

JOURNAL OF RESEARCH IN ECONOMICS, POLITICS & FINANCE

EKONOMİ, POLİTİKA & FİNANS
ARAŞTIRMALARI DERGİSİ



Volume: 9

Issue: 3

2024

e-ISSN: 2587-151X

EKONOMİ, POLİTİKA & FİNANS ARAŞTIRMALARI DERGİSİ

Journal of Research in Economics, Politics & Finance

EDITORIAL BOARD / EDİTÖRLER KURULU

Editor in Chief / Baş Editör

Prof. Ersan Ersoy
Uşak University, Türkiye

Associate Editor / Yardımcı Editör

Prof. Mert Topcu
Alanya Alaaddin Keykubat University, Türkiye

Erdinc ALTAY	Istanbul University, Türkiye
Bulent ALTAY	Afyon Kocatepe University, Türkiye
Şükrü APAYDIN	Nevşehir Hacı Bektaş Veli University, Türkiye
Nicholas APERGIS	University of Piraeus, Greece
Ismail AYDOĞUŞ	Afyon Kocatepe University, Türkiye
Daniel BALSALOBRE-LORENTE	Universidad de Castilla-La Mancha, Spain
Anil K. BERA	University of Illinois at Urbana-Champaign, USA
Anil BOLUKOĞLU	Nevşehir Hacı Bektaş Veli University, Türkiye
Levent CITAK	Erciyes University, Türkiye
Erhan DEMIRELİ	Dokuz Eylül University, Türkiye
Zulal DENAUX	Valdosta State University, USA
Mehmet Hasan EKEN	Economic and Financial Research Foundation, Türkiye
Furkan EMIRMAHMUTOĞLU	Ankara Hacı Bayram Veli University, Türkiye
Ozcan ISIK	Cumhuriyet University, Türkiye
Pawel KACZMARCZYK	The Mazovian State University in Plock, Poland
Ali M. KUTAN	Southern Illinois University Edwardsville, USA
Oana R. LOBONT	West University of Timisoara, Romania
Angeliki MENEGAKI	Agricultural University of Athens, Greece
Duc Khuong NGUYEN	IPAG Business School (Paris), France
Zeynel Abidin OZDEMİR	Ankara Hacı Bayram Veli University, Türkiye
M. Basaran OZTURK	Nigde Omer Halisdemir University, Türkiye
Alex S. PAPADOPOULOS	The University of North Carolina at Charlotte, USA
Muhammed SHAHBAZ	Beijing Institute of Technology, China
Ulas UNLU	Akdeniz University, Türkiye
Abdullah YALAMAN	Eskisehir Osmangazi University, Türkiye
Yeliz YALÇIN	Ankara Hacı Bayram Veli University, Türkiye
Erinc YELDAN	Kadir Has University, Türkiye

Editorial Assistant / Sekreteryası

Salih Özdemir, Kayseri University, e-mail: salihozdemir@kayseri.edu.tr

Peer-reviewed, Scientific and Quarterly

Journal of Research in Economics, Politics & Finance is a peer-reviewed and open access journal. Please note that the authors are responsible for all statements made in their work, including changes made during the editorial process. The publisher will not be held legally responsible should there be any claims for compensation.

Abstract-Ranking-Indexing / Tarandığımız İndeksler ve Veri Tabanları

TUBİTAK-ULAKBİM TR Dizin, DOAJ, EBSCO, RePEc, ERIH PLUS

Publisher/ Yayıncı: Economic and Financial Research Association/Ekonomi ve Finansal Araştırmalar Derneği

Contact / İletişim: epfjournal@gmail.com

Year: 2024, Volume: 9, Issue: 3, September / Yıl: 2024, Cilt: 9, Sayı: 3, Eylül

ISSN: 2587-151X

PUBLICATION POLICY

Aims & Scope: Journal of Research in Economics, Politics & Finance is an international scientific peer-reviewed journal which aims to provide a platform where scholars and researchers share their experience and publish high quality studies in the field of economics, political economy and finance. Authors can publish their original scientific studies in the field of economics, political economy and finance in Journal of Research in Economics, Politics & Finance.

Publication Frequency: Quarterly (March, June, September, December)

Languages: Authors can submit their articles in Turkish and English.

Review Process and Acceptation Conditions:

1. Articles submitted to the journal should not been published and have not been sent for publication elsewhere. When this situation is ascertained, the article evaluation process will be canceled.
2. Manuscripts submitted to the journal should comply with the rules of research and publication ethics, and international standards and recommendations of COPE, DOAJ, OASPA and WAME should be taken into account. For detailed information, see [Ethical Principles](#) web page of the journal.
3. In addition to main documents, the author(s) should sign and submit following supplementary documents during initial submission: (i) Ethics committee permission (The authors whose manuscript does not require this permission should submit a document indicating no permission is required. (ii) Author contribution statement and declaration of conflicting interests. In case supplementary documents are not completely submitted, the manuscript would not be forwarded for editorial review.
4. Submitted articles are reviewed through iThenticate plagiarism prevention program before publishing. The articles exceeded 20% similarity will not proceed to the evaluation process.
5. Editorial evolution process is expected to take 10 days while review process is expected to take at most 6 months.
6. Submitted articles must be prepared in accordance with the writing rules of journal.
7. The submission fee is non-refundable, regardless of whether the decision is desk reject or reviewer suggestion against publication. <https://dergipark.org.tr/en/pub/epfad/price-policy>
8. For managerial expenses of the journal, the authors are asked to pay 40 USD (1000Turkish Liras) per submission. Subsequent to payment, articles are primarily evaluated by the editor(s) in terms of purpose, scope, form, content, originality and contribution to literature in order to decide whether to proceed to the blind review process.
9. Review process is a double blind peer review process in which authors and reviewers are both unable to contact to each other.
10. The articles that comply with the publication policy and the writing rules of the journal are subject to blind reviewing process with two referees who are experts in their fields to be evaluated.
11. It is decided whether or not the article will be published within the framework of the reports from the referees.
12. If a referee has a positive view and the other has a negative, the article will be sent to a third referee. According to the decision of the third referee, it is decided whether or not the article will be published. Regardless of the suggestions, the final decision is made by the editor.
13. In case of a major revision, the authors are asked to undertake required revisions. If required, the reviewers can also review the revised version.,
14. The Journal of Research in Economics, Politics & Finance has right to publish or not to publish submitted articles as well as correcting them.
15. The legal responsibility related to articles published in Journal of Research in Economics, Politics & Finance belongs to relevant author(s).
16. Journal of Economics, Politics & Finance Research does not pay royalty for the authors.
17. Journal of Research in Economics, Politics & Finance follows an open access policy. Published articles can be used in accordance with our Creative Commons license provided that the source is indicated.

Please submit your manuscripts via e-mail to epfjournal@gmail.com or click here to submit via [DergiPark](#) platform. DergiPark is official journal management system developed by The Scientific and Technological Research Council of Turkey, Turkish Academic Network and Information Center. DergiPark allows for rapid submission of original and revised manuscripts, as well as facilitating the review process and internal communication between authors, editors and reviewers via a web-based platform.

Please do not hesitate to contact to epfjournal@gmail.com for any questions.

Web page: <https://www.dergipark.org.tr/en/pub/epfad> <https://www.epfjournal.com>

Copyright: The articles published in the Journal of Research in Economics, Politics & Finance are licensed under the [Creative Commons Attribution 4.0 International License \(CC BY 4.0\)](#). The authors retain the copyright and all publication rights without restriction and grant the right of first publication to the journal. This license allows the article to be share, copy and redistribute in any medium or format for any purpose, so long as attribution is given to the article and provide a link to the license. It also allows the work to be adapt, remix, transform, and build upon for any purpose, even commercially, provided that attribution is given to the article and provide a link to the license.

YAYIN POLİTİKASI

Amaç ve Kapsam: Ekonomi, Politika & Finans Araştırmaları Dergisi, akademisyenler ve araştırmacılar tarafından ekonomi, politika ve finans alanlarında yapılan bilimsel nitelikli çalışmaların yayınlanabileceği bir platform oluşturmayı amaçlamaktadır. Ekonomi, Politika & Finans Araştırmaları Dergisi'nde ekonomi, finans ve ekonomi politikası alanları kapsamındaki özgün ve bilimsel çalışmalar yayımlanabilir.

Yayın Aralığı: Dergi, Mart, Haziran, Eylül ve Aralık ayları olmak üzere yılda dört defa yayımlanmaktadır.

Yayın Dili: Derginin yayım dili Türkçe ve İngilizce'dir.

Hakem Değerlendirme Süreci ve Makale Kabul Koşulları:

1. Dergiye gönderilecek makaleler daha önce hiçbir yerde yayımlanmamış ve yayımlanmak üzere gönderilmemiş olmalıdır. Bu durumun tespiti halinde makale değerlendirme süreci iptal edilir.
2. Dergiye gönderilen makaleler araştırma ve yayım etiği kurallarına uygun olmalı, COPE, DOAJ, OASPA ve WAME'nin tavsiyeleri ve uluslararası standartlar dikkate alınmalıdır. Ayrıntılı bilgi için derginin [Etik İlkeler](#) sayfasına bakınız.
3. Etik kurul izni gerektiren çalışmalarda Etik Kurul İzin Belgesinin, etik kurul izni gerektirmeyen çalışmalarda ise Etik Kurul İznine Gerek Olmadığına Dair Beyan Formunun, Araştırmacı Katkı Oranı ve Çatışma Beyan Formunun imzalanıp makale dosyasıyla birlikte yüklenmesi gerekmektedir. Aksi takdirde makaleler değerlendirme sürecine alınmamaktadır.
4. Makalede Araştırma ve Yayım Etiği Beyanı, Araştırmacıların Katkı Oranı Beyanı, Araştırmacıların Çatışma Beyanı ve varsa Destek ve Teşekkür Beyanına yer verilmelidir.
5. Gönderilen makalelerin, intihal engelleme programı iThenticate kullanılarak benzerlik raporu alınmaktadır. Benzerlik oranı %20'den fazla olan makaleler hakem değerlendirme sürecine alınmamaktadır.
6. Makalelerin editör değerlendirme süresi 10 gündür. Hakem değerlendirme süresi en fazla 6 ay sürmektedir.
7. Gönderilen makaleler dergimizin yazım kurallarına uygun olarak hazırlanmalıdır.
8. Derginin yayım giderlerini karşılamak amacıyla gönderilen makalelerden 1.000 TL ücret talep edilmektedir. Ücret yatırıldıktan sonra makaleler öncelikle amaç, kapsam, şekil, içerik, orjinallik, literatüre katkı vb. açılardan editör(ler) tarafından değerlendirilir ve hakem değerlendirme sürecine alınıp alınmayacağına karar verilir.
9. Makalenin hakem değerlendirme sürecine alınmadan doğrudan reddedilmesi veya hakem değerlendirme sürecinin sonunda yayına kabul edilmemesi halinde ücret iadesi söz konusu olmamaktadır. Detaylı bilgi için <https://dergipark.org.tr/tr/pub/epfad/price-policy>
10. Makalelerin değerlendirme süreci, hakemlerin kimlikleri hakkında yazar(lar)a, yazar(lar)ın kimlikleri hakkında da hakemlere bilgi verilmeyen çift kör hakemlik sistemine göre yapılmaktadır.
11. Yayın politikasına ve yazım kurallarına uygun olan makaleler, kör hakemlik sistemi kullanılarak değerlendirilmek üzere alanında uzman iki hakeme gönderilir.
12. Hakemlerden gelen raporlar çerçevesinde makalenin yayımlanıp yayımlanmayacağına karar verilir.
13. Bir hakemin olumlu, diğer hakemin olumsuz görüş bildirmesi halinde makale üçüncü bir hakeme gönderilir. Üçüncü hakemin kararına göre makalenin yayımlanıp yayımlanmayacağına karar verilir. Hakemler tarafından olumlu görüş almış olsa dahi makalelerin yayımlanması editörlüğün kararına bağlıdır.
14. Hakemler tarafından düzeltme istenmesi durumunda, yazar(lar) tarafından istenen düzeltmelerin yapılması gerekir. Talep edilmesi halinde, yapılan düzeltmeler hakemler tarafından yeniden incelenir.
15. Ekonomi, Politika & Finans Araştırmaları Dergisi, gönderilen makaleleri yayımlama, yayımlamama ve düzeltme yapma hakkına sahiptir.
16. Ekonomi, Politika & Finans Araştırmaları Dergisi'nde yayımlanan makaleler ile ilgili her türlü yasal sorumluluk yazar(lar)a aittir.
17. Ekonomi, Politika & Finans Araştırmaları Dergisi'nde yayımlanan makaleler için yazar(lar)a telif ücreti ödenmez.
18. Ekonomi, Politika & Finans Araştırmaları Dergisi açık erişim politikası izlemektedir. Yayımlanan makaleler, Creative Commons lisansı gereğince kaynak gösterilmek koşuluyla kullanılabilir.

DergiPark sistemi üzerinden makale kabul edilmektedir (<http://dergipark.org.tr/epfad>). DergiPark sistemi, orjinal ve revize edilmiş makalelerin hızlı bir şekilde yüklenebildiği; yazarlar, editörler ve hakemler arasında içsel iletişime imkan tanıyan web tabanlı bir platformdur. Tüm sorularınız için mail adresinden (epfjournal@gmail.com) irtibata geçebilirsiniz.

Web Sayfası: <https://dergipark.org.tr/en/pub/epfad> <https://www.epfjournal.com>

Telif Hakkı: Ekonomi, Politika & Finans Araştırmaları Dergisinde yayımlanan makaleler [Creative Commons Atıf 4.0 Uluslararası Lisansı \(CC BY 4.0\)](#) ile lisanslanmıştır. Yazarlar telif hakkını ve tüm yayım haklarını kısıtlama olmaksızın elinde tutar ve ilk yayımlama hakkını dergiye verir. Eser, yazarının belirtilmesi ve ilk yayımının bu dergide yapıldığının belirtilmesi koşuluyla diğerleri tarafından paylaşılmasına olanak veren Creative Commons lisansı altında lisanslanır. Yazarlar, makalenin yayımlandığı dergiye atıf yaparak makalelerinin yayımlandığı versiyonunu kurumsal bir arşive, kütüphaneye gönderebilirler. Lisans sahibine atıfta bulunarak eser dağıtabilir, kopyalanabilir, üzerinde çalışmalar yapılabilir, yine sahibine atıfta bulunarak türevi çalışmalar yapılabilir veya buna benzer işler yapılabilir.

