya çıkan sonuçlar, Doların volatilité yayıcısı, Altın ve BIST 100'ün ise volatilité alıcısı olduğunu göstermiştir. Böylece, dolar kurundan BIST 100'e volatilité yayılımı olduğunu vurgulamıştır. (Önem, 2022), 2017-2021 yılları arasında Dolar, Euro ve CDS primlerinin BIST 30, BIST Banka ve BIST Sigorta endeksleri ile olan volatilité etkileşimlerini ve korelasyonlarını CCC-GARCH modeli kullanarak incelemiş ve Dolar ve Euro'nun bu endekslerle volatilité ve korelasyon ilişkisi olduğunu göstermiştir. Bununla beraber, (Kılıç ve Dilber, 2017), Türkiye'deki dolar kuru volatilitésinin BIST 100 endeksi oynaklığı üzerindeki etkilerini GARCH(1,1) modeli kullanarak analiz etmiş ve dolar kuru volatilitésinin BIST 100 oynaklığını azalttığını; durum dolar kuru istikrarının BIST 100 için stabilizasyon sağlayıcı bir rol oynayabileceğini vurgulamıştır. (Korkmaz vd., 2016), 2002-2016 yılları arasındaki verileri kullanarak Türkiye'deki dolar kuru ile BIST 100 endeks oynaklığı üzerine etkilerini SupAugmented (DF) ve Generalized Sup-Augmented (DF) testleri ile analiz etmişlerdir. Buna göre, dolar kurunun BIST 100 getiri oynaklığını artırdığını ancak dolar kuru balonlarının BIST 100 oynaklığı üzerinde anlamsız olduğunu ortaya koymaktadır.

Son olarak, literatürde dolar kuru ile BIST 100 arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı, nedenselliğin olmadığı veya tek yönlü olduğunu iddia eden çalışmalar yer almaktadır. (Kara, 2022), 2012 Mart - 2021 Aralık dönemine ait veriler kullanarak BIST 100 Endeksi ile dolar kuru arasındaki nedensellik ilişkilerini Toda-Yamamoto nedensellik testi ile analiz etmiş ve altın fiyatlarındaki sonuçlara benzer şekilde dolar kuru ile BIST 100 arasında bir nedensellik ilişkisine rastlanmadığını göstermiştir. (Ögel ve Gökgöz, 2020), 7 Ocak 2011-29 Mart 2019 dönemini günlük veriler üzerinden tek kırılmalı eşbütünleşme analizine göre dolar kuru ile BIST 100 ve Katılım 30 arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı ifade edilmektedir. Ancak dolar kurunun BIST-100 endeksine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu vurgulanmaktadır. (Cingöz ve Kendirli, 2019), 2006/01-2018/06 dönemler arasında Johansen Eşbütünleşme, VECM ve Granger Nedensellik testi sonucunda dolar kuru ile BIST 100 arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını ancak dolar kurunun BIST 100'ün nedeni olduğunu tespit etmişlerdir.

Uluslararası piyasalarda döviz kurunun borsa ile son zamanlarda negatif işaretli olduğu öne sürülmektedir. Xiong vd. (2024), 2005-2022 yıllarını kapsayan verilerle DCC-MIDAS-X modeli kullanarak Çin hisse senedi ve döviz kuru piyasaları arasındaki korelasyonun son yıllarda daha da negatif bir hale yöneldiğini tespit etmişlerdir. Manner vd. (2024) ise 2001-2021 yılları arasındaki verilerle çok değişkenli copula tabanlı GARCH modeli ve Koşullu Değer Riski (CoVaR) yöntemi kullanarak döviz kuru dalgalanmalarının Latin Amerika borsası üzerinde negatif bir etki yaratabileceğini vurgulamışlardır. Ayrıca, kriz dönemlerinde döviz kuru şoklarının borsada riskli durumlara yol açtığını ve volatilitenin arttığını belirtmişlerdir. Benzer şekilde, Chang vd. (2024) de 2020-2022 yıllarını kapsayan çalışmada çapraz kuantilogram yöntemi ile döviz kuru (Yeni Tayvan Doları) ile borsa (Tayvan Borsa Ağırlıklı Endeksi) arasındaki ilişkinin negatif olduğunu bulmuştur. Tüm bu çalışmalar, döviz kuru dalgalanmalarının borsa üzerindeki negatif etkilerine ve kriz dönemlerinde bu etkinin daha da belirgin hale geldiğine işaret etmektedir.

Literatürdeki tüm farklılıklara rağmen ağırlıklı olarak literatüre dayalı olarak dolar kurunun BIST 100 üzerindeki etkisinin nedenselliğe bağlı olmak üzere eşbütünleşme ilişkisi olduğu ve BIST 100 endeksini pozitif yönde etkileyebileceğine yönelik oluşturulan hipotez aşağıdaki gibidir:

H₃: Türkiye'de dolar kuru ile BIST 100 endeksi arasında pozitif eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisi bulunmaktadır.

Bu çalışma incelenen literatür taraması neticesinde üç yönlü önemli bir boşluğu doldurmayı hedeflemektedir. Birincisi, faiz oranları, altın fiyatları ve dolar kuru ile BIST 100 arasındaki eşbütünleşme, kısa dönemli ilişkiler ve nedensellik ilişkilerinin yönü net bir şekilde ortaya çıkmamıştır. Bu çalışma kısa ve uzun dönemdeki ilişkileri ele alarak önemli bir boşluğu doldurmayı hedeflemektedir. İkincisi, literatürde yer alan ekonometrik analizlerin bir çoğunda yapısal kırılmalar önemli ölçüde dikkate alınmamıştır. Yapısal kırılmaların dikkate alındığı çalışmalarda ise fourier bazlı yumuşak geçişli kırılmalar göz ardı edilmiştir. Bu çalışma bu noktada, yumuşak geçişli kırılmaları da dikkate alan Fourier Bootstrap ARDL modeli ile uzun ve kısa dönemli ilişkileri ortaya çıkaran ilk çalışma olmayı hedeflemektedir. Üçüncüsü, dolar kuru ile BIST 100 endeksi arasındaki nedensellik ilişkisi yine yumuşak geçişli kırılmaları dikkate alan Fourier Bootstrap kantil nedensellik testi ile faiz oranı, altın fiyatları, dolar kurunun BIST 100 endeksi ile ilişkisinin hangi seviyelerde etkileşim içinde olduğunu tespit etmeyi hedefleyen önemli bir boşluğu

doldurmayı hedeflemektedir. Böylece, bu çalışma, nedenselliğin hangi kantillerde söz konusu olduğu hangi kantillerde söz konusu olmadığını ortaya çıkaran ilk çalışma olma özelliğini taşımayı amaçlamaktadır.

3. VERİ SETİ VE YÖNTEM

3. 1. Veri Seti

Bu çalışma, BİST 100 endeksi üzerinde faiz oranları, altın fiyatları ve döviz kurlarının etkisini 01:2002 – 11:2023 dönemine ait aylık verilerle ve 262 gözlemle ortaya çıkarmayı hedeflemektedir. Bu amaçla kullanılan değişkenler Tablo 1’de sunulmaktadır.

Tablo 1: Değişken Tanımları ve Kaynakları

Değişken Kodu	Değişkenler	Tanımı	Veri kaynağı
BİST	BİST 100 Endeksi	XU100 Kapanış Fiyatlarına Göre (Ocak 1986=0.01)	TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi
FAİZ	Faiz Oranları	Bankalarca Açılan Mevduatların Ağırlıklı Ortalama Faiz Oranı	TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi
ALTIN	Altın Fiyatları	TL Cinsinden Gram Altın Fiyatı	investing.com
DOLAR	Dolar Kuru	ABD Doları - TCMB Döviz Alış Kuru	TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi

Çalışmada, BİST 100 endeksi bağımlı değişken olarak yer almaktadır ve TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden XU100 kapanış fiyatlarına göre Ocak 1986=0.01 kriteri ile elde edilerek logaritmik formda kullanılmıştır. BİST 100 endeksinin faiz oranlarının nasıl etki ettiğini tespit etmek amacıyla bankalarca 1 yıla kadar vadeli TRY üzerinden açılan mevduatların ağırlıklı ortalamalı faiz oranları bağımsız değişken olarak TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden elde edilmiştir. Altın fiyatları, investing.com adresinden AUX/USD dolar bazında ons değerlerinin Troy ağırlık sistemine göre grama ve ardından ons değerinin de ilgili zamanındaki TCMB döviz alış kuru kullanılarak Türk Lirasına dönüştürülmesi suretiyle bağımsız değişken olarak elde edilmiştir. DOLAR kurları, TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden döviz alış kurları kullanarak elde edilmiş ve çalışmaya bağımsız değişken olarak eklenmiştir. Tüm değişkenlerin ilgili dönüşümlerinin yapılmasının ardından tüm değişkenler doğal logaritmik formda kullanılmıştır.

3. 2. Yöntem

Ekonometrik analizlerde serilerin belirli bir ortalama etrafında salınıp salınmadığı, bir diğer ifadesi ile durağan olup olmadığı konusu kullanılacak test ve analizler açısından büyük önem arz etmektedir (Akyol vd., 2023). Durağanlık sınamaları şimdiye kadar yapısal kırılmalı ve kırılmasız birçok test ile gerçekleştirilmiş olup günümüzde yeni kabul edilebilen fourier fonksiyonlu testlerle de gerçekleştirilmektedir. Bunlardan bir tanesi Enders ve Lee, (2012) tarafından geliştirilen Fourier ADF birim kök testleridir. Fourier serisi, periyodik “ y_t ” fonksiyonunun kosinüsler ve sinüslerin toplamı şeklinde bir genişleme olarak tanımlanmaktadır (Gümüş ve Zeren, 2014). Bu testin en önemli avantajı yapısal kırılmaları yumuşak geçişli olarak dikkate alması ve serilerdeki sert değişiklikleri gözleme ve tespit edilmesine olanak sunmasıdır (Yılancı ve Eris, 2013). Fourier ADF testinin üstün yanları sebebiyle bu çalışmada bu test tercih edilmiş olup modeli aşağıdaki gibidir:

$$y_t = \lambda_0 + \lambda_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \lambda_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + v_t \quad (1)$$

Burada, “ T ”, “ λ_1 ” ve “ λ_2 ”, “ π ” ve “ k ”, sırasıyla örneklem büyüklüğünü, Fourier katsayılarını, 3.1416 sayısını ve en küçük karelerin toplamını minimize edecek optimal değeri tespit etmek için kullanılan frekans değerini temsil etmektedir.