REFEREES OF THIS ISSUE / BU SAYIDA KATKISI OLAN HAKEMLER

Göktuğ Cenk AKKAYA	Dokuz Eylül University
Nur Dilbaz ALACAHAN	Çanakkale Onsekiz Mart University
Şükrü APAYDIN	Nevşehir Hacı Bektaş Veli University
Sabri Burak ARZOVA	Marmara University
Yasin BEKTAŞ	Aksaray University
Binali Selman EREN	Bitlin Eren University
Savaş GAYAKER	Ankara Hacı Bayram Veli University
Onur GÖZBAŞI	Nuh Naci Yazgan University
Ömer İSKENDEROĞLU	Niğde Ömer Halisdemir University
Cansu Çilingir KARA	Beykent University
Meltem KESKİN	Hitit University
Turhan KORKMAZ	Mersin University
Yaşar KÖSE	Türk Hava Kurumu University
Zeynel ÖZDEMİR	Ankara Hacı Bayram Veli University
Fuat SEKMEN	Sakarya University
Bertaç Şakir ŞAHİN	Yıldız Teknik University
Emrah ŞAHİN	Hitit University
Erkan USTAOĞLU	Ankara Yıldırım Beyazıt University
Tutku ÜNKARACALAR	Kırklareli University
Abdullah YALAMAN	Osmangazi University
Hakan YILDIRIM	Amasya University
Berk YILDIZ	Zonguldak Bülent Ecevit University

CONTENTS / İÇİNDEKİLER

Research Papers / Araştırma Makaleleri

Cointegration Relationship between Portfolio Investments and Investment Instruments in Türkiye / Türkiye’de Portföy Yatırımları ile Yatırım Araçları Arasındaki Eşbütünleşme İlişkisi İsmail Cem Özkurt	425-437
Dynamics of Stock Prices and Exchange Rate with Structural Breaks and Asymmetry: Evidence from Türkiye / Hisse Senedi ve Döviz Kuru Dinamiklerinin Yapısal Kırılmalı ve Asimetrik İncelemesi: Türkiye’den Kanıtlar Almila Burgaç Çil, Burhan Biçer	438-461
The Causality Relationship between Credit Default Swaps (CDS) and Portfolio Investments: The Case of Türkiye / Kredi Temerrüt Takasları (CDS) ile Portfolyo Yatırımları Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği Asiye Küçükosman, Sümeyye Uzun	462-483
Forecasting Green Technology Diffusion in OECD Economies Through Machine Learning Analysis / Makine Öğrenimi Analizi Yoluyla OECD Ekonomilerinde Yeşil Teknoloji Yayılımının Tahmini Büşra Ağan	484-502
The Retreat from BIST: Insights into Foreign Portfolio Investment Movements / BIST'ten Geri Çekilme: Yabancı Portföy Yatırım Hareketlerine Bakış Özge Sezgin Alp, Adalet Hazar, Şenol Babuşçu	503-519
Finansal Gevşeklik, Mülkiyet-Yönetim Kurulu Yapısı ve Firma Performansı Arasındaki İlişki: BİST 100 Örneği / The Relationship between Financial Slack, Ownership-Board Structure, and Firm Performance: Evidence from BIST 100 Fazlı Irmak	520-548
Start-up Değerlemesi: Yeni Bir Yöntem Önerisi / Start-up Valuation: A New Method Proposal İbrahim Tutar, Özge Orbey	549-574
Kamu Çevre Koruma Harcamalarının Atık Emisyonuna Etkileri: Büyükşehir Statüsündeki Mahalli İdareler Temelinde Bir İnceleme / The Effects of Public Environmental Protection Expenditures on Waste Emissions: An Analysis Based on Local Authorities with Metropolitan Status Bilgen Taşdoğan	575-597
Faiz Oranı Politika Değişimlerinin BİST Banka Endeksi Üzerindeki Etkileri / The Effects of Interest Rate Policy Changes on the BIST BANK Index Ersin Kanat	598-609
Piyasa Çarpanları ile Portföy Oluşturma: BİST’te Bir Uygulama / Portfolio Construction with Market Multipliers: An Application in BIST Selçuk Yalçın	610-627

COINTEGRATION RELATIONSHIP BETWEEN PORTFOLIO INVESTMENTS AND INVESTMENT INSTRUMENTS IN TÜRKİYE

Türkiye’de Portföy Yatırımları ile Yatırım Araçları Arasındaki Eşbütünleşme İlişkisi

İsmail Cem ÖZKURT* 

Abstract

As a result of globalization, the removal of barriers to international capital has created a source for countries in need of capital. These capital sources referred to as short-term capital movements or simply portfolio investments, provide significant benefits to the economy when they first enter the country. Investment instruments are instruments used by those who have excess capital in their hands in order to make a profit. The aim of this study is to reveal the cointegration relationships between portfolio investments and investment instruments in Türkiye. The motivation for this study is that there are few studies in the literature that examine cointegration relationships between all investment instruments and portfolio investments. The study comprises quarterly data covering the period from 2009Q1 to 2023Q2. The data has been obtained from the CBRT EVDS system. According to the results of ARDL cointegration analysis; there is a cointegration relationship between the variables both in the short and long run. According to these results, in Türkiye, investment instruments do not significantly affect portfolio investments, but portfolio investments significantly affect investment instruments.

Keywords:

Portfolio Investments, Investment Instruments, Cointegration Analysis, Causality Analysis

JEL Codes:

E2, F4, F6

Anahtar Kelimeler:

Portföy Yatırımları, Yatırım Araçları, Eşbütünleşme Analizi, Nedenellik Analizi

JEL Kodları:

E2, F4, F6.

Öz

Küreselleşmenin bir sonucu olarak uluslararası sermayenin önündeki engellerin kalkması sermaye ihtiyacı çeken ülkeler için bir kaynak yaratmıştır. Kısa vadeli sermaye hareketleri ya da kısaca portföy yatırımları olarak ifade edilen bu sermaye kaynakları ülkeye ilk girişlerinde ekonomiye ciddi faydalar sağlamaktadır. Yatırım araçları ellerinde sermaye fazlası olanların kar elde etmek amacıyla kullandığı araçlardır. Bu çalışmanın amacı, Türkiye’de portföy yatırımları ile yatırım araçları arasındaki eşbütünleşme ilişkilerini ortaya koyabilmektir. Literatürde tüm yatırım araçları ile portföy yatırımları arasındaki eşbütünleşme ilişkilerini inceleyen çalışma sayısının az olması çalışmanın motivasyonunu oluşturmaktadır. Çalışma, 2009Q1-2023Q2 dönemini kapsayan çeyreklik verilerden oluşmaktadır. Veriler TCMB EVDS sisteminden elde edilmiştir. ARDL eşbütünleşme analizi sonuçlarına göre; değişkenler arasında hem kısa hem de uzun dönemde bir eşbütünleşme ilişkisi mevcuttur. Bu sonuçlara göre Türkiye’de yatırım araçları portföy yatırımlarını değil portföy yatırımları yatırım araçlarını önemli ölçüde etkilemektedir.

* Asst. Prof. Dr., Kafkas University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Türkiye, icozkurt@gmail.com

Received Date (Makale Geliş Tarihi): 15.04.2024 Accepted Date (Makale Kabul Tarihi): 26.07.2024

This article is licensed under Creative Commons Attribution 4.0 International License.



1. Introduction

Attracting investment is an important issue for all world economies. Foreign investments are analyzed in two different categories direct and indirect investments. While direct investments represent a long-term physical investment, indirect investments, or in other words portfolio investments, are a type of investment with a shorter term and aiming to benefit from the existing high-profit opportunity.

The literature has so many detailed definitions regarding portfolio investments. According to Güneş (2007), in order to have a high income in parallel with the risks it is necessary to draw investments such as from other countries into the country. Bildirici (2008) on the other hand states that the portfolio investments shortly named investments on bonds (placements) are actually the purchasing action of state’s treasury notes or private companies’ bonds and shares. Moreno (2000) has defined portfolio investments as the minimum risk carrying but high-income obtainable bonds. International portfolio investments are in fact the investments of other foreigners who have surplus funds on other countries’ capital market tools to obtain high income by taking the risks of currency fluctuation, and political and country risks (Şit et al., 2020).

It is possible to separate the effects of portfolio investments on the country’s economy whether negative or positive. At the top of the positive effects is the elimination of foreign currency inequality. If the country’s export figures are not sufficient then the currency needed could be compensated via portfolio investments. The second positive effect is based on having depth in the markets. Both security sales and trading values significantly increase when foreign capital enters a country. This situation increases the interest in the security market thus more companies offer to the public thus enabling the security exchange market to gain depth. The first negative impact is the increment in loan costs. Financing the public gaps with internal loans pushes the interest rates and increases the financial stress. Raising numbers of foreign capital entering the country enables the national money’s valuing up. Opening the margin between interest rate and currency invites and supports more speculative investment into the country thus increasing the sensitivity of economic realizations. The central bank which should buy more currency to be able to sterilize the rising currencies is forced to keep more reserves. The national money used for buying more currency is normally supplied from the market via open market transactions. Increments over the treasury’s security exchange are subjected to increments over the interest rates. Thus, it is an additional burden on the budget’s debts (Bildirici, 2008). This cycle, feeding itself within the time, turns out to be a dilemma.

In order for portfolio investments to come to a country, there should not be any obstacle to the inflow of foreign capital to the country. The McKinnon-Shaw (Shaw, 1973) hypothesis in the literature is the view that economic growth can be achieved by ensuring financial liberalization. According to this hypothesis, governments should allow foreign capital to enter the country by liberalizing interest rates. With the arrival of foreign capital, financial markets will deepen and the capital needed for economic growth will be provided (Korkmaz et al., 2010).

As a developing country, Türkiye is in need of foreign capital. Following an interventionist economic policy that was closed to foreign investors until the 1980s, Türkiye completely liberalized its foreign exchange regime with Decree No. 32 issued in 1989, and removed all obstacles to foreign capital (Arslan and Çiçek, 2017). The main factor behind this

decision was the need for capital. The second factor is that the government, that came to power and had a different economic policy approach from the previous governments, followed neoliberal policies. However, like all countries, especially Latin America, which implemented neoliberal policies, Türkiye also faced the most severe economic crises in its history as a result of these policies.

The main objective of the study is to determine the relationships between portfolio investments in Türkiye and investment instruments. The aim is to contribute to the literature on the role of the investment instruments with short and long-run cointegration relationships between them in attracting portfolio investments to Türkiye. When it comes to investment instruments, gold, interest rates, stock exchange, and foreign currencies come to mind as classical instruments. Although cryptocurrencies, which have been developing rapidly in recent years, have gradually increased their importance, the fact that they have not yet reached sufficient weight in the markets, are decentralized, and are not backed by any central bank or government raises doubts about the reliability of these instruments, so cryptocurrencies, especially Bitcoin, are not included in the study. Studies in the literature have generally analyzed the effects of investment instruments on portfolio investments. However, this study approaches the subject from a different perspective and focuses on the effects of portfolio investments on investment instruments. Thus, it is aimed to contribute to the literature by approaching the subject from a different perspective.

The ARDL Analysis reveals the short and long-term cointegration relationships between variables, demonstrating the effects of independent variables on the dependent variable and the direction of these effects. From the perspective of variables, the data set used in this study is more comprehensive than the data sets used in studies found in the literature. Thus, the effects of portfolio investments on all investment instruments are analyzed. The results obtained from the study will also serve as a guide for policymakers. The results of the study will show which investment instrument policymakers can primarily use in encouraging or discouraging portfolio investments in Türkiye. In this context, it is aimed to contribute not only to the literature but also to economic policymakers.

2. Literature Review

In the literature, it is observed that one or more variables included in the model of the study are used in the analyses. For this reason, grouping was made in terms of variables in the literature review. Among the studies examining the relationship between portfolio investments and stock market index or returns, Allen and Gale (1991) found that portfolio investments increase the value of stocks because of the reduction in liquidity risk. Warther (1995) found a similar result for the US securities markets and concluded that portfolio flows reduce the risk premium. He stated that the positive effect of portfolio investments on stock prices is temporary. Clark and Berko (1996) examined the relationship between foreign portfolio investments and stock market returns in Mexico and concluded that portfolio investments positively affect stock market returns. Egly et al. (2010) find a positive relationship between foreign investments and stock market performance in the US securities market for the period 1997-2007. Pal (2011) finds that portfolio investments have a positive and significant impact on both the stock market and the real economy in the Indian economy. Anayochukwu (2012) found a positive and significant relationship between foreign portfolio investments and stock market

returns in Nigeria. In their 2013 study, Gümüş et al. (2013) examined portfolio investments, the Istanbul Stock Exchange (ISE) Price Index, and exchange rates together. They concluded that portfolio investments affect both the ISE index and exchange rates. Haider et al. (2017) examined the impact of foreign portfolio investments on the stock market in China. According to their findings, foreign investments have positive effects on the stock market and enhance its performance in China. Topaloğlu et al. (2019) examined the relationships between foreign portfolio investments and stock index returns in the E7 countries, namely Brazil, China, Indonesia, India, Mexico, Russia, and Türkiye. They found a significant and positive relationship between foreign portfolio investments and index returns. Şit et al. (2020) found a long-term cointegration relationship between foreign portfolio investments and the BIST 100 Index. Aydın and Aksoy (2023) identified a long-term cointegration relationship between the BIST 100 and direct foreign capital investments at a 0.05 significance level.

Among the studies analyzing the relationship between portfolio investments and exchange rates, Craine (1989) finds a negative relationship between foreign capital investments and exchange rates. A similar result was obtained in Serven's (2002) analysis of 61 countries. Odongo and Kalu (2012) examine the relationship between the exchange rate and net portfolio inflows in Egypt, Morocco, Nigeria, and South Africa and found that capital inflows do not have any permanent or non-permanent effect on the real exchange rate in the short run. Gümüş (2013) analyzed portfolio investments together with the ISE Price Index and exchange rates and concluded that portfolio investments have a negative impact on the US dollar and a positive impact on the euro in the long run. Arslan and Çiçek (2017) examined the relationships between exchange rate and portfolio investments using VAR Analysis. Portfolio investments were found to be the variable that most affect the exchange rate. In the study, portfolio investments have a negative impact on the US dollar exchange rate and a highly positive impact on the euro exchange rate. Güngör (2021), according to the long-run coefficients of ARDL analysis, there is a statistically significant cointegration relationship between exchange rate and portfolio investments.

Barışık and Açıkgöz (2007), one of the studies examining the relationships between portfolio investments and interest rates, found that capital movements in the form of portfolio investments reduce the government domestic borrowing interest in Türkiye. Pazarlıoğlu and Gülay (2007) found a positive relationship between real interest rates and portfolio investments in the short and long term. Sezal and Kendirli (2024), found no cointegration relationship between portfolio investments and Turkish Lira, USD, and euro interest rates in the short run, but a cointegration relationship in the long run.

3. Empirical Analysis

In this section of the study, firstly, the data set used and the sources from which it is obtained are explained, and then the theoretical explanations of the methods used are given under the second subheading.

3.1. Data

In this study, the cointegration relationship between portfolio investments and investment instruments is analyzed using the Autoregressive Distributed Lag Bound Test (ARDL)

cointegration test. The purpose of the study which covered the period of 2009Q1 and 2023Q2 based on a total of 58 observations; was to be able to set forth how much portfolio investments were impacted due to changes in investment instruments. The logarithm of the variables with level values has been taken and marked with ln at the beginning of the line. Eviews 10.0 package programmer was used in the analysis.

Table 1. The Details of the Variables

Variable Name	Description	Source
lnportfolio	Log of portfolio investments to Türkiye (million USD).	CBRT EDDS
lngold	Ounce gold sales price in logarithm Turkish Lira	CBRT EDDS
bond	Türkiye 2-year benchmark bond interest rate	CBRT EDDS Archive
lnbist	Borsa Istanbul 100 Index (based on closing prices)	CBRT EDDS
lnusd	The logarithm of the US Dollar selling price	CBRT EDDS
lneuro	The logarithm of the euro selling price	CBRT EDDS

3.2. Methodology

Stationarity plays an important role in econometrical studies where the time series are used. No variables with unstable stationarity could be placed in the model. Stationarity verification could be shown as in the equation number 1.

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

In case Y_{t-1} 's coefficient which took place in the equation is equal to 1 then the series unit contains the root. With the *t-test* application help, it is verified whether this coefficient is equal to 1.

In the ADF test, the following hypothesis is used:

$H_0 = \rho=1$ series is not stationarity, it contains a root.

$H_0 = \rho<1$ series is stationarity, it has no unit root problem.

The model used in the study is shown in equation number 2.

$$\ln portfolio = \beta_0 + \beta_1 \ln gold_t + \beta_2 bond + \beta_3 bist_t + \beta_4 usd_t + \beta_5 euro_t + \mu_t \quad (2)$$

Augmented Dickey-Fuller (ADF) and Philips-Perron (PP) Unit Root Tests were conducted to determine whether the series contained unit roots (Dickey and Fuller, 1981; Philips and Perron, 1988). Dickey and Fuller (1981) developed a method for estimating a random and non-stationary series and the parameter value δ in this series in order to detect the presence of a unit root. However, since the δ parameter estimate is not normally distributed, they constructed t critical values instead of t statistics (Enders, 2009). The Phillips-Perron Test treats the error term as non-autocorrelated. Based on the assumptions about errors, the ADF has been made more comprehensive. It is argued that the variance of the error term varies over time and the continuous change in variance values indicates heteroskedasticity.

In order to construct the VAR model in ARDL analysis, the appropriate lag length must first be determined. For this purpose; LR, FPE, AIC, SC, and HQ criteria are used. The lag length with the smallest critical values is accepted as the appropriate lag length. After determining the appropriate lag length, the ARDL model is established. In order to determine

the reliability of this model, some structural tests are performed. Among these tests, the LM test shows whether the errors in the model are interdependent among themselves. The absence of any error indicates that there is no autocorrelation problem due to the absence of serial correlation. The Jarque-Bera test used in the normality test shows whether the error terms of the series are normally distributed. The white test is a structural test used to detect the problem of varying variance in the series. The equation is estimated in which the error prediction squares of the equation are dependent and the explanatory variables themselves, their squares and products are explanatory variables (Gemicioglu, 2019). Ramsey Reset Test is also performed to determine whether there is any error in model building.

3.3. Empirical Findings

In this section of the study, the results and evaluations of the tests used in the analysis are presented. Firstly, ADF and PP Unit Root Tests were performed in order to determine the existence of a stationarity problem, then the appropriate lag length was determined in order to construct the VAR model and the ARDL model was constructed using this lag length. Structural tests were performed to test the reliability of the ARDL model and then the existence of short and long-term cointegration relationship between the series was determined.

According to the results in Table 2, only the bond variable is stationary at I(0) level at 0.05 significance level in the model with constant and trend in ADF and PP test. The other variables are stationary at the I(1) level at a 0.01 significance level. The fact that one of the series was stationary at level did not allow the Maki Cointegration Test to be performed in the study. For this reason, the ARDL Test, which analyses the cointegration relationship between the series even if they are stationary at different levels, was performed.

Table 2. ADF and PP Test Results

ADF Unit Root Test					
Variables	Level		Prob.	First Difference	Prob.
Inportfolio	-2.8752	(-4.1408)	0.1786	-12.3550* (-4.1408)	0.0000
Ingold	0.0107	(-4.1273)	0.9955	-6.7055* (-4.1305)	0.0000
bond	-3.8130**	(-3.4921)	0.0230		
Inbist	-0.6025	(-4.1273)	0.9750	-7.7538* (-4.1305)	0.0000
Inusd	-1.1328	(-4.1273)	0.9141	-6.7562* (-4.1305)	0.0000
Ineuro	-0.5281	(-4.1273)	0.9793	-6.7673* (-4.1305)	0.0000
PP Unit Root Test					
Inportfolio	-1.9417	(-4.1372)	0.6190		0.0000
Ingold	0.0087	(-4.1273)	0.9955	-6.7562* (-4.1305)	0.0000
bond	-3.4007***	(-3.1739)	0.0614		0.0000
Inbist	-0.9606	(-4.1273)	0.9411	-7.7751* (-4.1305)	0.0000
Inusd	-1.1741	(-4.1273)	0.9062	-6.9857* (-4.1305)	0.0000
Ineuro	-0.2467	(-4.1273)	0.9904	-6.9810* (-3.4921)	0.0000

Note: *, **, and *** represent the 0.01, 0.05, and 0.10 significance levels respectively. Values in parentheses are the test critical values.

The lag length that minimizes the critical values is accepted as the appropriate lag length. In theory, AIC, SC, and HQ critical values are generally taken into account. According to Lütkepohl and Reimers (1992), SIC performs well in selecting the appropriate lag length. In this

regard, the study by Sukamulja and Sikora (2018) in the literature also relied on the work of Lütkepohl and Reimers (1992) to use the SIC criterion for determining the appropriate lag length. Based on this, the SIC criterion was preferred for determining the lag length in the study. As seen in Table 3, the lag length of 3, which minimizes the SIC criterion, was accepted as the appropriate lag length.

Table 3. Appropriate Lag Length

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-2608.822	NA	2.87e+35	98.6725	98.8955	98.7583
1	-2347.064	454.3730	5.78e+31	90.1533	91.7147	90.7537
2	-2301.383	68.9520	4.23e+31	89.7880	92.6877	90.9031
3	-2153.257	190.0481	7.06e+29	85.5568	89.7948*	87.1866
4	-2092.115	64.6030*	3.64e+29	84.6081	90.1844	86.7524
5	-2037.437	45.3929	3.07e+29*	83.9032*	90.8179	86.5623*

The results of the tests conducted to determine the reliability of the established model are presented in Table 4. Since the probability values obtained as a result of the test are greater than 0.01, 0.05 and 0.10 significance levels, there is no serial correlation, changing variance, or setup error in the model. At the same time, the residuals of the series are normally distributed.

Table 4. Structural Tests

Tests	Result	Prob.
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test	1.9936	0.1329
Breusch-Pagan-Godfrey Heteroskedasticity Test	0.5239	0.9174
Jarque-Bera Normality Test	1.8145	0.4030
Ramsey RESET Test	1.5871	0.2156

According to Table 5, which shows the long-term estimation results, the probability values of the ARDL (2, 3, 3, 0, 1, 2) model were examined. The probability values for the variables Inportfolio, Ingold, bond, and Ineuro are less than the 0.01 significance level. The Inusd variable is significant at the 0.10 significance level. However, since the probability value of the Inbist variable is greater than all three significance levels, it is statistically insignificant. It can be said that the model is significant when the Inbist variable is excluded.

Table 5. ARDL (2, 3, 3, 0, 1, 2) Model Long Run Estimation Results

Variables	Coefficient	t-Statistic	Prob.
Inportfolio(-1)	-0.2523	-2.9098	0.0060
Ingold(-1)	-0.4849	-3.1099	0.0035
bond(-1)	-29726.56	-3.2929	0.0021
Inbist	-0.2924	-1.4829	0.1463
Inusd(-1)	-571560.7	-1.8958	0.0656
Ineuro(-1)	1647158.	3.9371	0.0003

When examining the long-term coefficients (Table 6), it is observed that all variables except for Ineuro negatively affect portfolio investments. Among these effects, all variables except for Inbist are statistically significant. Accordingly, a 1-unit change in the Ingold variable

results in a 1.92 unit decrease in portfolio investments, a 1-unit change in the bond variable results in a 1.17 unit decrease in portfolio investments, a 1-unit change in the ln**bist** variable results in a 1.15 unit decrease in portfolio investments, and a change in the ln**usd** variable results in a 2.26 unit decrease in portfolio investments. Among these negative relationships, the change in the ln**usd** variable is the strongest, as shown in Table 6. The ln**euro** variable is the only variable that positively affects portfolio investments, with a significant effect of 6.52 units.

Table 6. ARDL (2, 3, 3, 0, 1, 2) Model Long Run Coefficients

Variables	Coefficient	t-Statistic	Prob.
ln gold	-1.9217	-2.3777	0.0226
bond	-1.1779	-2.2371	0.0312
ln bist	-1.1590	-1.3476	0.1857
ln usd	-2.2649	-1.8129	0.0778
ln euro	6.5272	2.8354	0.0073

The f-bound test presented in Table 7 indicates the existence of a long-term cointegration relationship among the series. The null hypothesis, which states that there is no long-term relationship, was tested against the H_0 alternative hypothesis. The obtained f-bound statistic of 4.3371 is greater than the upper bound of I(1) at the 0.05 significance levels, leading to the rejection of the null hypothesis and demonstrating the presence of a cointegration relationship among the series.

Table 7. f Bound Test

f Statistic	Critic Value	I(0)	I(1)
4.3371	0.05	2.848	4.16

After estimating the long-term of the series, the short-term estimation results presented in Table 8 are used to determine the existence of a short-term cointegration relationship among the series. According to the obtained results, all variables in the model are statistically significant. The error correction coefficient is negative and statistically significant, indicating the presence of a short-term cointegration relationship among the series. Accordingly, any 1-unit deviation will return to the long-term equilibrium after 3.96 (1/0.2523) periods. Since the study is based on quarterly data, this time frame can be considered as 4 quarters.

Table 8. ARDL (2, 3, 3, 0, 1, 2) Model Short Run Estimation Results

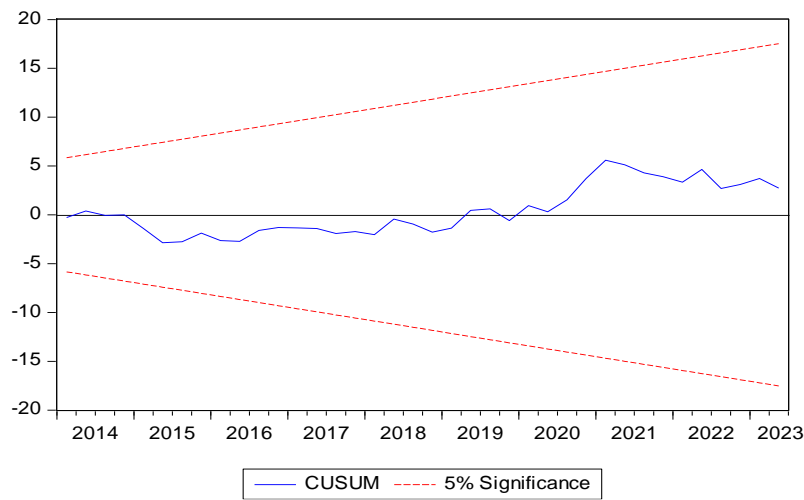
Variable	Coefficient	t-Statistic	Prob.
C	6692037	0.0000	0.0000
D(LNPORTFOY(-1))	-0.1896	-1.6625	0.1046
D(LNGOLD)	-0.0341	-1.9081	0.0640
D(LNGOLD(-1))	0.4575	5.1275	0.0000
D(LNGOLD(-2))	0.4532	5.1491	0.0000
D(TAHVIL)	-3556.409	-5.3125	0.0000
D(TAHVIL(-1))	22577.25	5.4602	0.0000
D(TAHVIL(-2))	18714.92	5.4434	0.0000
D(LNUSD)	-1492382	-2.5688	0.0143
D(LNEURO)	1621364	2.6822	0.0108
D(LNEURO(-1))	-1639998	-4.0995	0.0002
CointEq(-1)*	-0.2523	-5.4264	0.0000

To confirm the short-term cointegration relationship among the series, the t-bound test results are presented in Table 9. Since the t-statistic result of -5.426474 is greater than I(1), which is the upper limit of 0.05 significance level in absolute value, the existence of a cointegration relationship in the short run is confirmed. Therefore, the existence of a short-term cointegration relationship is confirmed.

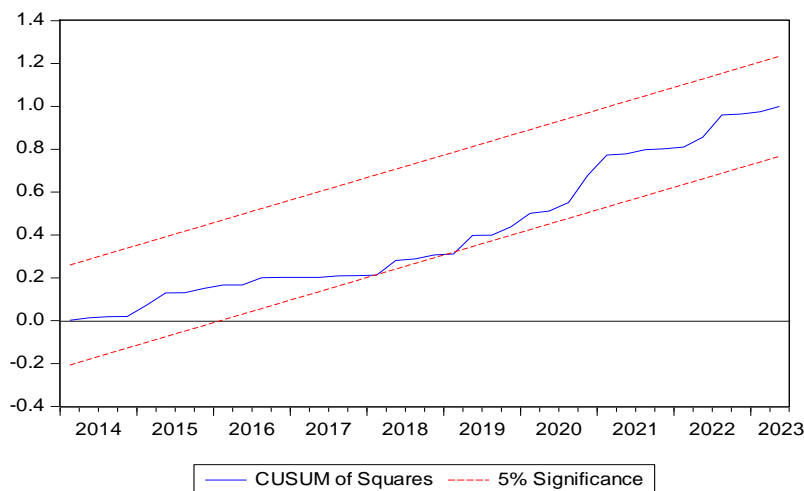
Table 9. t Bound Test

t-Statistic	Critic Value	I(0)	I(1)
-5.4264	0.05	-2.86	-4.19

Graphs 1 and 2 show the CUSUM and CUSUMQ tests. In both graphs, it is seen that the parameter estimates of the series are within the limits of 5% significance level. Since the parameter estimates are within the red dashed lines indicating 95% confidence limits, the parameter estimates satisfy the stability condition.



Graph 1. CUSUM Test



Graph 2. CUSUM Q Test

The results obtained from cointegration analysis are consistent with the results of the studies in the literature. Studies analyzing the relationship between portfolio investments and the stock market have found that portfolio investments have positive effects on the stock market index and returns (Allen and Gale, 1991; Warther, 1995; Clark and Berko, 1996; Egly et al., 2010; Pal, 2011; Anayochukwu, 2012). Although the study concluded that portfolio investments negatively affected the BIST 100 Index, this effect is statistically insignificant. The conclusion from the study by Gümüş et al. (2013) that portfolio investments negatively affect the ISE in the long term aligns with the result obtained from the study, where the long-term cointegration coefficient is negative.

The negative relationship between foreign capital and exchange rates found in studies examining the relationships between portfolio investments and exchange rates, such as those by Craine (1989) and Serven (2002), was also found in the study with the variable of the US Dollar exchange rate. The conclusion that portfolio investments negatively affect the US Dollar exchange rate and positively affect the euro exchange rate, as found in the studies by Gümüş et al. (2013) and Arslan and Çiçek (2017), is identical to the result of the study. Additionally, Arslan and Çiçek (2017) identified portfolio investments as the most influential variable on the exchange rate. When considering the long-term cointegration coefficients of the study, the same conclusion is reached. According to Güngör (2021), there is a statistically significant cointegration relationship between the exchange rate and portfolio investments based on the long-term coefficients of the ARDL analysis. The conclusion from the study by Barışık and Açıkgoz (2007) that portfolio investments reduce the interest rates of government domestic borrowing securities is consistent with the study's finding of a negative long-term cointegration coefficient.

4. Conclusion and Recommendations

As a developing country, Türkiye requires capital. The lack of savings in the country makes it compulsory to obtain the needed capital from foreign sources. Although direct capital investments from foreign capital sources are the healthiest source for national economies, it is quite difficult to attract such investments to the country. At this stage, short-term capital resources, also known as portfolio investments, have become an important source from which countries can meet their capital needs. While portfolio investments have serious positive effects when they first arrive in the country, they may cause economic crises when they leave the country. Today, thanks to the developing communication technologies, it has become quite easy for capital to arrive and leave the country.

According to the results obtained from the econometric analysis, there is a cointegration relationship between portfolio investments and investment instruments in Türkiye both in the short and long run. When the relationship is analyzed, changes in all variables except the *lneuro* variable lead to a decrease in portfolio investments in the country. The *lnusd* variable was found to have the strongest negative relationship. It is an expected result that an increase in exchange rates, for example, will lead to a decrease in portfolio investments due to increased risk. In this relationship, the *lneuro* variable diverges positively. It is a theoretically expected result that the realization of a positive capital inflow to the country from abroad causes interest rates to fall. The increase in capital inflow to the country leads to a decrease in interest rates, which is expressed as the cost of capital. At the same time, since the presence of portfolio investments

indicates the confidence of foreign investors in the country's economies, an increase in confidence leads to an easing in interest rates, which are affected by risk and uncertainty. Another conclusion about interest rates is that interest rates are not effective in attracting portfolio investments to Türkiye as a result of the negative direction of the relationship; on the contrary, portfolio investments affect interest rates. The same conclusion is also valid for the BIST 100 Index. The fact that the long-run coefficient is negative and significant indicates that Borsa Istanbul is not effective in attracting portfolio investments to Türkiye, but portfolio investments have a negative and significant effect on the BIST 100 Index. The fact that the value of gold is sensitive to both the changes in ounce prices and the changes in the US dollar price is the reason why the Ingold variable is found to be the second variable that affects portfolio investments the most after the Inusd variable. The fact that all variables except the Ineuro variable move together will deprive foreign investors who want to minimize their risks by diversifying their portfolios of this opportunity and cause them to be indifferent among investment instruments.

Another expected result of the study is for policymakers. Policymakers who want to attract portfolio investments to the country should pursue policies in favor of the euro exchange rate, which has a positive relationship with portfolio investments. On the contrary, if they want to pursue a policy against portfolio investments, they may pursue policies that encourage other variables due to the negative relationship between them.