Burada, $\lambda_0 + \lambda_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \lambda_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right)$ denklemi y_t 'de bilinmeyen formda birkaç düzgün kırılmayı yakalayabilecek bir fourier fonksiyon biçimi olarak geliştirilmiştir. Denklem 2'deki “ $k=1,2,3,\dots$ ”, fourier fonksiyonların frekans sayısını, “ t ”, trend terimini, “ T ”, örneklem büyüklüğünü ve “ $\pi=3,1416$ ” sayısını temsil etmektedir. (1) numaralı denkleme göre temel hipotez v_t 'nin birim köklüdür, alternatif hipotez ise v_t 'nin doğrusal veya doğrusal olmayan bir durağanlık içermektedir şeklinde kurulmaktadır (Zhou ve Kutan, 2014).

Zaman serileri analizlerinde durağanlık testlerinin yapılması diğer bir ifade ile serilerde birim kök olup olmadığının tespit edilmesi ve birim kök içermesi halinde seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığı konusu öne çıkmaktadır. Seriler farklı mertebelerde durağan ise geleneksel zaman serisi analizlerinin yapılması uygun değildir (Fendoğlu ve Gökçe, 2021). Bu sorunun ortadan kaldırılması için Pesaran vd., (2001) tarafından ARDL (Oto regresif Gecikmesi Dağıtılmış) sınır testi geliştirilmiştir. Bu test, bağımlı değişkenin $I(1)$, bağımsız değişkenlerin hem $I(1)$ hem de $I(0)$ formda kullanılmasına olanak tanımaktadır. ARDL yaklaşımı F ve t istatistiklerine bağlı olarak kurulmuş ve bu yaklaşımda $I(1) - I(0)$ olarak tanımlanan üst ve alt sınırlar karşılaştırma yapılarak eşbütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edilebilmektedir. Burada, ARDL test istatistiği, üst sınıra ait kritik değerlerden büyük olduğunda, eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını öne süren temel hipotez reddedilmektedir. Pesaran vd., (2001) tarafından önerilen ARDL modeli aşağıdaki gibidir:

$$\Delta BİST_t = \beta_0 + \beta_1 BİST_{t-1} + \beta_2 FAİZ_{t-1} + \beta_3 ALTIN_{t-1} + \beta_4 DOLAR_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi'_i \Delta FAİZ_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \theta'_i \Delta ALTIN_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \omega'_i \Delta DOLAR_{t-i} + e_t \quad (2)$$

Burada Δ birinci fark değerini ve p gecikme uzunluğunu, e_t hata terimini temsil etmektedir. Optimal gecikme uzunluğu Akaike Bilgi Kriterine (AIC) göre belirlenmektedir. Pesaran vd., (2001), ARDL tabanlı eşbütünleşme ilişkisinin varlığının ortaya çıkarılabilmesi için F_A ve t test istatistikleri göz önünde bulundurularak $H_{0A}: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ ve $H_{0B}: \beta_1 = 0$ hipotezlerinin reddilmesi gerekmektedir (Fendoğlu ve Gökçe, 2021).

ARDL sürecinde test istatistiklerinin alt ve üst sınıra göre belirlenmesi seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığını kesin olarak ortaya koyamamaktadır (Pesaran vd., 2001). Bu nedenle, söz konusu boşluğun doldurulması için McNown, Sam, ve Goh, (2018) tarafından ARDL modeli için $H_{0C}: \beta_2 = \beta_3 = 0$ hipotezini geliştirmiş ve Bootstrap yöntemleri ile bir F istatistiği (F_b) türetmiştir. Bu yaklaşım ile birlikte değerlendirildiğinde seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığının ortaya çıkarılması için her üç hipotezin de reddilmesi gerekmektedir. Önerilen yeni yaklaşım ile ilgili ARDL yaklaşımının açıklayıcı değişkenlerin farklı mertebelerde bütünleşme ilişkisine dair bir sınırlamanın olmadığı ve geleneksel ARDL yöntemlerine göre daha güçlü olduğu ifade edilmektedir (McNown vd., 2018).

ARDL yöntemine ilişkin geliştirilen fourier fonksiyon söz konusu teste güçlü kazandırmış olsa da zaman serisi analizlerinde serilerde meydana gelen yapısal değişimler seriler arasındaki ilişkinin gücünü olumsuz yönde etkileyebilmektedir. Bu nedenle, yapısal kırılmalardaki durumların fourier ARDL testi üzerindeki olumsuz etkilerin ortadan kaldırılması için Yilanci vd., (2020) bir takım eklentiler yaparak fourier ARDL testine güç kazandırmıştır. Yilanci vd., (2020) tarafından ortaya koyulan ARDL modeline ilişkin sinüs ve cosinüs formatta fourier fonksiyon şöyledir:

$$d(t) = \sum_{k=1}^n a_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^n b_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (3)$$

Burada " k " seçilen özel frekans sayısını, " n " frekans sayısını, " $\pi = 3,1416$ " sayısını, " t " trend terimini ve " T " örneklem büyüklüğünü göstermektedir. Modelde, Becker, vd., (2006) ve Ludlow ve Enders, (2000) tarafından önerilen aşağıdaki tek frekanslı model ele alındığı ifade edilmektedir (Fendoğlu ve Gökçe, 2021):

$$d(t) = \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) \quad (4)$$

Bu çalışmada kurulan model çerçevesinde Yilanci vd., (2020) tarafından geliştirilmiş versiyon ile fourier ARDL modeli aşağıdaki gibidir:

$$\Delta BİST_t = \beta_0 + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_1 BİST_{t-1} + \beta_2 FAİZ_{t-1} + \beta_3 ALTIN_{t-1} + \beta_4 DOLAR_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi'_i \Delta FAİZ_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \theta'_i \Delta ALTIN_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \omega'_i \Delta DOLAR_{t-i} + e_t \quad (5)$$

Bu aşamada, çalışmaya sağlamlık kazandırmak amacıyla FAİZ, ALTIN ve DOLAR değişkenlerinin BIST endeksi ile uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisi sırasıyla Hansen ve Phillips (1990), Park (1992) ve Stock ve Watson (1993) tarafından geliştirilmiş FMOLS (Fully Modified Ordinary Least Squares), DOLS (Dynamic Ordinary Least Squares) ve CCR (Canonical Cointegrating Regression) testleri ile de incelenmiş ve katsayılar ve anlamlılık düzeylerindeki farklılık olup olmadığı ortaya çıkarılmıştır.

Bu çalışmada temelde, serilerin durağanlıkları ve eşbütünleşme ilişkileri fourier fonksiyonlu olarak ele alındığı için seriler arasındaki nedensellik ilişkileri de Cheng vd., (2021) tarafından geliştirilen fourier kantil nedensellik (BFGC-Q) testi ile incelenmiştir. Bu test temelde, Nazlioglu vd., (2016) tarafından geliştirilen fourier Toda – Yamamoto nedensellik testinin doğrusal olmayan nedensellikleri ve kuyruk-nedensellik ilişkisini dikkate almaması nedeniyle üretilmiştir (Akyol vd., 2023). Bu yöntem, standart Granger nedensellik testlerinden hareketle türetilen birçok teste ilave olarak güçlü bir nedensellik testi olarak literatüre katkı sağlamaktadır (Fareed vd., 2021).

Fourier kantil nedensellik testinin “nedeni değildir” şeklinde kurulan temel hipotezinin BFGC-Q yaklaşımı ile test edilmesinde iki prosedür uygulanmaktadır. İlk aşamada, yapısal kırılmalardaki yumuşak geçişleri kontrol altına alınması için deterministik terim, (2) numaralı denklemde yer alan fourier genişleme fonksiyonu $d(t)$ Granger nedensellik denklemine aşağıdaki gibi yerleştirilmiştir:

$$Y_t = \gamma_0 + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{i=1}^{p+h} \theta_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^{p+h} \vartheta_{j,i} X_{j,t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Burada, Y ve X sırasıyla bağımlı ve bağımsız değişkenlerini, “p” gecikme uzunluğunu, “h” maksimum bütünleşme mertebesi, “m” kovaryans sayısını temsil etmektedir. (2) numaralı denklemin tahmin edilmesi için “k” optimal değerlerini tespit etmek için k^* ; “s” uygun gecikme uzunluğunun tespiti için ise p^* kodlaması yapılmıştır. Bu işlemden sonra, her bir “i = 1,2,3,...,p)” değeri için AIC bilgi kriteri kullanılarak uygun gecikme uzunluğu p^* değeri ve SSR değerini minimum yapacak olan $k = k^*$ değeri seçilmektedir. Bu aşama ise, standart sınırlı F test istatistiği ile temel hipotez ($\gamma_1 = \gamma_2 = 0$) test edilmektedir. Yapılan işlemler sonunda k^* ve p^* seçilerek (2) numaralı denklem OLS tahmincisi yerine kantil regresyon ile aşağıdaki gibi tahmin edilmektedir:

$$Q_{Y_t}(\tau | Z) = \gamma_0(\tau) + \gamma_1(\tau) \sin\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) + \gamma_2(\tau) \cos\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) + \sum_{i=1}^{p^*+h} \theta_i(\tau) Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p^*+h} \vartheta_{j,i}(\tau) X_{j,t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Z değeri (7) numaralı regresyon denkleminin bütün kovaryans matrisini temsil etmektedir. Bu sayede, (7) numaralı denklem kantil regresyon yöntemiyle tahmin edilmek suretiyle farklı kantillerde, $\tau \in (0,1)$, X’ten Y’ye doğru “nedensellik yoktur” ($X \nrightarrow \ominus Y$) temel hipotezi aşağıdaki şekilde test edilebilmektedir:

$$H_0: \hat{\vartheta}_{j,1}(\tau) = \hat{\vartheta}_{j,2}(\tau) = \dots = \hat{\vartheta}_{j,p^*}(\tau) = 0, \forall \tau \in (0,1) \quad (8)$$