In today's world of increasing communication technology and globalization, it is no longer possible to place barriers in front of capital. It is important for developing countries like Türkiye to obtain the capital they need from foreign sources in order to ensure economic growth. For this reason, measures should be taken to ensure that foreign capital coming to the country in the form of portfolio investments does not cause a crisis in the country's economy, especially when leaving the country. It is necessary to increase the depth of capital markets, ensure the spread of capital, take measures to prevent volatility in exchange rates, take temporary measures to prevent fluctuations in the markets in case of a sudden stop, and most importantly, reduce dependence on foreign capital by increasing national savings.

Declaration of Research and Publication Ethics

This study which does not require ethics committee approval and/or legal/specific permission complies with the research and publication ethics.

Researcher's Contribution Rate Statement

I am a single author of this paper. My contribution is 100%.

Declaration of Researcher's Conflict of Interest

There is no potential conflicts of interest in this study.

References

- Allen, F. and Gale, D. (1991). Arbitrage, short sales, and financial innovation. *Econometrica*, 59(4), 1041-1068. <https://doi.org/10.2307/2938173>
- Anayochukwu, O.B. (2012). The impact of stock market returns on foreign portfolio investments in Nigeria. *IOSR Journal of Business and Management*, 2(4), 10-19. Retrieved from <https://citeseerx.ist.psu.edu/>
- Arslan, S. and Çiçek, M. (2017). The relationship between foreign portfolio investments and exchange rate: Taxation of foreign capital in Turkey. *International Journal of Management Economics and Business*, 13(13), 292-299. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/ijmneb/>
- Aydın, Y. and Aksoy, B. (2023). An empirical study on the relationship of capital direct investments, portfolio investments, Dollar exchange rates with BIST 100 index: The case of Turkey. *Academic Review of Economics and Administrative Sciences*, 16(2), 499–512. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/ohuiibf/>
- Barışık, S. and Açıkgöz, E. (2007). Relation of international capital flows and the interest in Turkey: 1992-2005 VAR analysis. *TİSK Akademi*, 1, 199-218. Retrieved from <https://acikarsiv.beun.edu.tr/>
- Bildirici, Z. (2008). *Kısa vadeli sermaye hareketleri portföy yatırımları ve sıcak para* [Blog post]. Retrieved from <https://blog.bluzz.net/wp-content/uploads/2008/02/kisa-vadeli-sermaye-hareketleri.pdf>
- Clark, J. and Berko, E. (1996). *Foreign investment fluctuations and emerging market stock returns: The case of Mexico* (Federal Reserve Bank of New York Research Paper No. 9635). Retrieved from https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=993813
- Craine, R. (1989). Risky business: The allocation of capital. *Journal of Monetary Economics*, 23, 201-218. Retrieved from [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(89\)90048-2](https://doi.org/10.1016/0304-3932(89)90048-2)
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072. <https://doi.org/10.2307/1912517>
- Egly, P.V., Johnk, D.W. and Liston, D.P. (2010). Foreign portfolio investment inflows to the United States: The impact of investor risk aversion and U.S. Stock Market performance. *North American Journal of Finance and Banking Research*, 4(4), 25-41. Retrieved from <https://scholarworks.utrgv.edu/>
- Enders, W. (2009). *Applied econometric time series*. (1. ed.). New York: Wiley & Sons.
- Gemicioğlu, S. (2019). *Tahmin sonrası testler*. Retrieved from <https://sgemicioğlu.netlify.app/pdf/Postestimation.pdf>
- Granger, C.W.J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438. <https://doi.org/10.2307/1912791>
- Gümüş, G.K., Duru, A. and Güngör, B. (2013). The relationship between foreign portfolio investment and macroeconomic variables. *European Scientific Journal*, 9(34), 209-226. Retrieved from <https://core.ac.uk/>
- Güneş, S. (2007). The determinants of international capital flows: Case study of Turkey. *Sosyoekonomi*, 2007-1, 11-32. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/sosyoekonomi/>
- Güngör, M. (2021). The interaction of the exchange rate, the VIX fear index and foreign portfolio investments. *European Journal of Science and Technology*, 32(Special issue), 1034-1042. <https://doi.org/10.31590/ejosat.1044711>
- Haider, M.A., Khan, M.A., Saddique, S. and Hashmi, S.H. (2017). The impact of stock market performance on foreign portfolio investment in China. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 7(2), 460-468. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/ijefi/>
- Korkmaz, T., Çevik, E.İ. and Birkan, E. (2010). Finansal dışa açıklığın ekonomik büyüme ve finansal krizler üzerindeki etkisi: Türkiye örneği. *Journal of Yasar University*, 17(5), 2821-2831. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/jyasar/>

- Lütkepohl, H. and Reimers, H.E (1992). Impulse response analysis of cointegrated systems. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 16, 53-78. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(92\)90005-Y](https://doi.org/10.1016/0165-1889(92)90005-Y)
- McKinnon, R.I. (1973). *Money and capital in economic development* (1. ed). Washington: The Brookings Institution.
- Moreno, R. (2000). *What explains capital flows?* (Federal Reserve Bank of San Francisco Research Department Economic Research Paper No. 22). Retrieved from https://fraser.stlouisfed.org/files/docs/historical/frbsf/frbsf_let/frbsf_let_20000721.pdf
- Odongo, K. and Kalu, O. (2012). The dynamic relation between foreign exchange rates and international portfolio flows: Evidence from Africa's capital markets. *International Review of Economics and Finance*, 24, 71-87. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2012.01.004>
- Pal, P. (2011). Capital without borders: Challenges to development. In A. Deshpande (Ed.), *Foreign portfolio investment, stock market and economic development: A case study of India* (pp. 121-237). India: Anthem Press.
- Pazarlıođlu, M.V. and Gülay, E. (2007). Net portföy yatırımları ile reel faiz arasındaki ilişki: Türkiye örneđi-1992:I-2005:IV. *Dokuz Eylul University the Journal of Graduate School of Social Sciences*, 9(2), 201-221. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/tr/pub/deusosbil>
- Philips, P.C. and Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346. <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- Serven, L. (2002). *Real exchange rate uncertainty and private investment in developing countries* (World Bank Policy Research Working Paper No. 2823). Retrieved from <https://documents1.worldbank.org/curated/en/122801468739484755/pdf/multi0page.pdf>
- Sezal, L. and Kendirli, S. (2024). The effect of interest rates on portfolio investments and foreign direct investments in Türkiye. *Journal of Research in Economics Politics and Finance*, 9(2), 271-286. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/tr/pub/epfad>
- Shaw, E.S. (1973). *Financial deepening in economic development*. (1. ed). London: Oxford University Press.
- Sukamulja, S. and Sikora, C.O. (2018). The new era of financial innovation: The determinants of Bitcoin's price. *Journal of Indonesian Economy and Business*, 33(1), 46-64. Retrieved from <https://core.ac.uk/download/pdf/297708758.pdf>
- Şit, A., Telek, C. and Danacı M.C. (2020). The effect of foreign portfolio investments on the exchange: The case of Turkey. *Kilis 7 Aralık University Journal of Social Sciences*, 10(19), 164-178. <https://doi.org/10.31834/kilissbd.717388>
- Toda, H.Y. and Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66, 225-250. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01616-8](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01616-8)
- Topalođlu, E.E., Şahin, S. and Ege, İ. (2019). The effect of foreign direct and portfolio investments on stock market returns in E7 countries. *Journal of Accounting and Finance*, 83, 263-278. <https://doi.org/10.25095/mufad.580166>
- Warther, V.A. (1995). Aggregate mutual fund flows and security returns. *Journal of Financial Economics*, 39, 209-235. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(95\)00827-2](https://doi.org/10.1016/0304-405X(95)00827-2)

DYNAMICS OF STOCK PRICES AND EXCHANGE RATE WITH STRUCTURAL BREAKS AND ASYMMETRY: EVIDENCE FROM TÜRKİYE*

Hisse Senedi ve Döviz Kuru Dinamiklerinin Yapısal Kırılmalı ve Asimetrik
İncelemesi: Türkiye'den Kanıtlar

Almila BURGAC ÇİL**^{ID} & Burhan BİÇER***^{ID}

Abstract

This study investigates the impacts of the nominal exchange rate on Turkish stock prices using a structural break cointegration test with endogenously determined multiple structural breaks and an asymmetric cointegration test for the period of 2002-2021. The study differs from previous research on this relation in two respects. First, it takes into account structural breaks in relation to both regimes and trends (C/S/T). Second, it extends the asymmetric cointegration with multiple structural breaks. The findings of structural break cointegration capture the break dates in line with the Turkish economics dynamics and reveal the negative effects of the exchange rates on stocks, with their significance and magnitude differing in regimes. Similarly, NARDL results indicate that negative and positive exchange rate shocks exhibit asymmetric effects on stocks for both the whole period and regimes. The overall findings demonstrate that exchange rate variations have distinctive impacts on stock prices when considering structural break and asymmetrical dynamics. In this background, policymakers and foreign investors need to take into account these dynamics when dealing with Turkish financial markets.

Keywords:

Stock Prices,
Exchange Rate,
Cointegration with
Multiple Structural
Breaks,
NARDL.

JEL Codes:

E44, F31, G11

Anahtar

Kelimeler:

Hisse Senedi
Fiyatları,
Döviz Kuru,
Çoklu Yapısal
Kırılmalı
Eşbütünleşme,
NARDL.

JEL Kodları:

E44, F31, G11

Öz

Bu çalışma, nominal döviz kurunun Türkiye hisse senedi fiyatları üzerindeki etkisini içsel belirlenen çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme ve asimetrik eşbütünleşme testlerini kullanarak 2002-2021 dönemi için incelemektedir. Çalışma, Türkiye ekonomisinde iki değişken arasındaki ilişkiyi ele alan literatürden iki açıdan farklılaşmaktadır. İlk olarak, rejim ve trenddeki (C/S/T) çoklu yapısal kırılmaları dikkate almaktadır. İkincisi, asimetrik eşbütünleşme testini rejim ve trenddeki çoklu yapısal kırılmalarla genişletmektedir. Çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi bulguları, Türkiye ekonomisi dinamikleriyle uyumlu kırılma tarihlerini yakalamakta ve döviz kurunun hisse senetleri üzerinde negatif etkilere sahip olduğunu göstermektedir. Etkinin büyüklüğü ve anlamlılık derecesi rejimlere göre farklılık sergilemektedir. Asimetrik eşbütünleşme test sonuçları hem tüm dönem hem de yapısal kırılmaların dikkate alındığı alt rejimler için negatif ve pozitif kur şoklarının hisse senedi üzerinde asimetrik ve genellikle negatif etkilere sahip olduğunu göstermektedir. Genel bulgular, döviz kurunun hisse senedi fiyatları üzerindeki etkisinin, yapısal kırılma ve asimetrik dinamikler dikkate alındığında hem yön hem de anlamlılık açısından farklı olabileceğine işaret etmektedir. Bu bağlamda, politika yapımcılar ve yabancı yatırımcıların Türk finansal piyasalarıyla ilgilenirken bu dinamikleri dikkate almalarının önem arz ettiği düşünülmektedir.

* This study is an edited version of the abstract presented at the EconTR2021, III. International Conference on Economics hosted by Başkent University on September 2-4, 2021.

** Asst. Prof. Dr., Çukurova University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Economics, Türkiye, aburgac@cu.edu.tr

*** Res. Asst., Çukurova University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Economics, Türkiye, bbicer@cu.edu.tr

Received Date (Makale Geliş Tarihi): 16.07.2024 Accepted Date (Makale Kabul Tarihi): 24.09.2024

This article is licensed under Creative Commons Attribution 4.0 International License.



1. Introduction

The ongoing liberalizations on trade and financial markets have led many countries worldwide to reduce capital restrictions and exchange rate market interventions (Phylaktis and Ravazzolo, 2005). Similarly, a significant and strategic interdependence between stock and foreign exchange markets has received great attention due to decrease in financial autarky and the adoption of floating exchange rate regimes (Adekoya, 2020). Determining the characteristics of this relation between these two markets is crucial for policy making process since shocks transmit their spillover effects to other markets (Mishra, 2004; Chkili and Nguyen, 2014). Consequently, financial markets cannot be considered independent of exchange rate movements (Fasanya and Akinwale, 2022).

Exchange rates and stock prices matter due to the information they carry about resource allocation through price mechanisms in open market economies. While the former affects resource allocation through the terms of trade, competitiveness and the purchasing power of the country's currency, the latter plays a significant role in the allocation of resources as they represent sources of funds and firm values. After all, currency flows have impact on stock prices through international competitiveness and the balance of trade, and stock prices have impact on exchange rates through asset returns and domestic currency demand. Therefore, there is a vast empirical literature attempting to reveal the dynamics of relationship between stock prices and exchange rates (e.g., Bahmani-Oskooee Sohrabian, 1992; Ajayi, Friedman, and Mehdian, 1998; Stavárek, 2005; Rahman and Uddin, 2009; Lean, Narayan, and Smyth, 2011). Most of these empirical studies are conducted using standard time series techniques based on the assumptions that imply negative and positive changes of the one variable affect other in a similar vein (symmetric).

However, the asymmetrical features of this relation have been discussed in the literature for many years within the framework of approaches such as asymmetrical hedging (Miller and Reuer, 1998; Griffin and Stulz, 2001), pricing-to-market (Marston, 1990; Knetter, 1994) and hysteresis effect (Baldwin, 1988; Ljungqvist, 1994; Christophe, 1997). These approaches emphasize at micro level by cash flows, default risks, currency of liability and asset holdings, exporting/importing characteristics of firms as the source of the asymmetry. Similarly, Bahmani-Oskooee and Saha, (2015, 2016a, 2016b, 2018) point out that the effects of the appreciation or depreciation of the domestic currency on stock prices may vary depending on the country's sectoral distribution and whether it exhibits characteristics of being an exporter or importer at macro level. The standard time series techniques neglect this asymmetrical feature which may cause biased results. In order to preclude biased estimation, methods such as non-linear autoregressive distributed lag (NARDL) has become current issue (e.g., Bahmani-Oskooee and Saha, 2015, 2016a, 2016b, 2018, Bhattu and Chang, 2019; Adekoya, 2020; Nusair and Olson, 2020; Nusair and Al Khasawneh 2022; Kassouri and Altintas, 2020).

Moreover, the financial crises that occurred in the 1997 and 2008 led to increase in discussion the effects of the crises and structural changes such as huge amount capital flows, financial liberalization, deregulations, the transition from fixed exchange rate to flexible exchange rate regime and their spillover effect on the economies especially in emerging markets (Diamandis and Drakos, 2011; Lin, 2012; Fowowe, 2015; Nguyen, 2019; Adekoya, 2020). Hence, the empirical literature on this subject also suggests that the estimation processes need to take into account structural breaks. For example, Moore and Wang (2014) recommend determining the break dates endogenously by structural break methods in order to explain the nature of financial

markets. Similarly, Fawowe (2015) proposes the econometric models with structural breaks by stating that models that do not take into account the structural breaks caused by the impact of the recent global financial crisis on financial markets may yield misleading results in financial market analysis. Correspondingly, studies such as Adekoya (2020), Fasanya and Akinwale (2022), Nusair and Al-khasawneh (2022) and Nusair and Olson (2022) determine the break dates endogenously by Bai-Perron (1998, 2003) structural break tests in their asymmetric analysis.

Türkiye as an emerging economy provides a suitable case for examining the effects of exchange rate on stock prices based on the asymmetry and structural breaks. The focus on exchange rate in the analyzing stock prices using such a modelling is rooted from several reasons attributed to the economic dynamics and empirical literature. First, a severe financial crisis in 2001 led to structural changes in the Turkish economy such as the abolition of the fixed exchange rate system and the promotion of financial liberalization (Alkan and Çiçek, 2020). These structural changes, combined with favorable global financial conditions, have increased the foreign portfolio investments towards the Turkish financial markets. Although the Turkish lira maintained a stable image between 2002 and 2014 by ranging around 1.40–2.10 USD/TRY, it suffered from depreciation and its volatility has shown an increasing trend after 2015 (Tarakçı et al., 2022), even more severe after 2018. Similarly, the BIST 100 index has been in an upward trend in the long-run ranging from about 100 to 1400 between 2001 and 2021, but it incurred enormous losses during the great recession and has become highly volatile during the COVID-19 pandemic. Furthermore, Başçı and Kara (2011) and Özatay (2011, 2012) also indicate that the nontraditional policies are implemented by the CBRT (Central Bank of the Republic of Türkiye) after the 2008 financial crisis to prevent capital flow and currency-induced financial instability are important as they point to a new policy understanding. This observed volatility of the exchange rate and BIST 100 index implies that some notable incidents may have led to structural breaks and asymmetrical feature within the covered period.