Temel hipotez olan “nedensellik yoktur” ($X \nrightarrow \ominus Y$) sınaması (13) numaralı hipotez sınırlaması altında Wald testi ile aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$\text{Wald} = \left[T \left((\hat{\vartheta}_j(\tau))' (\hat{\Omega}(\tau))^{-1} (\hat{\vartheta}_j(\tau)) \right) \right] / \tau(1 - \tau) \quad (9)$$

Burada, “ $\hat{\vartheta}_j(\tau)$ ” ifadesi τ . kantilin tahmin edilen katsayı vektörünü, “ $\hat{\Omega}(\tau)$ ” değeri, “ $\hat{\vartheta}_j(\tau)$ ” değerinin varyans – kovaryans matrisinin tutarlı tahmincisini ifade etmektedir. Cheng vd., (2021), fourier kantil nedensellik testinin geliştirilmesi sürecinde Hatemi-J ve Uddin, (2012) tarafından ortaya atılan ve verilerde sıklıkla karşılaşılan otoregresif koşullu heteroskedastiklik (ARCH) etkilerin var olması nedeniyle ortaya çıkan hatta bu verilerin normal dağılım sergilememesinin Wald istatistiğinde asimptotik dağılımdan sapmalar meydana gelebileceğini ifade etmektedir. Bunun için bu yöntemde, Hatemi-J ve Uddin, (2012) yöntemine dayalı olarak ampirik dağılımlarda % 10, % 5 ve %1’lik kritik değerlerin elde edilmesi ve (6) numaralı denklemde yer alan $\sin(\cdot)$ ve $\cos(\cdot)$ terimlerinin temel hipotezlerinin test edilmesi için sınırlandırılmış F istatistiği ve 10,000 iterasyonlu bir simülasyon tekniği uygulanmıştır.

4. AMPİRİK BULGULAR

4. 1. Tanımlayıcı İstatistikler

Bu çalışmanın temel amacı, BİST 100 endeksi ile faiz oranları, altın fiyatları ve döviz kurları arasındaki ilişkiyi ortaya çıkarmaktır. Bu amaçla, gerçekleştirilen ekonometrik analizlerin ilk aşaması olan tanımlayıcı istatistikler Tablo 2’de sunulmaktadır. Değişkenlere genel olarak bakıldığında, Jarque-Bera test istatistiği ve anlamlılık düzeylerine göre verilerin normal dağılmadığı görülmektedir.

Tablo 2: Tanımlayıcı İstatistikler

	BİST	FAİZ	ALTIN	DOLAR
Ortalama	996.70	17.14	1149.96	4.28
Medyan	683.91	14.19	1238.19	1.81
Maksimum	8334.94	65.73	1991.34	28.59
Minimum	87.57	6.85	278.85	1.17
Standart Sapma	1322.66	11.10	501.79	5.38
Çarpıklık	3.59	2.25	-0.21	2.62
Basıklık	16.75	7.90	1.92	9.69
Jarque-Bera	2635.98	485.58	14.69	791.43
Anlamlılık	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
Gözlem Sayısı	263	263	263	263

Not: Bu tabloda BİST, XU100 kapanış fiyatlarına göre Ocak 1986=0.01 kriteri ile elde edilmiş değeri; FAİZ, bankalarca 1 yıla kadar vadeli TRY üzerinden açılan mevduatların ağırlıklı ortalamalı faiz oranını; ALTIN, AUX/USD dolar bazında ons değerlerinin Troy ağırlık sistemine göre Türk Lirası cinsinden değerini, DOLAR ise TCMB döviz alış kuruna göre elde edilmiş ABD dolar kurunu ifade etmektedir.

Tablo 2’de sunulan tanımlayıcı istatistik sonuçları, incelenen değişkenlerin dağılım özelliklerini ve verilerin karakteristiklerini net bir şekilde ortaya koymaktadır. BİST, faiz ve dolar serilerinde çarpıklık ve basıklık değerlerinin yüksekliği, bu serilerin sağa çarpık dağılımlar sergilediğini ve uç değerlere sahip olduğunu göstermektedir. Özellikle BİST’in ortalaması ile medyanı arasındaki fark ve çarpıklık değeri (3.59), verilerin yüksek değerlere doğru bir yığılma eğiliminde olduğunu işaret etmektedir. Faiz oranlarında da sağa çarpık bir dağılım (çarpıklık: 2.25) ve yüksek basıklık (7.90) gözlemlenmektedir. Dolar serisinde ise çarpıklık (2.62) ve basıklık (9.69) değerleri, bu değişkenin de benzer şekilde sağa çarpık ve uç değerlere sahip olduğunu ortaya koymaktadır. Altın serisinde çarpıklık değeri (-0.21) ile daha simetrik bir dağılım gözlemlenirken, basıklık (1.92) ve Jarque-Bera test sonuçlarına göre yine de uç değerlere dikkat edilmesi gerektiği anlaşılmaktadır.

Veri setinde gözlemlenen çarpıklık ve basıklık gibi özellikler, kullanılan güncel ekonometrik testler sayesinde daha güçlü bir şekilde ele alınmaktadır. Özellikle, kırılmalar ve sapmalar gibi olguların analizinde Fourier Bootstrap ARDL tekniğinin kullanılması isabetli bir tercih olarak öne çıkmaktadır. Bu teknik, kırılmaların ve sapmaların etkilerini daha esnek bir şekilde modelleyerek dağılımların normal varsayımlarından sapmasını dikkate almakta ve bu bağlamda daha doğru sonuçlar elde edilmesini sağlamaktadır. Jarque-Bera testi sonuçlarının da gösterdiği gibi ($p < 0.001$), dağılımların normal varsayımlardan farklılaştığı durumlarda, Fourier Bootstrap ARDL gibi gelişmiş yöntemlerin kullanımı, daha sağlam ve güvenilir bulgular sunmaktadır.

4. 2. Birim Kök Test Sonuçları

Bu çalışmada serilerin durağanlıkları klasik ADF ve Fourier ADF birim kök testleri ile incelenmiştir. Birim kök testinden elde edilen kanıtlar, seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi, katsayı tahmin ve nedensellik testleri sürecinde önemli rol oynamaktadır. Birim kök test sonuçları, Tablo 3 ve Tablo 4’te gösterilmektedir.

Tablo 3: ADF Test Sonuçları

Değişkenler	ADF Test İstatistikleri			
	Sabitli Model	Anlamlılık Düzeyi	Trendli Model	Anlamlılık Düzeyi
BİST	-0.208	0.934	-1.915	0.643
FAİZ	-2.346	0.158	-1.589	0.795
ALTIN	-2.156	0.222	-1.825	0.689
DOLAR	4.639	1.000	1.263	1.000
Δ BİST	-3.936	0.002***	-3.956	0.011***
Δ FAİZ	-4.271	0.000***	-4.888	0.000***
Δ ALTIN	-4.236	0.000***	-4.476	0.002***
Δ DOLAR	-8.180	0.000***	-6.262	0.000***

Not: “***”, “**”, “*” sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. Uygun gecikme uzunluğu genelden özele özelliği taşıyan “t” istatistiği kullanılarak belirlenmiştir. “ Δ ”, serinin birinci farkını temsil etmektedir.

Tablo 4: Fourier ADF Test Sonuçları

Değişkenler	Fourier ADF Test İst.		Kritik Değerler			Fourier ADF Test İst.		Kritik Değerler		
	Sabitli Model	Fourier Sayısı	1%	5%	10%	Trendli Model	Fourier Sayısı	1%	5%	10%
<i>Düzye</i>										
BİST	0.135	1	-4.87	-4.31	-4.02	-2.681	1	-4.37	-3.78	-3.47
FAİZ	-3.716	1	-4.87	-4.31	-4.02	-2.638	1	-4.87	-4.31	-4.02
ALTIN	-2.996	2	-4.62	-4.01	-3.69	-2.374	2	-3.93	-3.26	-2.92
DOLAR	4.598	5	-4.18	-3.56	-3.24	0.925	5	-3.55	-2.94	-2.62

Not: Fourier ADF birim kök testinin temel hipotezi "birim kök vardır=seri durağan değildir" şeklindedir. Elde edilen test istatistikleri Fourier ADF testi için (Enders ve Lee, 2012) çalışmasında yer alan kritik değerler ile karşılaştırılmakta ve birim kök olup olmadığına karar verilmektedir. Fourier ADF test istatistiği kritik değerlerden mutlak değer olarak küçük olduğunda temel hipotez reddedilemez seri durağan değildir. İlgili test istatistikleri kritik değerlerden mutlak değer olarak büyük olduğunda temel hipotez reddedilir seri durağandır. "Δ", serinin birinci farkını temsil etmektedir.

Tablo 3'te sunulan klasik ADF test sonuçlarına göre, Tüm serilerin düzey değerlerde birim kök içerdiği (durağan olmadığı) ve birinci farkları alındığında %1 anlamlılık düzeyinde durağanlaştığı ve serilerin tamamının I(1) seviyesinde durağan olduğu tespit edilmiştir. Elde edilen Fourier ADF birim kök sonuçlarına göre Tablo 4 incelendiğinde, BİST, FAİZ, ALTIN, DOLAR değişkenlerinin sabitli ve trendli modelde test istatistiği kritik değerlerden mutlak değerde küçük olduğundan durağan olmadığı anlaşılmaktadır. Tüm serilerin birinci farkları alındığında BİST, ALTIN, DOLAR % 5; FAİZ ise % 1 anlamlılık düzeyinde durağan olduğu görülmektedir. Bu çerçeveden bakıldığında serilerin tamamının I(1) seviyesinde durağan olduğu tespit edilmiştir.

4. 3. Fourier ARDL Test Sonuçları

Fourier ADF birim kök sonuçlarına göre tüm serilerin I(1) seviyesinde durağan olması seriler arasında eşbütünlük ilişkisinin olup olmadığı konusunu önemli hale getirmektedir. Bu çerçevede, bu çalışmada BİST 100 endeksi bağımlı değişken olarak alınmış ve bu endeks üzerinde faiz oranının, altın fiyatının ve dolar kurunun etkileri ortaya çıkarılması amaçlanmaktadır. Fourier ARDL Bootstrap eşbütünlük testi çerçevesinde kurulan ekonometrik modele ilişkin test sonuçları Tablo 5'te sunulmaktadır.

Tablo 5: FARDL Eşbütünlük Test Sonuçları

Seçilen FARDL Modeli a: (1,6,0,3)		k: 0.90	AIC: -2.2002		
Seçilen FARDL Modeli b: (7,0,8,3)					
Seçilen FARDL Modeli c: (2,0,0,2)					
Seçilen FARDL Modeli d: (4,2,2,1)					
Ampirik Test İstatistiği		Bootstrap Kritik Değerler			
		10%	5%	1%	
F_A	7.422***	4.320	5.101	6.738	
t	-4.564**	-3.582	-3.911	-4.632	
F_B	9.875***	4.101	5.114	7.231	

Not: Tablodaki "****" ve "***" sırasıyla %1 ve %5 seviyesinde anlamlılığı; "k", optimum frekans sayısını; "AIC", Akaike bilgi kriterine ilişkin test istatistiğini ifade etmektedir. FARDL eşbütünlük testinin temel hipotezi klasik ARDL testinde olduğu gibi "H₀: Seriler arasında eşbütünlük ilişkisi yoktur" şeklinde kurulmaktadır. FARDL test istatistiği Bootstrap kritik değerlerden mutlak değerde büyük olduğunda seriler arasında eşbütünlük ilişkisinin var olduğu; tersi durumda seriler arasında eşbütünlük ilişkisinin olmadığı sonucuna ulaşılabilir.

Tablo 5'te yer alan Fourier ARDL Bootstrap eşbütünlük test sonuçları incelendiğinde, "F_A" test istatistiği (7.422), Bootstrap kritik değerlerin %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyinde (4.320, 5.101, 6.738) üzerinde olmasından dolayı seriler arasında eşbütünlük ilişkisinin bulunduğu söylenebilir. Aynı zamanda, "t" test istatistiğine (-4.564) göre, Bootstrap kritik değerlerin %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyinde (-3.582, -3.911, -4.632) üzerinde olmasından dolayı seriler arasında eşbütünlük ilişkisinin bulunduğu söylenebilir. Son olarak, "F_B" test istatistiğine (9.875) göre ise Bootstrap kritik değerlerin %10, %5 ve %1 anlamlılık düzeyinde (4.101, 5.114, 7.231) üzerinde olmasından dolayı seriler arasında eşbütünlük ilişkisinin bulunduğu söylenebilir. Özetle ifade edilecek olursa model 1 için Fourier ARDL Bootstrap eşbütünlük testinde sunulan her üç test istatistiğine göre BİST, FAİZ, ALTIN ve DOLAR arasında uzun dönemli bir eşbütünlük ilişkisinin bulunduğu tespit edilmiştir.

4. 4. Fourier ARDL Katsayı Tahmin Test Sonuçları

Fourier ARDL Bootstrap eşbütünleşme testi neticesinde BİST endeksi ile faiz oranı, altın fiyatı ve Dolar kuru arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı ortaya koyulmuştur. Ancak, bağımsız değişkenlerin BİST endeksi üzerinde hangi yönlü etkiye sahip olduğunu tespit etmek için Fourier ARDL katsayı tahminlerinin elde edilmesi önem arz etmektedir. Bu noktada, Fourier ARDL Bootstrap eşbütünleşme modeline dayalı olarak katsayı tahminleri tablo 6’da sunulmaktadır.

Fourier ARDL Bootstrap eşbütünleşme katsayı tahminlemesinin ilk aşamasında uzun dönemli ilişki incelenmekte olup ikinci aşamada kısa dönemli tahmin sonuçları ortaya koyulmuştur. Ayrıca, Klasik ARDL yaklaşımına fourier formu ilave edilebilmesi için $\gamma_1 \sin(\sinüs)$ ve $\gamma_1 \cos(\cosinüs)$ formları sürece dahil edilmiştir. Tablo 6’teki FARDL Uzun Dönem Katsayı Tahminleri dikkate alındığında FAİZ değişkeni ile BİST endeksi arasında %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisi bulunmakla birlikte tahmin katsayısı -0.816 olarak hesaplanmıştır. Buradan, FAİZ değişkenindeki %1’lik artış BİST endeksinde uzun dönemde % 0.82’lik bir azalışla açıklanmaktadır. Aynı zamanda, ALTIN değişkeni ile BİST endeksi arasında %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisi bulunmakla birlikte tahmin katsayısı 1.252 olarak hesaplanmıştır. Buradan, ALTIN değişkenindeki %1’lik artışın BİST endeksinde uzun dönemde % 1.252’lik bir artış meydana getirdiği görülmektedir. Son olarak, DOLAR değişkeni ile BİST endeksi arasında %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisi bulunmakla birlikte tahmin katsayısı 2.160 olarak hesaplanmıştır. Buradan, DOLAR değişkenindeki %1’lik artışın BİST endeksinde uzun dönemde % 2.160’lık bir artış meydana getirdiği görülmektedir.

Tablo 6: FARDL Uzun ve Kısa Dönem Katsayı Tahmin Sonuçları

Değişkenler	FARDL Uzun Dönem Katsayı Tahminleri			
	Katsayılar	Standart Hatalar	t-istatistiği	p-değeri
FAİZ	-0.816**	0.387	-2.105	0.036
ALTIN	1.252*	0.670	1.869	0.063
DOLAR	2.165***	0.519	4.171	0.000
@TREND	-0.017***	0.007	-2.551	0.011
	FARDL Kısa Dönem Katsayı Tahminleri ve Hata Düzeltme Modeli Tahmini			
Sabit Terim	0.028***	0.006	4.942	0.000
$\Delta FAİZ_t$	-0.044	0.066	-0.671	0.503
$\Delta FAİZ_{t-1}$	0.040	0.066	0.604	0.546
$\Delta FAİZ_{t-2}$	0.113*	0.064	1.784	0.076
$\Delta FAİZ_{t-3}$	0.092	0.067	1.379	0.169
$\Delta FAİZ_{t-4}$	-0.109	0.068	-1.621	0.106
$\Delta FAİZ_{t-5}$	-0.100	0.065	-1.536	0.126
$\Delta DOLAR_t$	-0.591***	0.134	-4.423	0.000
$\Delta DOLAR_{t-1}$	0.470***	0.152	3.081	0.002
$\Delta DOLAR_{t-2}$	-0.445***	0.146	-3.038	0.003
$\gamma_1 \sin$	0.015**	0.008	2.015	0.045
$\gamma_1 \cos$	-0.017*	0.010	-1.814	0.071
ECT _{t-1}	-0.076***	0.016	-4.889	0.000

Not: “***”, “**”, “*” sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

FARDL Kısa Dönem Katsayı Tahminleri dikkate alındığında FAİZ değişkeninin sadece 2 gecikmeli değeri BİST endeksi üzerinde %10'da istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Diğer deyişle, FAİZ değişkenindeki %1'lik bir değişim BİST endeksinde % 0.11'lik bir artış meydana getirmektedir. Bu durum, Merkez Bankası para politikası kurulunun almış olduğu faiz artış kararlarının kısa dönemde BİST endeksi üzerinde 2 gecikmeli değerde (2 aylık bir süre içinde) pozitif; daha önceki dönemlerde örneğin, 4 gecikmeli değerde alınan faiz artış kararlarının ise negatif (tablo 5'te 4 gecikmeli değerin anlamlılık düzeyinin %10'a çok yakın olduğu ve katsayısının negatife dönüştüğü düşünüldüğünde) olduğu birlikte dikkate alındığında finansal yatırımcıların ilk faiz artış kararlarına BİST'ten kaçışla cevap verdiği, faiz artışlarının devam etmesi durumunda BİST endeksine dönüş yaptığını ve faiz artışlarının bu dönemlerde beklenen getirileri henüz karşılamadığı ve borsa yatırımlarına devam ettiği şeklinde açıklanabilir. Ancak, uzun dönemde faiz artışlarının devam ettiği uzun dönemli projeksiyonlarda borsa yatırımcısının sabit getirili menkul kıymetlere yöneldiği görülmektedir. ALTIN değişkeni uzun dönemde BİST endeksi ile birlikte pozitif yönlü hareket etmesine rağmen ALTIN değişkeninin kısa dönemde BİST endeksi üzerinde bir etki tespit edilememiştir.

Son olarak, kısa dönemli katsayı ilişkilerine bakıldığında DOLAR değişkeninin cari dönem hareketi ve 3 gecikmeli değerleri ile BİST endeksi üzerinde %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki tespit edilmiştir. Elde edilen bu bulgular, finansal yatırımcıların kısa dönemde DOLAR değişkenini BİST endeksi yerine ikame etkisi olarak koyduğu şeklinde açıklanabilir. Bu yaklaşımın sebebi, DOLAR değişkenindeki %1'lik artış 2 gecikmeli değerde BİST üzerinde %0.44 negatif etki yaparken sırasıyla 1 gecikmeli değerde % 0.47 artış, cari değerlerde %0.59 azalış meydana getirmektedir. Buradan, kısa dönemde DOLAR değişkenindeki yükselişlerin BİST endeksi üzerinde farklı şekillerde değişimlere yol açtığı, Bu değişimde yükseliş devam etse de diğer araçlar ve şoklardan dolayı BİST endeksinin gerileme gösterdiği ancak yukarıda da bahsedildiği üzere uzun dönemde DOLAR endeksindeki artışların BİST endeksi üzerinde pozitif etki oluşturduğu gözlemlenmiştir.