Second, most of the empirical studies implemented for the Turkish economy fail to incorporate asymmetric dynamics within the structural break framework. These studies do not determine potential breaks endogenously and do not consider the asymmetry within the regimes in the presence of structural breaks (e.g., Yıldırım and Adalı, 2018; Tiryaki et al., 2019; Kassouri and Altıntaş, 2020; Genç and Öztürk, 2021). The study extends this literature by including these features and incorporates the endogenously determined multiple structural breaks and asymmetrical dynamics within regimes.

The contribution of this study to the existing body of knowledge is evident in its distinct approaches, as outlined below. Firstly, the study examines the long-run impact of the exchange rate on stock prices for Turkish economy using the version of Kejriwal (2008) cointegration test with endogenously determined multiple structural breaks augmented with a deterministic trend (C/S/T) by Lopcu et al. (2013), departing from the existing empirical literature. Secondly, this study employs the nonlinear autoregressive distributed lag (NARDL) cointegration test proposed by Shin et al. (2014) and NARDL with structural breaks following studies such as Adekoya (2020), Fasanya and Akinwale (2022), Nusair and Al-khasawneh (2022) and Nusair and Olson (2022). Furthermore, the study distinguishes from these studies by augmenting the NARDL model to account structural breaks in regime and trends (C/S/T). Considering the characteristics of the Turkish economy, the use of methods that allow to identify breaks in regime and trends, which have not been presented in previous literature, is expected to yield more effective results.

The remaining sections are organized as follows. Section 2 discusses the relevant literature, Section 3 clarifies the data and the methodology, Section 4 presents the empirical results and Section 5 concludes the study.

2. Literature Review

The relationship between stock prices and exchange rate is one of the most studied topics in finance literature. In the following, this comprehensive literature is classified according the assumptions/methods such as micro or macro level, asymmetric or structural breaks, they based on¹.

First group of studies deal with the asymmetric relationship between stock prices and exchange rate at micro level. Since the asymmetrical literature has advanced in the beginning of 1990s, studies such as Goldberg (1995), Miller and Reuer (1998), Apergis and Rezitis (2001) Koutmos and Martin (2003), and Hsu, Yau and Wu (2009) analyzed the asymmetrical relationship between exchange rates and stock prices based on asymmetrical hedging, pricing-to-market and hysteresis effect on a micro level. Goldberg (1995) referred to pricing-to-market behaviors and revealed that the American automobile industry to be less effected by the strengthening the domestic currency than German and Japanese cars. Similarly, Miller and Reuer (1998) analyzed the asymmetric reactions of stock prices of the US manufacturer firms on exchange rates. They indicated that if the firms used real options to hedge their economic exposures to exchange rate movements, then different exposure coefficients were to be expected for periods of currency appreciations and depreciations. Apergis and Rezitis (2001) revealed asymmetric volatility spillovers from exchange rate deviations to stock markets for New York and London foreign exchange and equity market. Koutmos and Martin (2003) discovered widespread asymmetric exposures within the financial sector due to asymmetrical hedging and within the consumer non-cyclical sector due to asymmetric pricing-to-markets and/or hysteretic behaviors for the advanced economies. Hsu, Yau and Wu (2009) analyzed the effects of exchange rates on stock returns for 33 Japanese sectoral stocks and discovered significant asymmetric responses in the pharmaceutical, real estate, and air transportation industries

Second group of studies focus on the asymmetric relationship between stock prices and exchange rate at macro level. Bahmani-Oskooee (2015 and 2016b) investigated the possible symmetric and asymmetric effects of exchange rate changes on stock prices for the US economy. While Bahmani-Oskooee (2015) reported no significant long-run cointegration relationship between the variables, in their sectoral analysis Bahmani-Oskooee and Saha (2016a) reached statistically significant asymmetric effects for ten sectors in the short-run and for six sectors in the long-run. Their findings showed that dollar depreciation has a positive impact on stock prices and dollar appreciation does not have any impact in the long-run. Bahmani-Oskooee and Saha (2016b) investigated the relationship for several countries and showed that exchange rates have asymmetric effects on stock prices, though effects were mostly in the short-run. Additionally, Bahmani-Oskooee and Saha (2018) reexamined the asymmetric relationship for different countries and revealed short-run asymmetry for six countries and long-run asymmetry for two countries. The negative coefficients for positive and negative shocks indicate that the depreciation

¹ Readers may view some of these empirical studies and their implications in Table C in Appendix III.

of the domestic currency (negative shocks) to have higher pressure on stock prices. Supporting these findings, Bhutto and Chang (2019) reveal that the exchange rate has an asymmetric effect on stock prices, and the financial crisis influences asymmetric relations for China. For four Asian countries, Sheikh et al. (2020) report the asymmetric exchange rate effect on stock indices indicating that depreciation has a harmful effect on the firm relying on the imported products. Siew-pong et al. (2021) conclude that only appreciation has a significant effect on the stock prices for ASEAN-5 countries.

Third group of studies analyze the effect of structural breaks or changes on this relation. Pan, Fok and Liu (2007) assert some mixed results for Hong Kong, Japan, Malaysia, Thailand, Korea and Singapore. They report that dynamic relationship changes depending on the exchange rate regime, the degree of financial liberalization and the size of the equity market. Lin (2012) reports the importance of financial crises on the relation for 6 emerging Asian countries. The relation gets stronger during a period of crisis depending on the contagion or spillover between asset prices. Similarly, Moore and Wang (2014) find a dynamic negative relationship between some advanced economies and emerging Asian countries. Driving forces are the trade balances for the emerging countries and the interest rate differences for the advanced countries. Fowowe (2015) points out the mixed results indicating that international stock markets are driving both the Nigeria and South African stock market. Sui and Sun (2016) reach similar results for BRICS countries. Zeren and Koç (2016) report two-way causality indicating significant effects of the global and local crises for Japan, England and Türkiye. Both studies conclude that the relationship gets stronger during the period of crisis depending on the contagion, spillover between asset prices or volatility. Nguyen (2019), supporting these findings, indicates the mixed results for emerging and advanced countries for the whole period and during the crises. The exchange rate has a positive effect on the domestic stock prices for all countries after the crisis except the United Kingdom. Similarly, Gokmenoglu et al. (2021) show the significant effects of the exchange rate flexibility on the stock market depending on the bearish or bullish conditions for ten emerging countries including Türkiye.

Some studies also focus on the asymmetric relation in the presence of structural breaks, this study also based on. Nusair and Olson (2022) find that change in exchange rates has short run effect on the stock in G7 countries except for Italy while stock price has long run and short run effects on exchange rate. Correspondingly, Fasanya and Akinwale (2022) conclude that changes in the exchange rate effect sectoral stock prices in case of asymmetry and structural breaks for Nigeria. Similarly, based on the asymmetry with structural breaks analyzes Adekoya (2020) and Nusair and Alkasawneh (2022) report the asymmetric findings for Nigeria and ASEAN-9 countries, respectively.

There are various empirical studies on the relationship between stock prices and exchange rate for the Turkish economy. First group of studies investigates the asymmetric or structural break causality between stock prices and exchange rates. For example, Ürkmez and Karataş (2017) point out the effect of global crisis in the long-run and conclude that there is causality from exchange rate to stock price. Based on the nonlinear causality test, Karadağ and Sekmen (2021), Kılıç and Naimođlu (2022) and Sertkaya and Songur (2021) conclude that there exists two-way asymmetric causality between different signs of shocks, while Yıldırım and Adalı (2018) report one-way causality from stock prices to exchange rate. Durgun and Temurlenk (2021), Kılıç and Naimođlu (2022) and Sertkaya and Songur (2021) also highlight the effects of domestic and international developments on stock prices and exchange rates via the financial market volatilities.

Second group of studies investigates the long-run asymmetric relation using the NARDL model. For example, Tiryaki et al. (2019) find the asymmetric long-run effects of the exchange rate on stock returns, which are larger after the 2002 period compared to full period of 1994-2017. The findings indicate that appreciation of Turkish Lira increases stock prices. Kaya and Soybilgen (2019) determined asymmetric relation both in the short and long-run, which the decreases (increases) of the stock prices in case of depreciation (appreciation) of Turkish Lira. Benli et al. (2019) reports asymmetric effects of exchange rate on stock prices in ten (six) sectors in the short (long) run. Supporting this findings, Ürkmez and Bölükbaşı (2021) find that the asymmetric effects of exchange rate on all stock indices in the short-run and on the technology sector in the long-run. In another study, Kassouri and Altıntaş (2020) report a long-run asymmetric relation. Although the effects of appreciation on stock prices are negative, the effects of appreciation are insignificant, which is implying the evidence of incomplete exchange rate pass-through in Türkiye. Differently, the findings of Genç and Öztürk (2021) report that the increase in the stock market in the pre-2013 period affected the exchange rate negatively. In the Hatemi j causality results, it is observed that there is only causality from the positive shocks in the exchange rate to the positive shocks in the BIST100 index.

3. Model, Data and Methodology

3.1. Model and Data

To analyze the effects of the exchange rate changes on stock prices in the presence of asymmetric dynamics and structural breaks for the Turkish economy, the functional form of the bivariate model is formed following Bahmani-Oskooee and Saha (2018), Nusair and Al-khasawneh (2022), Nusair and Olson (2022).

$$sp_t = \mu_1 + \delta_i trend + \beta_i exc_t + e_t \quad (1)$$

The variables are in natural log forms and seasonally adjusted. The sp and exc denote stock prices and nominal exchange rates, respectively. The notations t and i represent the time and the regime denominator. The stock prices (sp) are expressed BIST 100 index which contains the stocks of the most successful 100 firms in the Borsa Istanbul. The exchange rate (exc) represents the value of one unit of the US dollar in terms of Turkish lira that implying an increase in the exchange rate indicates a depreciation of the TL and a decrease in the exchange rate indicates an appreciation of the TL. The data of both series are acquired from the Electronic Data Delivery System of the CBRT. The analysis period captures from January 2002 to February 2021. The available data after the 2021:02 are excluded to avoid drastic changes caused by exchange rate turbulence during COVID-19 pandemic.

3.2. Methodology

The analysis part of the study consists of three stages. In the first stage, to test whether the effect of the exchange rate on stocks changes across regimes, it is applied the Lopcu et al. (2013) cointegration test, which allows for the investigation of long-term relationships in the presence of multiple structural breaks in trend and regime (C/S/T). In the second stage, NARDL model, which allows for an asymmetric long-term relationship, is estimated to test whether the effects of the depreciation and appreciation of the local currency on stocks differ. In the third stage, it is

analyzed whether the asymmetric relationship differs across regimes in the presence of breaks in trend and regime (C/S/T). For this purpose, the NARDL model is augmented and estimated using the trend and regime break dates obtained from the first stage. It is thought that modeling both breaks and asymmetry together provide clues about the robustness of both the structural break and the asymmetric relationship.

A cointegration model with multiple structural breaks

As discussed in the previous sections, determining the structural breaks endogenously is important for estimating the nature of financial markets accurately (Moore and Wang, 2014; Fowowe, 2015; Fasanya and Akinwale, 2022; Nusair and Al-khasawneh, 2022; and Nusair and Olson, 2022). While Kejriwal's (2008) cointegration test is based on Gregory-Hansen's (1996a) regime shift (C/S) model for identifying structural change stability, Lopcu et al. (2013) allow shifts in the trend (C/S/T) as well. Therefore, in the first stage, the Kejriwal (2008) cointegration test with endogenously determined multiple structural breaks augmented with a deterministic trend by Lopcu et al. (2013) is used to analyze whether the effects of exchange rates changes in regimes. The cointegration equation based on the regime and trend shift model (C/S/T) is defined as;

$$sp_t = \mu_j + \delta_j trend + \beta_j exc_t + e_t \tag{2}$$

if $T_{j-1} < t \leq T_j$ for $j = 1, 2, \dots, k + 1$

where, k is the number of breaks, μ is the constant term, δ are the trend coefficients, and β are the slope coefficients, t shows the time period, and T is the sample size by convention, $T_0 = 0$ and $T_{k+1} = T$.

To maintain the stability of the relation and the selection of the number of break, three types of test statistics is considered following Kejriwal and Perron (2010). The first is *SubF* of the null hypothesis of no structural break against the alternative hypothesis of k breaks. The second is *UD_{max}* test statistics. The null hypothesis in the *UD_{max}* test statistic denotes the absence of a structural break, while the alternative hypothesis denotes the presence of an unknown number of breaks. The third involves a sequential procedure (SEQ) that analyzes the null hypothesis of k breaks against the alternative hypothesis of $k + 1$ breaks.

Two information criteria are used to determine the number of breaks. The first of these information criteria is the Bayesian Information Criterion (BIC) developed by Yao (1988), the second is the LWZ criterion developed by Liu et al. (1997) and is a modified version of the Schwarz information criterion.

The test statistic with k breaks is given by:

$$\tilde{V}_k(\hat{\lambda}) = \frac{T^{-2} \sum_{t=1}^T S_k(\hat{\lambda})^2}{\Omega_{11}} \tag{3}$$

where Ω_{11} is a consistent estimation of the long-run variance of u_t^* , $\hat{\lambda} = (\hat{T}_1/T, \dots, \hat{T}_k/T)$ and $\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_k$ are obtained by minimizing the sum of the squared residuals. The null hypothesis of the test is cointegration with the structural breaks between series against the alternative hypothesis of no cointegration.

To obtain long run coefficients in the presence break in regime and trend, it is used dynamic OLS regression (DOLS), where the leads and lags of the first differences of the regressors deal with the simultaneity bias, as stated by Kejriwal and Perron (2008, 2010). The leads and lags are equal to one.

$$sp_t = \mu_j + \delta_j trend + \beta_j exc_t + \sum_{j=-l_T}^{l_T} \Delta exc_{t-j} \psi_j + e_t \quad (4)$$

A non-linear cointegration model without and with structural breaks

In the second stage, it is estimated the NARDL technique proposed by Shin et al. (2014) to obtain the asymmetric effects of exchange rate on stock prices. The estimated NARDL model;

$$\begin{aligned} \Delta sp_t = & \mu + \beta_1 sp_{t-1} + \beta_2 exc_{t-1}^+ + \beta_3 exc_{t-1}^- + \sum_{i=1}^m \beta_{4,i} \Delta sp_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^n \beta_{5,i} \Delta exc_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^q \beta_{6,i} \Delta exc_{t-i}^- + e_t \end{aligned} \quad (5)$$

where, $exc_i^+ = \sum_i^t \max(\Delta exc_i^+, 0)$ and $exc_i^- = \sum_i^t \max(\Delta exc_i^-, 0)$ are the cumulative positive (appreciations) and negative (depreciations) in domestic currency, respectively. β_1, β_2 and β_3 are the long-run coefficients; β_4, β_5 and β_6 are the short-run coefficients, and m, n and q are the optimal lags selected by AIC.

The long-run cointegration is established rejecting the null of no-cointegration ($\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$). Decision to reject the null hypothesis of no cointegration is taken on the basis of upper and lower bounds as already considered in the case of the ARDL model. Then, long-run $-\beta_2/\beta_1 = -\beta_3/\beta_1$ and short-run ($\sum_{i=0}^n \beta_{5,i} = \sum_{i=0}^q \beta_{6,i}$) asymmetry are tested by standard Wald test statistics. In a similar way, long-run $-\beta_2/\beta_1 = 0, -\beta_3/\beta_1 = 0$ and short-run $\sum_{i=0}^n \beta_{5,i} = 0, \sum_{i=0}^q \beta_{6,i} = 0$ asymmetric coefficients are obtained.