Özetle, Tablo 6'ya göre FAİZ, ALTIN ve DOLAR değişkenlerindeki değişimler uzun dönemde BİST endeksi üzerinde etkili iken kısa dönemde ise FAİZ ve DOLAR değişkenleri BİST endeksi üzerinde etkili olduğu ancak kısa dönemli etkilerin BİST endeksi üzerinde farklı ve sapmalı sonuçlar tırettiği gözlemlenmiştir. Bu etki, hata düzeltme modeli ile incelenmiş ve ECT_{t-1} katsayısının -0.076 olduğunu ve %1 anlamlılık düzeyine sahip olduğu tespit edilmiştir. Elde edilen bu bilgilerden değişkenler arasında dönemler itibarıyla meydana gelebilecek bir sapmanın bir sonraki dönemlerde %7.6'lık oranında tekrar birbirlerine yaklaşacağını, sapmanın bu düzeltme ile ortadan kalkacağını ve modelin hatasız işlediğini göstermektedir. Bu durum, FAİZ ve DOLAR değişkenlerinin BİST endeksi üzerindeki etkisini önemli olduğunu açıklamaktadır. Son olarak, FARDL katsayı tahmininde $\gamma_1 \sin(\sinüs)$ ve $\gamma_1 \cos(\cosinüs)$ formlarının sırasıyla % 5 ve %10'da anlamlı olduğu görülmektedir.

Çalışmanın buraya kadarki sürecinde Fourier fonksiyonlu birim kök ve Bootstrap eşbütünleşme testlerinin sonuçları değerlendirilmiş olup FAİZ, ALTIN ve DOLAR değişkenlerinin BIST endeksi ile uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisinin olduğu sonuçları tartışılmıştır. Ayrıca, çalışmaya sağlamlık kazandırmak amacıyla FAİZ, ALTIN ve DOLAR değişkenlerinin BIST endeksi ile uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisi FMOLS (Fully Modified Ordinary Least Squares), DOLS (Dynamic Ordinary Least Squares) ve CCR (Canonical Cointegrating Regression) testleri ile de incelenmiş ve sonuçlar tablo 6'da sunulmuştur.

Tablo 7: FMOLS, DOLS, CCR Katsayı Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Standart Hatalar	t-istatistiği	Anlamlılık Düzeyi
<i>FMOLS</i>				
FAİZ	-0.532	0.142	-3.743	0.000***
ALTIN	0.469	0.197	2.385	0.018**
DOLAR	0.856	0.150	5.709	0.000***
Sabit Terim	3.986	1.454	2.741	0.007***
@TREND	-0.002	0.002	-0.720	0.472
<i>DOLS</i>				
FAİZ	-0.500	0.150	-3.320	0.001***
ALTIN	0.487	0.209	2.336	0.020**
DOLAR	0.827	0.159	5.195	0.000***
Sabit Terim	3.776	1.547	2.440	0.015**
@TREND	-0.001	0.002	-0.544	0.587
<i>CCR</i>				
FAİZ	-0.527	0.139	-3.794	0.000***
ALTIN	0.469	0.200	2.349	0.020**
DOLAR	0.851	0.149	5.723	0.000***
Sabit Terim	3.970	1.470	2.701	0.007***
@TREND	-0.002	0.002	-0.696	0.487

Not: "****", "***", "**" sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir. FMOLS VE CCR testlerinde uzun dönemli varyans hesabı Bartlett ve Newey-West kriterleri ile elde edilmiştir. DOLS uygun gecikme uzunluğu ise Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmektedir.

Tablo 7 sonuçlarına bakıldığında katsayılarda önemli bir farklılık olmamakla birlikte Fourier ARDL eşbütünleşme testlerinin verdiği sonuçlara benzer katsayı ve anlamlılık düzeyleri elde edilmiştir. FMOLS analizine göre, FAİZ değişkeni ile BİST endeksi arasında %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisi bulunmakla birlikte tahmin katsayısı -0.532 olarak hesaplanmıştır. Buradan, FAİZ değişkenindeki %1'lik artış BİST endeksinde uzun dönemde % 0.532'lik bir azalışla açıklanmaktadır. Aynı zamanda, ALTIN değişkeni ile BİST endeksi arasında %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisi bulunmakla birlikte tahmin katsayısı 0.469 olarak hesaplanmıştır. Buradan, ALTIN değişkenindeki %1'lik artışın BİST endeksinde uzun dönemde % 0.469'luk bir artış meydana getirdiği görülmektedir. Son olarak, DOLAR değişkeni ile BİST endeksi arasında %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisi bulunmakla birlikte tahmin katsayısı 0.856 olarak hesaplanmıştır. Buradan, DOLAR değişkenindeki %1'lik artışın BİST endeksinde uzun dönemde % 0.856'lık bir artış meydana getirdiği görülmektedir. DOLS analizine göre, FAİZ değişkeni ile BİST endeksi arasında %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisi bulunmakla birlikte tahmin katsayısı -0.500 olarak hesaplanmıştır. Buradan, FAİZ değişkenindeki %1'lik artış BİST endeksinde uzun dönemde % 0.500'lük bir azalışla açıklanmaktadır. Aynı zamanda, ALTIN değişkeni ile BİST endeksi arasında %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisi bulunmakla birlikte tahmin katsayısı 0.487 olarak hesaplanmıştır. Buradan, ALTIN değişkenindeki %1'lik artışın BİST endeksinde uzun dönemde % 0.487'luk bir artış meydana getirdiği görülmektedir. Son olarak, DOLAR değişkeni ile BİST endeksi arasında %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisi bulunmakla birlikte tahmin katsayısı 0.827 olarak hesaplanmıştır. Buradan, DOLAR değişkenindeki %1'lik artışın BİST endeksinde uzun dönemde % 0.827'lik bir artış meydana getirdiği görülmektedir. CCR analizine göre, FAİZ değişkeni ile BİST endeksi arasında %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisi bulunmakla birlikte tahmin katsayısı -0.527 olarak hesaplanmıştır. Buradan, FAİZ değişkenindeki %1'lik artış BİST endeksinde uzun dönemde % 0.527'lük bir azalışla açıklanmaktadır. Aynı zamanda, ALTIN değişkeni ile BİST endeksi arasında %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisi bulunmakla birlikte tahmin katsayısı 0.469 olarak hesaplanmıştır. Buradan, ALTIN değişkenindeki %1'lik artışın BİST endeksinde uzun dönemde % 0.469'luk bir artış meydana getirdiği görülmektedir. Son olarak, DOLAR değişkeni ile BİST endeksi arasında %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisi bulunmakla birlikte tahmin katsayısı 0.851 olarak hesaplanmıştır. Buradan, DOLAR değişkenindeki %1'lik artışın BİST endeksinde uzun dönemde % 0.851'lik bir artış meydana getirdiği görülmektedir.

4. 5. Fourier Kantil Nedensellik Test Sonuçları

Tablo 8: Fourier Kantil Nedensellik Test Sonuçları

FAİZ → BİST					BİST → FAİZ				
Optimum Gecikme uzunluğu ve frekans (1,4)					Optimum Gecikme uzunluğu ve frekans (4, 0.10)				
Kantiller	Walt İstatistiği	Kritik Değerler (%10)	Kritik Değerler (%5)	Kritik Değerler (%1)	Kantiller	Walt İstatistiği	Kritik Değerler (%10)	Kritik Değerler (%5)	Kritik Değerler (%1)
0.10	0.077	4.428	9.338	10.180	0.10	20.562***	11.416	13.243	14.592
0.20	0.004	3.021	3.149	6.918	0.20	4.849	10.180	12.257	14.818
0.30	0.127	2.910	3.210	5.560	0.30	4.168	10.701	12.335	13.921
0.40	0.016	2.906	3.777	6.934	0.40	7.004	11.184	13.066	31.793
0.50	0.020	4.052	5.649	8.066	0.50	6.491	12.755	13.259	22.086
0.60	0.748	5.653	6.826	7.136	0.60	6.971	14.924	19.362	25.956
0.70	1.207	4.553	5.322	6.369	0.70	5.658	14.609	17.210	24.185
0.80	2.887	5.928	7.064	14.013	0.80	3.807	17.173	20.881	29.671
0.90	8.257**	4.717	6.716	10.340	0.90	4.440	21.692	22.926	37.783
ALTIN → BİST					BİST → ALTIN				
Optimum Gecikme uzunluğu ve frekans (2.00, 0.60)					Optimum Gecikme uzunluğu ve frekans (2.00, 2.30)				
Kantiller	Walt İstatistiği	Kritik Değerler (%10)	Kritik Değerler (%5)	Kritik Değerler (%1)	Kantiller	Walt İstatistiği	Kritik Değerler (%10)	Kritik Değerler (%5)	Kritik Değerler (%1)
0.10	0.115	6.261	8.146	9.828	0.10	5.046	13.995	16.876	24.705
0.20	1.840	4.860	5.873	6.739	0.20	9.066	17.157	20.791	22.264
0.30	3.711*	2.622	3.921	6.557	0.30	4.078	14.856	18.246	22.604
0.40	1.240	2.884	3.469	6.289	0.40	4.977	15.114	19.591	24.478
0.50	0.218	3.163	3.419	4.113	0.50	9.805	14.250	15.042	19.816
0.60	0.234	3.032	3.847	3.919	0.60	8.358	12.564	14.530	23.872
0.70	0.001	3.360	3.975	5.323	0.70	10.045	12.481	15.994	20.258
0.80	0.375	4.359	5.095	7.187	0.80	5.838	11.881	13.660	14.992
0.90	0.008	3.306	4.738	6.769	0.90	4.752	9.7936	10.488	15.324
DOLAR → BİST					BİST → DOLAR				
Optimum Gecikme uzunluğu ve frekans (1, 0.40)					Optimum Gecikme uzunluğu ve frekans (6, 0.10)				
Kantiller	Walt İstatistiği	Kritik Değerler (%10)	Kritik Değerler (%5)	Kritik Değerler (%1)	Kantiller	Walt İstatistiği	Kritik Değerler (%10)	Kritik Değerler (%5)	Kritik Değerler (%1)
0.10	8.115	17.563	18.266	20.878	0.10	17.721	29.483	34.724	40.901
0.20	13.565*	13.035	18.488	23.281	0.20	21.378	22.426	24.748	45.109
0.30	20.284***	13.902	14.527	18.079	0.30	16.956	25.187	30.273	33.166
0.40	19.686**	15.314	17.565	24.247	0.40	23.293	27.198	30.090	33.660
0.50	8.453	15.918	21.165	24.609	0.50	18.019	25.185	28.177	29.744
0.60	12.642	15.210	16.709	20.944	0.60	15.316	26.886	30.121	33.463
0.70	7.806	16.588	18.724	31.143	0.70	13.829	21.895	22.538	33.237
0.80	9.828	17.146	23.426	29.122	0.80	15.490	26.969	31.461	40.153
0.90	18.374	20.845	23.228	26.825	0.90	27.518	28.107	31.295	54.725