In the third stage, the NARDL model is augmented with structural breaks both in regime and trend (C/S/T) using the endogenous break dates obtained from the first stage following Fasanya and Akinwale (2022), Nusair and Al-khasawneh (2022), and Nusair and Olson (2022). The model in this study differs from these studies by taking into account breaks in regimes and trend. The NARDL model with structural breaks is shown in Equation (6).

$$\begin{aligned} \Delta sp_t = & \mu_j + \delta_j trend + \beta_{1,j} sp_{t-1} + \beta_{2,j} exc_{j,t-1}^+ + \beta_{3,j} exc_{j,t-1}^- + \sum_{i=1}^m \beta_{4,i} \Delta sp_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^n \beta_{5,ji} \Delta exc_{j,t-i}^+ + \sum_{i=0}^q \beta_{6,ji} \Delta exc_{j,t-i}^- + e_t \end{aligned} \quad (6)$$

where μ and δ are the constant and trend coefficients, respectively. j is the number of regimes, $j = 1, 2, \dots, k + 1$. Accordingly, $\beta_{2,j}$ and $\beta_{3,j}$ represent the long-run dynamics of exc^+ and exc^- for each regimes. The definitions of the parameters follow the NARDL without structural breaks model.

4. Estimation Results

In this section, the bivariate model demonstrated in Equation (1) is used to determine the relationship between stock prices and exchange rate that depend on the structural breaks and asymmetry.

4.1. Unit Root Test Results

In the first stage, linear, structural break, and nonlinear unit root tests that consider the different structures of the variables were conducted. According to NG-Perron (2001) results, given in Table 1, the SP and EXC series has a unit root at all significance levels.

Table 1. NG-Perron (2001) Unit Root Test

Variables	Constant and Trend			
	MZ _a	MZ _t	MSB	MPT
EXC	-0.97	-0.46	0.47***	48.84***
SP	-7.40	-1.90	0.25***	12.34***
1%	-23.80	-3.42	0.14	4.03
5%	-17.30	-2.91	0.16	5.48
10%	-14.20	-2.62	0.18	6.67

Note: Critique values are obtained from Ng-Perron (2001). Significance levels: (*), (**) and (***) denote 10%, 5% and 1% level, respectively.

The presence of structural breaks effects the results of traditional unit root tests; therefore, a unit root test that accounts for structural breaks was also applied. As can be seen from Table 2, Zivot-Andrews test indicates that both series are non-stationary in the presence of a structural break.

Table 2. Zivot- Andrews (1992) Unit Root Test with Structural Breaks

Variables	k	TB	δ
EXC	2	2010:07	-3.55 (0.16)
SP	1	2005:05	-2.98 (0.25)

Note: k , TB and δ denotes optimal lag length, break date and ZA test statistics, respectively. Critical values are obtained from Zivot – Andrews (1992). Critical values for 1%, 5% and 10% significant levels are -5.57, -5.08 and -4.82 respectively.

Economic time series may exhibit nonlinear characteristics in certain cases. Traditional and structural break unit root tests do not consider for nonlinearity. Table 3 indicates that KSS and Kruse tests, which consider nonlinear components, also suggest that the series have unit roots.

Table 3. KSS (2003) and KRUSE (2011) Nonlinear Unit Root Test

Variables	KSS (2003)		Kruse (2011)	
	k	KSS _t	k	KRUSE _t
SP	12	-2.80	12	7.80
EXC	6	-2.46	6	6.69

Note: KSS (2003) test critical values are -3.93, -3.40 and -3.13 for 1%, 5%, and 10%, respectively. KRUSE (2011) test critical values are 17.10, 12.82 and 11.10 for 1%, 5% and 10%, respectively.

4.2. A Cointegration with Multiple Structural Breaks Results

In the first stage, the structural change test proposed by Kejriwal and Perron (2010) is used to identify the number of breaks. Table 4 shows the results of *SubF*, *UD_{max}*, the sequential procedure and information criteria, BIC and LWZ. Based on the *SubF* and *UD_{max}* results, at least one provides evidence against the stability of the long-term relation. Sequential procedure selects no break while BIC and LWZ select four and three breaks, respectively.

Table 4. Structural Break Tests Results

(C/S/T)	SubF(1)	SubF(2)	SubF(3)	SubF(4)	SubF(5)	<i>UD_{max}</i>	SEQ	BIC	LWZ
model	9.33*	6.52	6.04	5.65	4.17	9.33	0	4	3

Note: Critical values are from Kejriwal and Perron (2010) ***, ** and * denote significance levels at 1%, 5% and 10%, respectively.

The results of Lopcu et al. (2013) cointegration test with multiple structural breaks in regime and trend, taking into account the number of breaks determined by BIC and LWZ criteria, are reported in Table 5. Critical values are obtained by simulations for break fractions using 100 steps and 2500 replications. According to three and four breaks cointegration tests, the null of cointegration rejects it only at the 10% level. To briefly state, the findings reveal the existence of long-run relationship between exchange rate and stock prices by this result.

The structural break dates endogenously determined are also given in Table 5. These dates can be linked to certain economic conditions in Türkiye and may explain the reasons behind the structural breaks. 2005 was an important year for both Türkiye and European Union as negotiations for Türkiye’s full membership were started on 3 October 2005. This progress led extensive foreign portfolio investments to flow on Borsa Istanbul. It is supposed that these foreign investment movements are the reason behind the structural break of 2005:11. It is presumed that the Great Recession of 2008-2009 is the driving force for the second structural break of 2009:02. The Great Recession that harmed the Turkish economy is supposedly caused a structural break. The 3rd structural break dates differ as whether the cointegration test results attribute total of 3 (2015:01) or 4 (2014:03) structural break points. The economy of Türkiye regained its recovery after the Great Recession of 2008-2009 until the 2014-2015 political instability. After the 3rd structural break, the Turkish lira experienced enormous depreciation while BIST 100 index held steady. After the 4th structural break of 2017:01, the depreciation of Turkish lira has continued even further. The July 2016 coup attempt’s lagged effect is considered to be the main reason behind this structural break.

Table 5. Cointegration with Multiple Structural Breaks Results

(C/S/T)	3 Structural Breaks				4 Structural Breaks				
	$\tilde{V}_3(\tilde{\lambda})$	T ₁	T ₂	T ₃	\tilde{V}_4	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄
	0.022**	2005:11	2009:02	2015:01	0.023**	2005:11	2009:02	2014:03	2017:01
***1%	0.033				0.031				
**5%	0.024				0.024				
*10%	0.021				0.018				

Note: T₁, T₂,..., T₄ are break dates. ** denote significance levels at 5%.

The long run coefficients for each regime are estimated by the dynamic OLS and the results are shown in Table 6. Three different regression results are reported, with 3 structural breaks (4 regimes based on the LWZ criteria), with 4 structural breaks (5 regimes based on the BIC criteria) and with dummy variable covering March 2020 (the first wave of Covid pandemic) within 4th structural breaks. For the first regression with 3 structural breaks, every constant, trend and slope coefficients are estimated to be statistically significant at 1% level. The results show that the slope coefficients of exchange rate on stock prices in every regime are negative; chronologically -1.09 (1st regime), -1.70 (2nd regime), -2.43 (3rd regime) and -0.59 (4th regime). For the second regression with 4 structural breaks, the constant terms in every regime are statistically significant, and the trend and the slope coefficients give statistically significant results except for the 4th regime. Every statistically significant slope provides negative coefficients; chronologically -1.11 (1st regime), -1.71 (2nd regime), -2.58 (3rd regime) and -0.76 (5th regime). And for the third regression, results only slightly differ from the second regression with structural breaks. According to the results, the dummy variable that covers the COVID-19 shutdown in March 2020 for Türkiye is statistically significant at %10 level and has a negative coefficient of -0.22 . The shutdown in Türkiye due to the COVID-19 pandemic has negatively affected the stock performance of BIST.

Table 6. Dynamic OLS Results

$sp = f(exc)$										
$y_t = \{sp_t\}$	μ_1	μ_2	μ_3	μ_4	μ_5	δ_1	δ_2	δ_3	δ_4	δ_5
$\hat{T}_{1,4}$	4.85 (0.00)	7.13 (0.00)	4.78 (0.00)	4.63 (0.00)	–	0.02 (0.00)	-0.00 (0.00)	0.02 (0.00)	0.01 (0.00)	–
$\hat{T}_{1,5}$	4.86 (0.00)	7.14 (0.00)	4.84 (0.00)	6.50 (0.00)	4.73 (0.00)	0.03 (0.00)	0.03 (0.00)	0.02 (0.00)	0.01 (0.54)	0.00 (0.00)
$\hat{T}_{1,5}^D$	5.01 (0.00)	7.33 (0.00)	4.82 (0.00)	6.41 (0.00)	4.74 (0.00)	0.02 (0.00)	-0.01 (0.00)	0.02 (0.00)	-0.01 (0.54)	0.01 (0.00)
$y_t = \{sp_t\}$	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	$D_{2020:03}$				
$\hat{T}_{1,4}$	-1.09 (0.00)	-1.70 (0.00)	-2.43 (0.00)	-0.59 (0.00)	–	–				
$\hat{T}_{1,5}$	-1.11 (0.00)	-1.71 (0.00)	-2.58 (0.00)	-0.27 (0.34)	-0.76 (0.00)	–				
$\hat{T}_{1,5}^D$	-1.47 (0.00)	-1.93 (0.00)	-2.70 (0.00)	-0.44 (0.33)	-0.73 (0.00)	-0.22 (0.06)				

The findings obtained from the cointegration test with multiple structural breaks generally indicate that the appreciations of TL lead to a decrease in the BIST 100 index by varying its magnitude and significance in regimes. Considering the break dates (and regimes), results point out that some factors such as internal and external developments (shocks), political (in)stability, capital inflows, and currency volatility may lead to changes in the effects of the exchange rates on stock prices. The findings are also parallel with Zeren and Koç (2016) and Gökmenoglu et al. (2021) that the effect of exchange rate on stock prices differs due to crises, structural changes, or economic cycles in Türkiye.

4.3. A Non-linear Cointegration Test Results

In the second stage, the NARDL model in Equation (5) is estimated to see whether the effects of positive and negative changes in exchange rate differ on stock prices and report the results in Table 7 (NARDL without structural break). The critique value of F-statistics of estimation strongly provides evidence in support of the long-run relationship between stock prices and exchange rate². LM and White tests show that residuals within the model do not possess autocorrelation and heteroscedasticity. In appendix II, graph A shows that the CUSUM lies within the critical bounds which mean that the coefficients of the model are stable. DW_{LR} and DW_{SR} statistics provide results in favor of the long-run and short-run asymmetry, respectively. It should be noted that the coefficient of positive (negative) changes in the exchange rate is positive (negative) indicating that stock prices are influenced in the same direction when the Turkish lira depreciates (appreciates). The interpretations of the coefficients should be made in line with this.

As the results show that DW_{LR} and DW_{SR} statistics are significant and there is a short-run and long-run asymmetric relationship between stock prices and exchange rates. Thus, positive and negative changes in exchange rate have different effects on the stock price in both the short and long-run for the Turkish economy. In the long run, positive changes in exchange rate (L_{exc}^+) has a statistically significant positive effect on stock price (0.38). This indicates that one percentage depreciation of Turkish lira increases the stock price by 0.38%. However, negative changes in exchange rate (L_{exc}^-) is insignificant which indicates that the appreciation of Turkish lira does not have any significant effect on stock prices. In the short-run, on the other hand, negative changes in exchange rate (S_{exc}^-) has statistically significant effects which show that one percentage appreciation of Turkish lira increases stock prices by 1.38%. Findings set out that the appreciation of Turkish lira leads stock prices to increase in the short-run, which contrasts with the long-run results. Additionally, as seen in Table A in Appendix I, the COVID-19 pandemic dummy variable is statistically significant and has negative effects on stock prices in parallel with DOLS results (shown in Table 6). The findings are consistent with the results in Tiryaki et al (2019), Kaya and Soybilgen (2019), and Kassouri and Altıntaş (2020), and indicate the presence of asymmetric effects of the exchange rate on stocks.

Table 7. NARDL Results

Long-Run Coefficients	Short-Run Coefficients
$L_{exc}^+ = 0.38 (0.08)$	$S_{exc}^+ = 0.02 (0.94)$
$L_{exc}^- = -0.41 (0.35)$	$S_{exc}^- = -1.38 (0.00)$
$DW_{LR} = 11.66 (0.00)$	$DW_{SR} = 9.23 (0.00)$
F statistics: 7.26 (0.00)	LM Test: 16.24 (0.18)
Error Correction: -0.21[-2.89] (0.00)	White Test: 31.19 (0.30)

Note: The critical values are taken from Pesaran et al. (2001) Table CI, Case III p. 300. Critical values for 1%, 5% and 10% significant levels are 6.84-7.84, 4.94-5.73 and 4.04-4.78, respectively. Values in parentheses are p-values. Short-run and long-run dynamics are given in the Appendix 1, Table A.

In the third stage, the NARDL model is augmented with structural breaks (five regimes, given in equation 6) using four endogenously determined breaks obtained from the first stage to

² Long-run and short-run dynamics of NARDL estimation procedure is shown at Table-A in the appendix I.

see whether the possible asymmetric effect of exchange rate on stock prices varies within regimes. The results of NARDL with structural breaks estimation are presented in Table 8 (NARDL with multiple structural breaks)³. According to the critique value of F-statistics of NARDL estimation, there is a long-run relationship between the variables. LM and White tests show that residuals within the model do not possess autocorrelation and heteroscedasticity. In Appendix II, graph B shows that the CUSUM lies within the critical bounds which means that the coefficients of the model are stable.

The long-run asymmetry test statistics of DW_{LR} indicate that every regime displays an asymmetrical feature. However, DW_{SR} tests statistics show that asymmetric dynamics occur only in the first two regimes. For the last three regimes, because statistically significant short run dynamics could not be estimated, DW_{SR} tests statistics are inestimable.

Table 8. NARDL with Structural Breaks Results

Regimes	Long-Run Coefficients	Short-Run Coefficients
2002:01–2005:11	$DW_{LR} = 35.98 (0.00)$	$DW_{SR} = 12.25 (0.00)$
	$L_{exc}^+ = -1.51 (0.00)$	$S_{exc}^+ = 1.93 (0.02)$
	$L_{exc}^- = 0.33 (0.24)$	$S_{exc}^- = -1.12 (0.01)$
2005:12–2009:02	$DW_{LR} = 32.35 (0.00)$	$DW_{SR} = 18.46 (0.00)$
	$L_{exc}^+ = -0.51 (0.06)$	$S_{exc}^+ = -5.35 (0.00)$
	$L_{exc}^- = 1.33 (0.00)$	$S_{exc}^- = -12.31 (0.00)$
2009:03–2014:03	$DW_{LR} = 19.56 (0.00)$	$DW_{SR} = \text{Inestimable}^*$
	$L_{exc}^+ = -1.97 (0.00)$	$S_{exc}^+ = -2.24 (0.00)$
	$L_{exc}^- = -0.67 (0.05)$	$S_{exc}^- = \text{----}$
2014:04–2017:01	$DW_{LR} = 26.76 (0.00)$	$DW_{SR} = \text{Inestimable}$
	$L_{exc}^+ = -0.25 (0.41)$	$S_{exc}^+ = -0.03 (0.00)$
	$L_{exc}^- = 1.48 (0.00)$	$S_{exc}^- = \text{----}$
2017:02–2021:02	$DW_{LR} = 31.50 (0.00)$	$DW_{SR} = \text{Inestimable}$
	$L_{exc}^+ = -0.05 (0.81)$	$S_{exc}^+ = -1.26 (0.00)$
	$L_{exc}^- = 1.75 (0.00)$	$S_{exc}^- = \text{----}$
F statistics:	13.41 (0.00)	LM Test: 10.32 (0.24)
Error Correction:	-0.98 [-10.45] (0.00)	White Test: 33.61 (0.91)

Note: The critical values are taken from Pesaran et al. (2001) Table CI, Case V p. 301. Critical values for 1%, 5% and 10% significant levels are 3.93-5.23, 3.12-4.25 and 2.75-3.79, respectively. Values in parentheses are p-values. *Since there is no found short-run significant lags for negative shocks within 3rd, 4th and 5th regimes, the short-run asymmetry tests cannot be applied, and therefore coefficients for negative shocks are not demonstrated. Short-run and long-run dynamics are given in the Appendix I, Table B.

In the first regime (2002:01–2005:11), positive changes in exchange rate are statistically significant at 1% level and have a negative coefficient sign (–1.51), but the negative changes in exchange rate appear to be statistically insignificant. This indicates that one percentage depreciation of Turkish lira decreases the stock prices in the long-run. In the short run, positive and negative changes in exchange rates appear to be statistically significant, and depreciation and appreciation increase stock prices.

³ Long-run and short-run dynamics of NARDL with structural breaks estimation procedure is shown at Table-B in the appendix I.

For the second regime (2005:12–2009:02), the long-run asymmetric effects of exchange rate on stock prices are statistically significant for both positive and negative changes in exchange rate. One percentage depreciation and appreciation of TL decreases the stock prices by 0.51% and 1.33 %, respectively. In the short run depreciation (appreciation) of TL decreases (increases) stock prices.

For the third regime (2009:03–2014:03), the positive and negative changes in the exchange rate are statistically significant and have negative signs. The long-run impact of the lira’s depreciation (appreciation) on stock prices is estimated to be -1.97 (-0.67). These results indicate that a currency depreciation (appreciation) decreases (increases) the stock prices in the third regime. The positive changes in the exchange rate in the first three regimes accommodate compatible results that are all statistically significant at 1% level and have negative coefficients. Therefore, the long-run coefficients for the first three regimes indicate that BIST 100 index is more sensitive to the currency depreciation.

The positive changes in exchange rate provide no statistically significant effect for the fourth and fifth regimes (2014:04–2017:01 and 2017:02–2021:02). However, the negative changes in exchange rate are statistically significant at 1% level with positive signs by 1.48 % and 1.75% in two regimes, respectively. The results indicate that appreciation of TL decreases the stock prices in the last two regimes (2014:04–2021:02). Hence, findings highlight that stock prices have become more sensitive to the appreciation of the domestic currency in last two regimes.

To sum up the outcomes listed above, the effects of the positive exchange rate shocks are statistically significant in the first 3 regimes and statistically insignificant in the last 2 regimes. The effects of the negative changes in exchange rate are statistically significant in every regime except for the first one. The depreciations of TL are correlated with stock price declines in the first three regimes. During the appreciations, on the other hand, stock prices increase in the 3rd regime and stock prices decrease in the 2nd, 4th (at 10% level) and 5th regimes. Findings obtained from NARDL without and with multiple structural breaks are in line with studies by Tiryaki et al. (2019), Benli et al. (2019), Kassouri and Altıntaş (2020) and Ürkmez and Bölükbaşı (2021) in terms of achieving results such as asymmetry for the Turkish economy.

Overall findings from the model with multiple structural breaks are crucial in highlighting the potential variations in the sign and magnitude of asymmetric effects within regimes. For instance, contrary to the model without breaks that suggest that the appreciation of the domestic currency has no significant impact on stock prices, the model with structural breaks shows statistically significant effects for all regimes except for the first one. Similarly, unlike the model without breaks, the model with breaks indicates that the impact of the domestic currency on stocks is significant in the first three periods. Moreover, the coefficients obtained from the model with structural breaks demonstrate greater significance and magnitude. All these results emphasize the importance of considering structural breaks and asymmetry in stock price-exchange rate relation.

5. Conclusion

This paper examines the effects of exchange rate changes on stock prices in the presence of structural breaks and asymmetrical dynamics for Türkiye over the period of 2002:01-2021:02. Such an experiment is applicable and possesses critical implications due to Türkiye’s own

dynamics such as liberalization movement after the 2001 Turkish financial crisis, new policy approaches following the 2008 global financial crisis and increasing volatility of Turkish financial markets after 2015, encompassing the first wave Covid pandemic. For this purpose, it is estimated Kejriwal (2008) cointegration test with endogenously determined multiple structural breaks model augmented with a deterministic trend by Lopcu et al. (2013), and the NARDL asymmetric cointegration test without and with structural breaks.

The evidences based on the Lopcu et al. (2013) structural break cointegration test suggest that these two series are cointegrated in the presence of structural breaks that are in line with the Turkish economic dynamics. According to the results with three and four structural breaks (with or without dummy variable of 2020:03), every slope coefficient of sub-periods except for the 4th (2014:04–2017:01) sub-periods is negative and statistically significant at 1% level. The results also show that Covid pandemic has negative impact on stock prices. These findings are important in terms of indicating that the depreciation of the domestic currency leads to decrease the stock prices, and the magnitude and significance of the relation may differ in regimes. Similarly, both the NARDL with and without of structural breaks estimations reveal the short-run and the long-run asymmetric relationship between stock prices and exchange rate. Although depreciation of TL leads to increase in stock prices, the effects of appreciation of TL is statistically insignificant in the NARDL without structural breaks. According to cointegration with structural breaks results, the depreciation of the TL has a negative effect and leads to decrease in stock stocks prices in the first three regimes. On the other hand, the appreciation of the TL has statistically significant positive effects on stock prices in the 2nd, 4th and 5th regimes and negative effects only in the 3rd regime. In other words, the appreciation of TL leads to decrease in stock prices in the 2nd, 4th and 5th regimes and increase in 3rd regime. Thus, general findings imply that negative and positive changes in exchange rate have different effect on stock prices and the magnitude and significance of the relation may differ in each regime.

Overall findings demonstrate that exchange rate variations have distinctive impacts on stock prices when considering structural break and asymmetrical dynamics. Policymakers and foreign investors need to take into account these dynamics when dealing with Turkish financial markets. Additionally, the findings obtained regarding the Turkish economy, which is part of the group of emerging countries, may also be applicable to other countries with similar dynamics. As discussed in the introduction and literature review sections, the sensitive nature of these country groups to external factors such as capital flows, oil price or financial distortions, indicate that the relationship in question may exhibit structural changes and asymmetric characteristics. Finally, it should be noted that results given in this study depend on the structural breaks that are determined endogenously.

Declaration of Research and Publication Ethics

This study which does not require ethics committee approval and/or legal/specific permission complies with the research and publication ethics.

Researcher's Contribution Rate Statement

The authors declare that they have contributed equally to the article.

Declaration of Researcher's Conflict of Interest

There is no potential conflicts of interest in this study.

References

- Adekoya, O.B. (2020). Portfolio balance approach to asymmetries, structural breaks and financial crisis: Testing a model for Nigeria. *CBN Journal of Applied Statistics*, 11(1), 87–110. <https://doi.org/10.33429/Cjas.11120.4/5>
- Ajayi, R.A., Friedman, J. and Mehdian, S.M. (1998). On the relationship between stock returns and exchange rates: tests of Granger causality. *Global Finance Journal*, 9(2), 241–251. [https://doi.org/10.1016/s1044-0283\(98\)90006-0](https://doi.org/10.1016/s1044-0283(98)90006-0)
- Alkan, B. and Çiçek, S. (2020). Spillover effect in financial markets in Turkey. *Central Bank Review*, 20(2), 53–64. <https://doi.org/10.1016/j.cbrev.2020.02.003>
- Apergis, N. and Reztis, A. (2002). Asymmetric cross-market volatility spillovers: Evidence from daily data on equity and foreign exchange markets. *The Manchester School*, 69, 81–96. <https://doi.org/10.1111/1467-9957.69.s1.5>
- Bahmani-Oskooee, M. and Domac, I. (1997). Turkish stock prices and the value of Turkish Lira. *Canadian Journal of Development Studies*, 18(1), 139–150. <https://doi.org/10.1080/02255189.1997.9669698>
- Bahmani-Oskooee, M. and Saha, S. (2015). On the relation between stock prices and exchange rates: A review article. *Journal of Economic Studies*, 42(4), 707–732. <https://doi.org/10.1108/JES-03-2015-0043>
- Bahmani-Oskooee, M. and Saha, S. (2016a). Asymmetry cointegration between the value of the dollar and sectoral stock indices in the US. *International Review of Economics & Finance*, 46, 78–86. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2016.08.005>
- Bahmani-Oskooee, M. and Saha, S. (2016b). Do exchange rate changes have symmetric or asymmetric effects on stock prices? *Global Finance Journal*, 31, 57–72. <https://doi.org/10.1016/j.gfj.2016.06.005>
- Bahmani-Oskooee, M. and Saha, S. (2018). On the relation between exchange rates and stock prices: A non-linear ARDL approach and asymmetry analysis. *Journal of Economics and Finance*, 42, 112–137. <https://doi.org/10.1007/s12197-017-9388-8>
- Bahmani-Oskooee, M. and Sohrabian, A. (1992). Stock prices and the effective exchange rate of the dollar. *Applied Economics*, 24(4), 459–464. <https://doi.org/10.1080/00036849200000020>
- Bai, J. and Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, 66(1), 78. <https://doi.org/10.2307/2998540>
- Bai, J. and Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), 1–22. <https://doi.org/10.1002/JAE.659>
- Baldwin, R. (1988). Hysteresis in import prices: The Beachhead effect. *American Economic Review*, 78(4), 773–785. doi:10.3386/w2545
- Başçı, E. and Kara, H. (2011). Financial stability and monetary policy. *İktisat İşletme ve Finans*, 26(302), 9–25. <https://doi.org/10.3848/iif.2011.302.0925>
- Benli, M., Durmuşkaya, S. and Bayramoğlu, G. (2019). Asymmetric exchange rate pass-through and sectoral stock price indices: Evidence from Turkey. *International Journal of Business and Management*, 7(1), 25–47. <https://doi.org/10.20472/BM.2019.7.1.003>
- Bhutto, N.A. and Chang, B.H. (2019). The effect of the global financial crisis on the asymmetric relationship between exchange rate and stock prices. *High Frequency*, 2(3–4), 175–183. <https://doi.org/doi.org/10.1002/hf2.10033>
- Caporale, G.M., Hunter, J. and Ali, F.M. (2014). On the linkages between stock prices and exchange rates: Evidence from the banking crisis of 2007–2010. *International Review of Financial Analysis*, 33, 87–103. <https://doi.org/doi.org/10.1016/j.irfa.2013.12.005>
- Chkili, W. and Nguyen, D.K. (2014). Exchange rate movements and stock market returns in a regime-switching environment: Evidence for BRICS countries. *Research in International Business and Finance*, 31, 46–56. <https://doi.org/10.1016/J.RIBAF.2013.11.007>

- Diamandis, P.F. and Drakos, A.A. (2011). Financial liberalization, exchange rates and stock prices: Exogenous shocks in four Latin America countries. *Journal of Policy Modelling*, 33(3), 381–394. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2010.11.004>
- Durgun, F. and Temurlenk, M.S. (2021). The relationship between the exchange rates and stock returns in Turkey: MS-VAR approach. *Journal of Economics and Administrative Sciences*, 35(2), 551–576. <https://doi.org/10.16951/atauniiibd.789496>
- Fasanya, I.O. and Akinwale, O.A. (2022). Exchange rate shocks and sectoral stock returns in Nigeria: Do asymmetry and structural breaks matter? *Cogent Economics & Finance*, 10(1), 2045719. <https://doi.org/10.1080/23322039.2022.2045719>
- Fowowe, B. (2015). The relationship between stock prices and exchange rates in South Africa and Nigeria: Structural breaks analysis. *International Review of Applied Economics*, 29(1), 1–14. <https://doi.org/10.1080/02692171.2014.933786>
- Genç, A. and Öztürk, C. (2021). The relationship between stock prices and exchange rate in Turkey: Asymmetric causality and Markov regime switching approach. *Journal of Yasar University*, 16(62), 601–617. <https://doi.org/10.19168/jyasar.816375>
- Gokmenoglu, K., Eren, B.M. and Hesami, S. (2021). Exchange rates and stock markets in emerging economies: New evidence using the quantile on-quantile approach. *Quantitative Finance and Economics*, 5(1), 94–110. <https://doi.org/10.3934/QFE.2021005>
- Goldberg, P.K. (1995). Product differentiation and oligopoly in international markets: The case of the US automobile industry. *Econometrica*, 63(4), 891–951. <https://doi.org/10.2307/2171803>
- Granger, C.W., Huang, B.-N. and Yang, C.-W. (2000). A bivariate causality between stock prices and exchange rates: Evidence from recent Asian flu. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 40(3), 337–354. [https://doi.org/10.1016/S1062-9769\(00\)00042-9](https://doi.org/10.1016/S1062-9769(00)00042-9)
- Gregory, A.W. and Hansen, B.E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70(1), 99–126. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(96\)01685-7](https://doi.org/10.1016/0304-4076(96)01685-7)
- Griffin, J.M. and Stulz, R.M. (2001). International competition and exchange rate shocks: A cross-country industry analysis of stock returns. *The Review of Financial Studies*, 14(1), 215–241. <https://doi.org/10.1093/rfs/14.1.215>
- Houghton, A.Y. and Iglesias, E.M. (2017). Exchange rate movements, stock prices and volatility in the Caribbean and Latin America. *International Journal of Economics and Financial*, 7(2), 437–447. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/ijefi/>
- Hsu, C.-C., Yau, R. and Wu, J.-Y. (2009). Asymmetric exchange rate exposure and industry characteristics: Evidence from Japanese data. *Hitotsubashi Journal of Economics*, 50(1), 57–69. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- Karadağ, S. and Sekmen, T. (2021). Asymmetrical relationships between exchange rate and stock market in Turkey. *Bilge International Journal of Social Research*, 5(2), 100–110. <https://doi.org/10.47257/busad.1018719>
- Kassouri, Y. and Altıntaş, H. (2020). Threshold cointegration, nonlinearity, and frequency domain causality relationship between stock price and Turkish Lira. *Research in International Business and Finance*, 52, 10109. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2019.101097>
- Kaya, H. and Soybilgen, B. (2019). Evaluating the asymmetric effects of production, interest rate and exchange rate on the Turkish stock prices. *Ege Academic Review*, 19(2), 293–300. <https://doi.org/10.21121/eab.556344>
- Kejriwal, M. (2008). Cointegration with structural breaks: An application to the Feldstein-Horioka puzzle. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 12(1). <https://doi.org/10.2202/1558-3708.1467>
- Kejriwal, M. and Perron, P. (2010). Testing for multiple structural changes in cointegrated regression models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 28(4), 503–522. <https://doi.org/10.1198/jbes.2009.07220>
- Kılıç, E. and Naimoğlu, M. (2022). The relationship between exchange rate and BIST 100 in Turkey:

Asymmetric-time varying asymmetric causality analysis. *Karamanoglu Mehmetbey University Journal of Social and Economic Research*, 24(42), 1-11. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/kmusekad>