Not: "****", "***", "**" sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

Son aşamada, Cheng vd., (2021) tarafından yeni geliştirilen bir test olan Fourier Bootstrap kantil nedensellik testi kullanılarak değişkenler arasındaki nedensellik ilişkileri de analiz edilmiş ve sonuçlar irdelenmiştir. Tablo 8 sonuçları incelendiğinde, Faiz oranından BİST 100 endeksine doğru 9. Kantilde nedensellik ilişkisi bulunmakla birlikte, BİST 100 endeksinden Faiz oranına doğru 1. Kantilde nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Buradan, faiz oranı ile BİST 100 endeksi arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu anlaşılmaktadır. Altın fiyatından BİST 100 endeksine doğru 3. Kantilde nedensellik ilişkisi bulunmakla birlikte BİST 100 endeksinden altın fiyatlarına doğru nedensellik ilişkisi bulunmamaktadır. Bu da, altın fiyatı ile BİST 100 arasında tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğunu göstermektedir. Son olarak, dolar kurundan BİST 100 endeksine doğru 2., 3. ve 4. Kantillerde nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Diğer bir deyişle, dolar kuru ile BİST 100 endeksi arasında tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğunu göstermektedir.

Genel olarak değerlendirildiğinde, faiz oranlarındaki değişimlerin BİST 100 endeksi uzun dönemli bir ilişkinin varlığını öne süren (Güney ve İlgin, 2019; Özmerdivanlı, 2021; Şanlı vd., 2021) çalışmalar ile aradaki ilişkinin negatif olduğunu iddia eden (De Mendonça ve Díaz, 2023; Bansal ve Yaron, 2005; Časta, 2023; Aktaş ve Akdağ, 2013; Cihangir vd., 2020; Gazel, 2017; Güngör ve Polat, 2020; İlgin ve Sari, 2020; Koyuncu, 2018; Ünal vd., 2022; Yıldız, 2014) çalışmalar desteklenmekte ve bu çalışmanın H₁ hipotezi kabul edilmektedir. Aynı zamanda, altın

fiyatlarının BİST 100 endeksi üzerinde uzun dönemli bir ilişkinin varlığını (Güney ve Ilgın, 2019; İlkhan vd., 2022), söz konusu ilişkinin uzun dönemde negatif olduğunu (Li vd. 2023; Gazel, 2017) savunan çalışmalar desteklenerek bu çalışmanın H_2 hipotezi kabul edilmektedir. Son olarak, dolar kuru ile BİST 100 endeksi arasında uzun dönemli ve nedensel bir ilişkinin olduğunu ifade eden (Boyacıoğlu vd., 2023; Güney ve Ilgın, 2019; İlkhan vd., 2022; Özmerdivanlı, 2021; Şanlı vd., 2021) ve uzun dönemli bir ilişkinin varlığı pozitif yönlü açıklayan (Ünal vd., 2022; Ünlü, 2023) çalışmalar desteklenip negatif yönde olduğunu idda eden (Xiong vd.,2024; Manner vd., 2024; Chang vd., 2024) çalışmaların BİST 100'ün uluslararası gelişmekte olan piyasalardan ayrıştığı görüşü altında bu çalışmanın H_3 hipotezi kabul edilmektedir.

5. SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Bu çalışma, Türkiye'de alınan faiz kararlarının, altın fiyatlarının ve dolar kurunun BİST 100 endeksi üzerindeki etkisini ortaya çıkarmayı amaçlamaktadır. Bu amaçla, bankalarca açılan mevduatların ağırlıklı ortalama faiz oranı, Türk Lirası cinsinden gram altın fiyatı ve TCMB döviz alışa göre alınmış dolar kurunun BİST 100 endeksi üzerindeki etkisi 2002: Ocak – 2023: Kasım dönemine ait aylık verilerle ve 262 gözlemlerle zaman serisi oluşturulmak suretiyle Fourier ADF birim kök testi, Fourier Bootstrap ARDL Testi ve Fourier Bootstrap Kantil nedensellik Testi ile ortaya çıkarılmıştır.

Türkiye'de yakın zamanlarda %15 politika faiz oranı Haziran, 2023'ten itibaren kademeli olarak artmaya başlamıştır. Bu süreç, Temmuz, 2023'te % 17,50 Ağustos, 2023'te % 25 Eylül, 2023'te % 30 Ekim, 2023'te % 35 Kasım, 2023'te % 40 Aralık, 2023'te % 42,5 Ocak, 2024'te % 45 Mart, 2024'te % 50 ve izleyen dönemlerde sabit tutma şeklinde ortaya çıkmıştır. Bu çalışmanın ana motivasyonlarından biri olan faiz artışlarının BİST 100 endeksine etkisi, bir diğer ifade ile yatırımcının alınan faiz kararlarına tepkisi vadeli mevduat hesapları yönlü mü yoksa riskli yatırıma devam ettiği mi şeklinde gerçekleşmiştir. Bu çerçevede, elde edilen sonuçlara göre, alınan faiz kararlarının BİST 100 endeksini uzun dönemde negatif yönde etkilediği görülmektedir. Ancak, kısa dönemde enflasyon baskısından dolayı faiz artışları yatırımcı beklentisini henüz karşılamadığından BİST 100 endeksi üzerinde ilk etapta anlamsız iken birkaç ay içinde pozitif etki oluşturmuştur. Özetle, Türkiye'nin yüksek enflasyon yaşadığı dönemlerde alınan faiz artış kararları BİST 100 üzerinde beklentiyi artırarak yatırımcının riske olumlu sinyaller verdiği, ancak faiz artışlarının devam ettiği noktada BİST 100 endeksinden uzaklaştığı söylenebilir.

Çalışmanın bulguları literatür ile karşılaştırıldığında, faiz oranlarındaki değişimlerin BİST 100 endeksi ile uzun vadeli bir ilişkiye işaret ettiğini savunan çalışmalar (Güney ve Ilgın, 2019; Özmerdivanlı, 2021; Şanlı ve ark., 2021), aynı zamanda bu ilişkinin negatif yönde olduğunu belirten araştırmalarla (Aktaş ve Akdağ, 2013; Cihangir ve ark., 2020; Gazel, 2017; Güngör ve Polat, 2020; Ilgın ve Sarı, 2020; Koyuncu, 2018; Ünal ve ark., 2022; Yıldız, 2014) örtüşmektedir. Benzer şekilde, altın fiyatlarının BİST 100 endeksi üzerinde uzun vadeli bir etkisi olduğunu (Güney ve Ilgın, 2019; İlkhan ve ark., 2022) ve bu etkinin uzun dönemde negatif yönde gerçekleştiğini (Gazel, 2017) belirten çalışmalarla da tutarlı sonuçlar elde edilmiştir. Dolar kuru ile BİST 100 endeksi arasında uzun vadeli ve nedensel bir ilişkinin mevcut olduğunu öne süren (Boyacıoğlu ve ark., 2023; Güney ve Ilgın, 2019; İlkhan ve ark., 2022; Özmerdivanlı, 2021; Şanlı ve ark., 2021) ve bu ilişkinin pozitif yönde olduğunu ifade eden (Ünal ve ark., 2022; Ünlü, 2023) çalışmalar ile bu araştırmanın bulguları paralellik göstermektedir.

Altın gibi emtia yatırımları, Dünya'da ve Türkiye'de uzun dönemde güvenli liman olarak görülmekte ve neredeyse tüm çalışmalarda aynı yönlü iddialara yer verilmektedir. Son dönemde yabancı paranın değer kazanması, uluslararası altın talebi, Rusya – Ukrayna savaşının ardından İsrail – Filistin çekişmesi, altın fiyatlarının Türk Lirası cinsinden de değerinin önemli ölçüde artmasına sebep olmuştur. Hatta, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası verilerinden de teyit edilebileceği üzere Türkiye'de 2023 yılında finansal yatırımda en yüksek getiri altın olarak ortaya çıkmaktadır. Tüm bu gelişmeler ışığında bu çalışma ile yakın zamanda gerçekleştirilen faiz artışlarına rağmen uzun dönemde altının güvenli liman olduğu ancak BİST 100 ile uzun dönemde beraber hareket ettiğini, kısa dönemde bir etkisinin olmadığını, yüksek getiri bekleyen yatırımcının portföyünü yaparken altın ile değil de faiz getirili menkul kıymetlerle oluşturmasının daha sağlıklı olacağını ortaya koymaktadır.

Dünyadaki tüm para birimleri birer değişim aracı olarak kullanılmasına rağmen Türkiye'de yatırım aracı olarak da kullanılmaktadır. Türkiye'deki ekonomik sistemde en yüksek yabancı para hacminin dolar ve euro olduğu söylenebilir. Bu çalışmada, altın fiyatları daha çok dolar kurundan etkilendiği düşünüldüğünden BİST 100 endeksine etki eden faktörlerin yanına Amerikan dolar kurunun koyulması uygun görülmüştür. Sonuçlara bakıldığında, dolar kurunun altın fiyatları gibi uzun dönemde BİST 100 ile pozitif yönlü hareket ettiği ancak, kısa dönemde de kur artış azalışlarının BİST 100 endeksinde pozitif ve negatif izler bıraktığı görülmektedir. Buradan, yatırımcının portföy çeşitlendirmesinde uzun dönemde BİST 100 hisseleri ile birlikte olmaması önerilmektedir.

Çalışmanın en ilgi çekici sonuçlarından biri de BİST 100 endeksi üzerindeki faiz kararlarının, altın fiyatlarının ve dolar kurunun nedensellik ilişkisi kantiller bazında ortaya çıkarılmaktadır. Faiz oranlarında meydana gelen değişim BİST 100 endeksine 9. Kantilde değişime neden olmaktadır. Bir diğer deyişle, Faiz kararları BİST 100 endeksinin yüksek olduğu dönemlerde değişime neden olmaktadır. Ters durumda ise, BİST 100 endeksindeki değişimler faiz oranlarını 1. Kantilde değişime neden olmaktadır. Bir diğer ifade ile, faiz oranı düşük olduğunda değişim gerçekleşmektedir. Altın fiyatındaki değişimler BİST 100 endeksi üzerinde 3. Kantilde yani düşük sayılabilecek seviyelerde değişime neden olmaktadır. BİST 100 endeksindeki değişimler altın fiyatlarının değişimine neden olmamaktadır. Dolar kurundaki değişimler 2,3 ve 4. kantillerde BİST 100 endeksi üzerinde yani düşük seviyelerinde değişime neden olmaktadır. Doğal olarak, BİST 100 değişimi dolar kurunun değişimine neden olmamaktadır. Tüm bu faktörler göz önünde bulundurulduğunda yatırımcının portföy çeşitlendirmesini bu yatırım araçlarını dikkate alarak gerçekleştirilebilir.

Bu çalışmanın en önemli kısıtı Fourier Boosrapt ARDL eşbütünleşme testinin gerçekleştirilmesinde 3 bağımsız değişkene kadar analiz etmeye izin verilmesidir. Kapsamın genişletilebilmesi için farklı ekonometrik modellerde farklı yatırım araçlarının kombinasyonunda BİST 100 endeksi üzerindeki etkiler incelenebilir.

KAYNAKÇA

- Aktaş, M., ve Akdağ, S. (2013). "Türkiye'de Ekonomik Faktörlerin Hisse Senedi Fiyatları ile İlişkilerinin Araştırılması", *International Journal of Social Science Research*, 2(1), 50-67, <https://dergipark.org.tr/en/pub/ijssresearch/issue/32875/365284>
- Akyol, G., Bilirer, M., ve Zeren, F. (2023). "Türkiye'de İhracat, Döviz Kuru, İşsizlik ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Fourier Kantil Nedensellik ve Fourier Adl Eşbütünleşme Testlerinden Yeni Kanıtlar", *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 8(2), 298-309, <https://doi.org/10.29106/fesa.1256614>
- Başarır, Ç. (2019). "Altın Ve Hisse Senedi Getirileri Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği", *Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 21(2), 475-490. <https://doi.org/10.26468/trakyasobed.472190>
- Becker, R., Enders, W., ve Lee, J. (2006). "A Stationarity Test in the Presence of an Unknown Number of Smooth Breaks", *Journal of Time Series Analysis*, 27(3), 381-409. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9892.2006.00478.x>
- Bansal, R., ve Yaron, A. (2004). "Risks for the long run: A potential resolution of asset pricing puzzles", *The Journal of Finance*, 59(4), 1481-1509, <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2004.00670.x>
- Boyacıoğlu, N., Höl, A. Ö., ve Gülcan, N. (2023). "Pay Senedi, Emtia, Döviz ve Dijital Para Piyasaları Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: Türkiye Örneği", *İstanbul Gelişim Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 10(1), 73-92, <https://doi.org/10.17336/igusbd.950999>
- 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*, 70, <https://doi.org/10.1016/j.najef.2023.102068>
- Chen, Y. C., ve Huang, W. C. (2021). "Constructing a stock-price forecast CNN model with gold and crude oil indicators", *Applied Soft Computing*, 112, <https://doi.org/10.1016/j.asoc.2021.107760>
- Cheng, K., Hsueh, H.-P., Ranjbar, O., Wang, M.-C., ve Chang, T. (2021). "Urbanization, coal consumption and CO2 emissions nexus in China using Bootstrap Fourier Granger causality test in quantiles", *Letters in Spatial and Resource Sciences*, 14(1), 31-49. <https://doi.org/10.1007/s12076-020-00263-0>
- Cihangir, M., Polat, M. A., ve Çalışkan, U. (2020). "Türkiye'de Alternatif Finansal Yatırım Araçları Arasındaki Dinamik Etkileşim: Uygulamalı Bir Analiz", *Yaşar Üniversitesi E-Dergisi*, 15(60), 920-940. <https://doi.org/10.19168/jyasar.756338>
- Cingöz, F., ve Kendirli, S. (2019). "Altın Fiyatları, Döviz Kuru ve Borsa İstanbul Arasındaki İlişki", *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 4(4), 545-554. <https://doi.org/10.29106/fesa.649254>
- Çasta, M. (2023). "Inflation, interest rates and the predictability of stock returns", *Finance Research Letters*, 58, <https://doi.org/10.1016/j.frl.2023.104380>
- De Mendonça, H. F., ve Díaz, 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, <https://doi.org/10.1016/j.najef.2022.101868>
- Durmuş, S., Yılmaz, T., ve Şahin, D. (2019). "Makroekonomik Göstergelerin Endeks Getirileri Üzerindeki Etkisi: BİST Örneği", *Avrasya Uluslararası Araştırmalar Dergisi*, 7(16), 870-886. <https://doi.org/10.33692/avasyad.543706>

- Enders, W., ve Lee, J. (2012). "A Unit Root Test Using a Fourier Series to Approximate Smooth Breaks*", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(4), 574-599. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2011.00662.x>
- Fareed, Z., Salem, S., Adebayo, T. S., Pata, U. K., ve Shahzad, F. (2021). "Role of Export Diversification and Renewable Energy on the Load Capacity Factor in Indonesia: A Fourier Quantile Causality Approach", *Frontiers in Environmental Science*, 9, <https://doi.org/10.3389/fenvs.2021.770152>
- Fendoğlu, E., ve Gökçe, E. C. (2021). "Türkiye’de Eğitim ve Sağlık Harcamaları ile Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: Fourier Yaklaşımı", *Ekonomi İşletme ve Maliye Araştırmaları Dergisi*, 3(2), 203-216. <https://doi.org/10.38009/ekimad.970527>
- Gazel, S. (2017). "Stratejik Emtialar ve Finansal Değişkenler: Türkiye için bir ARDL Sınır Testi Yaklaşımı", *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 19(2), 544-563, <https://dergipark.org.tr/en/pub/gaziuibfd/issue/36598/416239>
- Gemici, E. (2020). "Ekonomi Politikası Belirsizliği ile G7 Ülke Borsaları Arasındaki ilişki", *Bingöl Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 10(20), 353-372, <https://doi.org/10.29029/busbed.732124>
- Gökalp, B. T. (2019). "Hisse Senedi Getirileri ile Tüketici Güven Endeksi Arasındaki İlişki: Diyagonal VECH Modeli Üzerinden Bir Değerlendirme", *Ekonomi Politika ve Finans Araştırmaları Dergisi*, 4(1), 139-150. <https://doi.org/10.30784/epfad.528556>
- Gülhan, Ü. (2020). "Altın Fiyatları ile VIX Endeksi, BİST 100 Endeksi, Döviz Kuru ve Petrol Fiyatları İlişkisi: Ekonometrik Bir Analiz", *Gümüşhane Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 11(2), 576-591. <https://doi.org/10.36362/gumus.710836>
- Gümüş, B. F., ve Zeren, F. (2014). "Analyzing the efficient market hypothesis with the Fourier unit root tests: Evidence from G-20 countries", *Ekonomski horizonti*, 16(3), 225-237. <https://doi.org/10.5937/ekonhor1403225g>
- Güney, S., ve Ilgın, K. S. (2019). "Yatırım araçlarının BIST-100 endeksi üzerindeki etkisinin değerlendirilmesi", *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, (53), 226-245. <https://doi.org/10.18070/erciyesiibd.449164>
- Güngör, B., ve Polat, A. (2020). "Geleneksel Yatırım Araçlarının Hisse Senedi Fiyatlarına Etkisi: BIST’te Sektörel Bazda Karşılaştırmalı Bir Analiz", *Bingöl Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 4(1), 79-105. <https://doi.org/10.33399/biibfad.707110>
- Hatemi-J, A., ve Uddin, G. S. (2012). "Is the causal nexus of energy utilization and economic growth asymmetric in the US?", *Economic Systems*, 36(3), 461-469. <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2011.10.005>
- Ilgın, K. S., ve Sari, S. S. (2020). "Döviz Kuru, Faiz Oranı ve Enflasyon ile BİST Tüm ve BİST Sektörel Endeksler Arasındaki İlişkinin Ampirik Analizi", *Ekonomi Politika ve Finans Araştırmaları Dergisi*, 5(3), 485-510. <https://doi.org/10.30784/epfad.693266>
- İlkhan, C., Çevikgil, D., Aydın, B., ve Zeren, F. (2022). "Altın Fiyatları, ABD Doları ve BIST 100 Endeksi Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: Türkiye Örneği", *Malatya Turgut Özal Üniversitesi İşletme ve Yönetim Bilimleri Dergisi*, 3(1), 46-53, <https://dergipark.org.tr/en/pub/mtuiyb/issue/69548/1089040>
- Kara, C. Ç. (2022). "BİST 100 Endeksi İle Çeşitli Yatırım Araçları Arasındaki İlişkinin Toda-Yamamoto Nedensellik Testi ile Analiz Edilmesi", *Balıkesir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 3(1), 35-45, <https://dergipark.org.tr/en/pub/bauniibfd/issue/70923/1091063>
- Kılıç, R., ve Dilber, C. (2017). "Türkiye’deki Enflasyon Ve Dolar Kuru Volatilitésinin BIST-100 Endeksi Oynaklığı Üzerindeki Etkisi", *Çankırı Karatekin Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 8(1), 164-174, <https://dergipark.org.tr/en/pub/jiss/issue/40506/487331>
- Korkmaz, Ö., Erer, D., ve Erer, E. (2016). "Alternatif Yatırım Araçlarında Ortaya Çıkan Balonlar Türkiye Hisse Senedi Piyasasını Etkiliyor mu? BİST 100 Üzerine Bir Uygulama", *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar Dergisi*, 10(2), 29-61, <https://dergipark.org.tr/en/pub/jiss/issue/40506/487331>
- Koyuncu, T. (2018). "BİST-100 Endeksinin Makroekonomik Değişkenler ile İlişkisi: Ampirik Bir Çalışma", *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 3(3), 615-624. <https://doi.org/10.29106/fesa.423051>
- Li, J., Wang, R., Aizhan, D., ve Karimzade, M. (2023). "Assessing the impacts of Covid-19 on stock exchange, gold prices, and financial markets: Fresh evidences from econometric analysis", *Resources Policy*, 83, <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103617>
- Ludlow, J., ve Enders, W. (2000). "Estimating non-linear ARMA models using Fourier coefficients", *International Journal of Forecasting*, 16(3), 333-347. [https://doi.org/10.1016/S0169-2070\(00\)00048-0](https://doi.org/10.1016/S0169-2070(00)00048-0)
- Manner, H., Rodríguez, G., ve Stöckler, F. (2024). "A changepoint analysis of exchange rate and commodity price risks for Latin American stock markets", *International Review of Economics and Finance*, 89, 1385-1403, <https://doi.org/10.1016/j.iref.2023.08.021>

- McNown, R., Sam, C. Y., ve Goh, S. K. (2018). "Bootstrapping the autoregressive distributed lag test for cointegration", *Applied Economics*, 50(13), 1509-1521. <https://doi.org/10.1080/00036846.2017.1366643>
- Nazlioglu, S., Gormus, N. A., ve Soytaş, U. (2016). "Oil Prices and Real Estate Investment Trusts (REITs): Gradual-Shift Causality and Volatility Transmission Analysis", *Energy Economics*, 60, 168-175. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2016.09.009>
- Ögel, S., ve Gökgöz, H. (2020). "BİST 100 ve Katılım Endeksinin Faiz ve Döviz Kurlarıyla İlişkisinin Analizi", *Maliye ve Finans Yazıları*, (114), 353-374. <https://doi.org/10.33203/mfy.662421>
- Öndeş, T., ve Levet, M. (2020). "Makroekonomik Faktörlerin Hisse Senedi Getirileri Üzerindeki Etkisi: BİST'de Yer Alan Bankalar Üzerine Bir Uygulama", *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, (88), 155-174. <https://doi.org/10.25095/mufad.801380>
- Önem, H. B. (2021). "Altın, Gümüş ile BİST Madencilik Endeksi Getirileri Arasındaki Volatilité Etkileşiminin Diagonal VECM GARCH Modeliyle Analizi", *OPUS International Journal of Society Researches*, 18(43), 6220-6240. <https://doi.org/10.26466/opus.905547>
- Önem, H. B. (2022). "Döviz Kurları ve CDS Primi Oynaklığının BİST Endekslerine Yayılım Etkisi", *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Uygulamalı Bilimler Dergisi*, 6(2), 274-293. <https://doi.org/10.31200/makuubd.1117597>
- Öz, F., Polat, M., ve Boydak, H. (2020). "Ekonomik Büyümenin Borsa Temelli Finansal Gelişmeye Etkisi", *Bucak İşletme Fakültesi Dergisi*, 3(2), 159-175. <https://doi.org/10.38057/bifd.728024>
- Özdemir, O., ve Çevikalp, S. (2021). "Fourier Birim Kök Testleri Temelinde Ekolojik Açık, Ekonomik Büyüme ve Özel Sektör Kredilerinin Analizi: Türkiye Örneği", *Sosyal, Beşeri ve İdari Bilimler Dergisi*, 4(9), 815-832. <https://doi.org/10.26677/TR1010.2021.800>
- Özmerdivanlı, A. (2021). "Covid-19 Pandemisi İle Çeşitli Finansal Göstergeler Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği", *Ekonomi Politika ve Finans Araştırmaları Dergisi*, 6(İERFM Özel Sayısı), 172-191. <https://doi.org/10.30784/epfad.1022647>
- Park, J. Y. (1992). Canonical cointegrating regressions. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 119-143, <https://doi.org/10.2307/2951679>
- Pesaran, M. H., Shin, Y., ve Smith, R. J. (2001). "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships", *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Phillips, P. C., ve Hansen, B. E. (1990). "Statistical inference in instrumental variables regression with I (1) processes. The review of economic studies", 57(1), 99-125, <https://doi.org/10.2307/2297545>
- Rodrigues, P. M. M., ve Robert Taylor, A. M. (2012). "The Flexible Fourier Form and Local Generalised Least Squares De-trended Unit Root Tests*", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(5), 736-759. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2011.00665.x>
- Stock, J. H., ve Watson, M. W. (1993). "A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems", *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 783-820, <https://doi.org/10.2307/2951763>
- Şak, N., ve Özkaya, H. G. Ö. (2022). "Türkiye'de 2000 Yılı Sonrasında Altın, Borsa, Döviz Kuru Piyasaları Etkileşimi ve Volatilité Yayılım Etkisi", *EKOİST Journal of Econometrics and Statistics*, (37), 237-256. <https://doi.org/10.26650/ekoist.2022.37.1199285>
- Şanlı, S., Konak, T., ve Özmen, M. (2021). "Faiz, Döviz Kuru, Altın Fiyatları ve BİST100 Endeksi İlişkisinin Ekonometrik Analizi: Türkiye Üzerine Bir Uygulama", *İzmir İktisat Dergisi*, 36(4), 928-948. <https://doi.org/10.24988/ije.880784>
- Şeker, K. (2021). "Türkiye'de Finansal Sistemden Sağlanan Çeşitli Getirilerin VAR Modeli ile Etkileşimlerinin Analizi", *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, (92), 183-206. <https://doi.org/10.25095/mufad.947821>
- Topcu, M. (2023). "Hisse Senedi Getirilerinin Belirleyicileri: BİST Bankacılık Sektörü Üzerine Bir İnceleme", *İnsan ve Toplum Bilimleri Araştırmaları Dergisi*, 12(3), 1659-1684. <https://doi.org/10.15869/itobiad.1251600>
- Ünal, A. E., Nas, S., ve Heybeli, M. (2022). "Seçilmiş Makroekonomik Değişkenler ve Beklenti Endekslerinin BİST 100 Endeksi Üzerine Etkisi", *Sosyoekonomi*, 30(54), 443-466. <https://doi.org/10.17233/sosyoekonomi.2022.04.23>
- Ünlü, M. (2023). "BİST Bankacılık Sektörünün Makroekonomik Belirleyicileri: Fourier ARDL Yaklaşımı", *Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, (52), 285-295. <https://doi.org/10.52642/susbed.1349535>
- Xiong, Y., Shen, J., Yoon, S. M., ve Dong, X. (2024). "Macroeconomic determinants of the long-term correlation between stock and exchange rate markets in China: A DCC-MIDAS-X approach considering structural breaks", *Finance Research Letters*, 61, <https://doi.org/10.1016/j.frl.2024.105020>

- Yıldız, Y. D. D. A. (2014). "BİST 100 Endeksi İle Alternatif Yatırım Araçlarının İlişkisi", *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 19(2), 39-56, <https://dergipark.org.tr/en/pub/sduiibfd/issue/20815/222681>
- Yilanci, V., Bozoklu, S., ve Gorus, M. S. (2020). "Are BRICS Countries Pollution Havens? Evidence from a Bootstrap ARDL Bounds Testing Approach with a Fourier function", *Sustainable Cities and Society*, 55, <https://doi.org/10.1016/j.scs.2020.102035>
- Yilanci, V., ve Eris, Z. A. (2013). "Purchasing Power Parity in African Countries: Further Evidence from Fourier Unit Root Tests Based on Linear and Nonlinear Models", *South African Journal of Economics*, 81(1), 20-34. <https://doi.org/10.1111/j.1813-6982.2012.01326.x>
- Yildirim, S., Ögel, S., ve Alhajrabee, O. (2020). "Makroekonomik Değişkenlerin BİST Turizm Endeks Getirileri Üzerindeki Etkilerinin İncelenmesi", *Sakarya İktisat Dergisi*, 9(2), 103-121.
- Zeinedini, S., Karimi, M. S., ve Khanzadi, A. (2022). "Impact of global oil and gold prices on the Iran stock market returns during the Covid-19 pandemic using the quantile regression approach", *Resources Policy*, 76, <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.102602>
- Zhou, S., ve Kutan, A. M. (2014). "Smooth Structural Breaks and the Stationarity of the Yen Real Exchange Rates", *Applied Economics*, 46(10), 1150-1159. <https://doi.org/10.1080/00036846.2013.868587>

Beyan ve Açıklamalar (Disclosure Statements)

1. Bu çalışmanın yazarları, araştırma ve yayın etiği ilkelerine uyduklarını kabul etmektedirler (The authors of this article confirm that their work complies with the principles of research and publication ethics).
2. Yazarlar tarafından herhangi bir çıkar çatışması beyan edilmemiştir (No potential conflict of interest was reported by the authors).
3. Bu çalışma, intihal tarama programı kullanılarak intihal taramasından geçirilmiştir (This article was screened for potential plagiarism using a plagiarism screening program).