- Knetter, M.M. (1994). Is export price adjustment asymmetric?: Evaluating the market share and marketing bottlenecks hypotheses. *Journal of International Money and Finance*, 13(1), 55–70. [https://doi.org/10.1016/0261-5606\(94\)90024-8](https://doi.org/10.1016/0261-5606(94)90024-8)
- Koseoglu, S.D. and Cevik, E.I. (2013). Testing for causality in mean and variance between the stock market and the foreign exchange market: An application to the major Central and Eastern European countries. *Finance a Úvěr-Czech Journal of Economics and Finance*, 63(1), 65–87. Retrieved from <https://avesis.istanbul.edu.tr/>
- Koutmos, G. and Martin, A.D. (2003). Asymmetric exchange rate exposure: Theory and evidence. *Journal of International Money and Finance*, 22(3), 365–383. [https://doi.org/10.1016/S0261-5606\(03\)00012-3](https://doi.org/10.1016/S0261-5606(03)00012-3)
- Lean, H.H., Narayan, P. and Smyth, R. (2011). Exchange rate and stock price interaction in major Asian Markets: Evidence for individual countries and panels allowing for structural breaks. *The Singapore Economic Review (SER)*, World Scientific Publishing Co, 56(2), 255–277. <https://doi.org/10.1142/S0217590811004250>
- Lin, C.-H. (2012). The comovement between exchange rates and stock prices in the Asian emerging markets. *International Review of Economics & Finance*, 22(1), 161–172. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2011.09.006>
- Liu, J., Wu, S. and Zidek, J.V. (1997). On segmented multivariate regression. *Statistica Sinica*, 7(2), 497–525. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- Ljungqvist, L. (1994). Hysteresis in international trade: A general equilibrium analysis. *Journal of International Money and Finance*, 13(4), 387–399. [https://doi.org/10.1016/0261-5606\(94\)90045-0](https://doi.org/10.1016/0261-5606(94)90045-0)
- Lopcu, K., Dülger, F. and Burgaç, A. (2013). Relative productivity increases and the appreciation of the Turkish lira. *Economic Modelling*, 35, 614–621. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.08.005>
- Marston, R.C. (1990). Pricing to market in Japanese manufacturing. *Journal of International Economics*, 29(3–4), 217–236. [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(90\)90031-G](https://doi.org/10.1016/0022-1996(90)90031-G)
- Miller, K.D. and Reuer, J.J. (1998). Asymmetric corporate exposures to foreign exchange rate changes. *Strategic Management Journal*, 19(12), 1183–1191. Retrieved from <https://onlinelibrary.wiley.com/>
- Mishra, A.K. (2004). Stock market and foreign exchange market in India: Are they related? *South Asia Economic Journal*, 5(2), 209–232. <https://doi.org/10.1177/139156140400500202>
- Moore, T. and Wang, P. (2014). Dynamic linkage between real exchange rates and stock prices: Evidence from developed and emerging Asian markets. *International Review of Economics & Finance*, 29, 1–11. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2013.02.004>
- Ng, S. and Perron, P. (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69(6), 1519–1554. <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00256>
- Nguyen, V.-H. (2019). Dynamics between exchange rates and stock prices: Evidence from developed and emerging markets. *The International Journal of Business and Finance Research*, 13(1), 73–84. Retrieved from <https://papers.ssrn.com/>
- Nusair, S.A. and Al-khasawneh, J. (2022). On the relationship between Asian exchange rates and stock prices: A nonlinear analysis. *Economic Change and Restructuring*, 55(1), 361–400. <https://doi.org/10.1007/s10644-021-09318-8>
- Nusair, S.A. and Olson, D. (2022). Dynamic relationship between exchange rates and stock prices for the G7 countries: A nonlinear ARDL approach. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 78, 101541. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2022.101541>
- Özatay, F. (2011). The new monetary policy of the Central Bank: Two targets-three. *Iktisat Isletme ve Finans*, 26(302), 27–43. Retrieved from <http://iif.com.tr/>
- Özatay, F. (2012). An exploration into new monetary policy. *Iktisat Isletme ve Finans*, 27(315), 51–75.

Retrieved from <http://iif.com.tr/>

- Pan, M.-S., Fok, R.C.-W. and Liu, Y.A. (2007). Dynamic linkages between exchange rates and stock prices: Evidence from East Asian markets. *International Review of Economics & Finance*, 16(4), 503–520. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2005.09.003>
- Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Phylaktis, K. and Ravazzolo, F. (2005). Stock prices and exchange rate dynamics. *Journal of International Money and Finance*, 24(7), 1031–1053. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2005.08.001>
- Rahman, M.L. and Uddin, J. (2009). Dynamic relationship between stock prices and exchange rates: Evidence from three South Asian countries. *International Business Research*, 2(2), 167–174. Retrieved from www.ccsenet.org/journal.html
- Sertkaya, B. and Songur, M. (2021). Türkiye’de hisse senedi fiyatları ile reel döviz kuru arasındaki ilişki: Simetrik ve asimetrik nedensellik analizi. *Academic Review of Economics and Administrative Sciences*, 14(2), 396–412. <https://doi.org/10.25287/ohuiibf.703751>
- Sheikh, U.A., Tabash, M.I. and Asad, M. (2020). Global financial crisis in effecting asymmetrical co-integration between exchange rate and stock indexes of South Asian Region: Application of panel data NARDL and ARDL modelling approach with asymmetrical Granger causality. *Cogent Business & Management*, 7(1), 1843309. <https://doi.org/10.1080/23311975.2020.1843309>
- Shin, Y., Yu, B. and Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In R.C. Sickles and W.C. Horrace (Eds.), *Festschrift in honor of Peter Schmidt* (pp. 281–314). https://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3_9
- Siew-pong, C., Thian-hee, Y., Cheong-fatt, N. and Chuan-chew, F. (2021). Revisiting the relation between stock price and exchange rate - An asymmetric panel ARDL analysis. *Economics Bulletin*, 41(4), 2517–2528. Retrieved from <https://www.accessecon.com/>
- Stavárek, D. (2005). Stock prices and exchange rates in the EU and the USA: Evidence of their mutual interactions. *Czech Journal of Economics and Finance (Finance a Uver)*, 55(3–4), 141–161. <https://doi.org/10.2139/ssrn.671681>
- Sui, L. and Sun, L. (2016). Spillover effects between exchange rates and stock prices: Evidence from BRICS around the recent global financial crisis. *Research in International Business and Finance*, 36, 459–471. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2015.10.011>
- Tarakçı, D., Ölmez, F. and Durusu-Çiftçi, D. (2022). Exchange rate volatility and export in Turkey: Does the nexus vary across the type of commodity? *Central Bank Review*, 22(2), 77–89. <https://doi.org/10.1016/J.CBREV.2022.05.001>
- Tiryaki, A., Ceylan, R. and Erdoğan, L. (2019). Asymmetric effects of industrial production, money supply and exchange rate changes on stock returns in Turkey. *Applied Economics*, 51(20), 2143–2154. <https://doi.org/10.1080/00036846.2018.1540850>
- Tsai, I.-C. (2012). The relationship between stock price index and exchange rate in Asian markets: A quantile regression approach. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 22(3), 609–621. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2012.04.005>
- Ürkmez, E. and Karataş, T. (2017). Determining of the dynamic relationship between Borsa Istanbul 100 Index and exchange rates. *International Journal of Social Sciences Academic Researches*, 5(45), 393–409. Retrieved from <https://asosjournal.com/>
- Yao, Y.-C. (1988). Estimating the number of change-points via Schwarz’ criterion. *Statistics & Probability Letters*, 6(3), 181–189. [https://doi.org/10.1016/0167-7152\(88\)90118-6](https://doi.org/10.1016/0167-7152(88)90118-6)
- Yıldırım, G. and Adalı, Z. (2018). Linear and non-linear causality tests of stock price and real exchange rate interactions in Turkey. *Fiscaoconomia*, 2(1), 99–118. <https://doi.org/10.25295/fsecon.370719>
- Zeren, F. and Koç, M. (2016). Time varying causality between stock market and exchange rate: Evidence from Turkey, Japan and England. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 29(1), 696–705. <https://doi.org/10.1080/1331677X.2016.1193950>

Appendix I

Table A. Long-Run and Short-Run Dynamics of NARDL

Variables	Long-Run Dynamics	Variables	Short-Run Dynamics
Constant	0.43 [4.19]***	Δsp_{t-1}	-0.22 [-3.42]***
$D_{2020:03}$	-0.17 [-2.76]***	Δsp_{t-5}	0.17 [3.17]***
sp_{t-1}	-0.08 [-3.63]***	Δsp_{t-6}	0.11 [2.01]**
exc^-	-0.03 [-0.80]	Δsp_{t-12}	-0.12 [-2.13]**
exc^+	0.03 [2.15]**	Δexc^-	-0.78 [-2.41]***
		Δexc^-_{t-1}	0.81 [2.83]***
		Δexc^+	-0.96 [-5.55]***
		Δexc^+_{t-2}	-0.42 [0.01]

Note: Values in square brackets are t-statistics. Significance levels: (*), (**) and (***) denote 10%, 5% and 1% level, respectively.

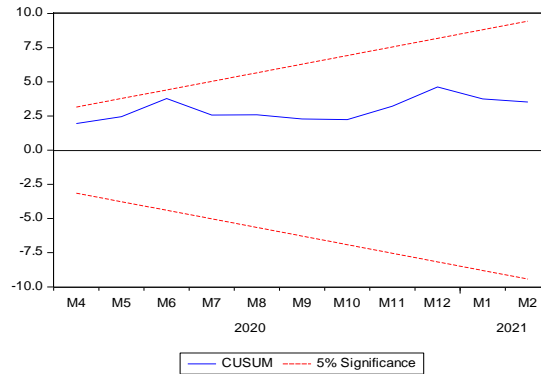
Table B. Long-Run and Short-Run Dynamics of NARDL Model With Structural Breaks

Variables	Long-Run Dynamics	Variables	Short-Run Dynamics
Constant ₁	2.3597 [9.7136] ***	Δsp_{t-2}	0.2568 [4.6201]***
Constant ₂	3.5331 [9.8426] ***	Δsp_{t-5}	0.2640 [5.1543]***
Constant ₃	2.9868 [10.7845] ***	Δsp_{t-6}	0.1600 [3.0947] ***
Constant ₄	4.6408 [8.2147] ***	Δsp_{t-7}	0.1300 [2.5811]**
Constant ₅	3.3668 [8.4026] ***	Δsp_{t-12}	-0.0878 [-1.8601]*
Trend ₁	0.0334 [9.3869] ***	$\Delta exc^-_{1,t-6}$	-1.1265 [-2.5098]**
Trend ₂	0.0084 [3.1202] ***	$\Delta exc^+_{1,t}$	-1.4866 [-3.3196] ***
Trend ₃	0.0154 [6.7952] ***	$\Delta exc^+_{1,t-1}$	1.3778 [2.9172]***
Trend ₄	0.0039 [1.6047]	$\Delta exc^+_{1,t-4}$	1.3976 [3.3057]***
Trend ₅	0.0116 [4.0302] ***	$\Delta exc^+_{1,t-7}$	0.6468 [1.8641]*
sp_{t-1}	-0.5588 [-9.9323] ***	Δexc^-_2	-1.0367 [-1.8960]*
$exc^-_{1,t-1}$	0.2852 [1.4895]	$\Delta exc^-_{2,t-2}$	-2.2192 [-3.6663]***
$exc^+_{1,t-1}$	-0.8447 [-3.6755]***	$\Delta exc^-_{2,t-5}$	-1.1195 [-2.3096]**
$exc^-_{2,t-1}$	0.7468 [3.3964] ***	$\Delta exc^-_{2,t-6}$	-2.7940 [-4.5807]***
$exc^+_{2,t-1}$	-0.2866 [-1.6804] *	$\Delta exc^-_{2,t-7}$	-1.2411 [-2.3773]**
$exc^-_{3,t-1}$	-0.3777 [-1.7773] *	$\Delta exc^-_{2,t-9}$	-1.0118 [-1.9142]*
$exc^+_{3,t-1}$	-1.1052 [-5.3481]***	$\Delta exc^-_{2,t-10}$	-2.8888 [-3.7594]***
$exc^-_{4,t-1}$	0.8290 [2.8469] ***	Δexc^+_2	-1.5179 [-8.6363]***
$exc^+_{4,t-1}$	-0.1413 [-0.8131]	$\Delta exc^+_{2,t-4}$	-0.8904 [-2.5364]**
$exc^-_{5,t-1}$	0.9802 [4.3693] ***	$\Delta exc^+_{2,t-8}$	-1.6006 [-5.0871]***
$exc^+_{5,t-1}$	-0.0281 [-0.2261]	$\Delta exc^+_{2,t-12}$	-1.3297 [-4.3055]***
		Δexc^+_3	-2.2497 [-4.9217]***
		$\Delta exc^+_{4,t-4}$	-0.7960 [-2.1529]**
		$\Delta exc^+_{4,t-12}$	0.7577 [-2.1252]**
		Δexc^+_5	-0.4781 [-2.1258] **
		$\Delta exc^+_{5,t-2}$	-0.7881 [-2.7949] ***

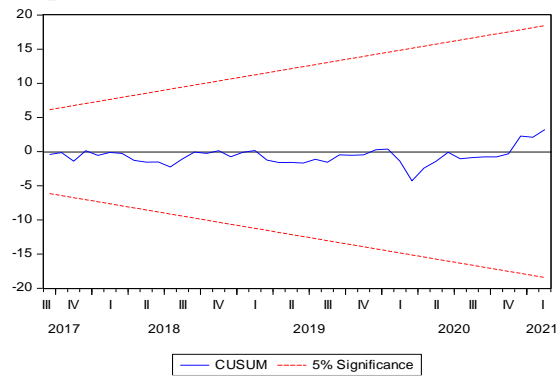
Note: Values in square brackets are t-statistics. Significance levels: (*), (**) and (***) denote 10%, 5% and 1% level, respectively.

Appendix II

Graph A: CUSUM Test



Graph B: CUSUM Test



Appendix III**Table C. The Selected Empirical Studies on the Relationship Between Exchange Rate and stock Price**

Authors	Countries	Data	Variables	Methods	Results
Pan et al. (2007)	7 East Asian countries	1988-1998	SP, NER	Johansen cointegration Granger causality	Mixed results
Lin (2012)	6 Asian emerging countries	1986-2010	SP, NER, IR, FR	ARDL cointegration Granger causality	Cointegration Causality
Koseoglu and Cevik (2013)	3 Eastern European countries and Türkiye	2002-2011	SP NER	Hong two step causality	Causality
Fowowe (2015)	South Africa, Nigeria	2003-2013	SP, NER, LSE	Johansen cointegration Gregory- Hansen cointegration Dolado and Lutkepohl (1996) causality	Mixed cointegration results Causality
Sui and Sun (2016)	BRICS countries		SP, NER IRD	ARDL cointegration VAR	Cointegration Causality
Nguyen (2019)	3 advanced and 3 emerging countries	2007-2013	SP, USP NER	Johansen cointegration Granger causality	Cointegration Mixed causality
Ürkmez and Karataş (2017)	Türkiye	2002-2015	BIST 100 NER (USD, EURO)	Gregory-Hansen cointegration Granger causality	No cointegration Mixed causality
Bahmani-Oskooee and Saha (2015)	USA	1973-2014	S & P 500, NEER, IPI, CPI, M2	ARDL cointegration NARDL cointegration	Asymmetric cointegration
Bahmani-Oskooee and Saha (2016a)	USA	1973-2015	SSP (11 sector), NEER, IPI, CPI, M2	ARDL cointegration NARDL cointegration	Asymmetric cointegration
Bahmani-Oskooee and Saha (2016b)	9 countries including emerging and advanced	1994-2014	SSP (11 sector), NEER, IPI, CPI, M2	ARDL cointegration NARDL cointegration	Mixed symmetric cointegration Asymmetric cointegration
Zeren and Koç (2016)	Türkiye, Japan and England	1990-2013	SP, RER	Time varying causality	Causality
Bahmani-Oskooee and Saha (2018)	24 countries including emerging and advanced	1984-2014	SP, NEER	ARDL cointegration NARDL cointegration	Asymmetric cointegration

Table C. Continue

Gokmenoglu et al. (2021)	10 emerging countries	1994-2009	SP REER	Quantile Quantile regression	Asymmetric relation
Bhutto and Chang (2019)	China	1995-2017	SP, REER, CPI, IR	ARDL cointegration NARDL cointegration Bai and Perron structural break test	Asymmetric cointegration
Adekoya (2020)	Nigeria	1997-2018	SP, NER	ARDL cointegration with structural breaks NARDL cointegration with structural breaks	Asymmetric cointegration
Sheikh et al. (2020)	4 South Asian countries	2000-2020	SP, NER	Panel ARDL cointegration Panel NARDL cointegration Hatemi-J panel nonlinear causality	Asymmetric cointegration and causality
Siew-pong et al. (2021)	ASEAN-5 countries 9 ASEAN countries	1998-2017	SP, REER, IPI, M2	Panel ARDL cointegration Panel NARDL cointegration	Asymmetric cointegration
Nusair and Al-khasawneh (2022)	including emerging and advanced	1973-2009	SP, NEER	Bai and Perron structural break test ARDL cointegration NARDL cointegration	Symmetric and asymmetric cointegration
Nusair and Olson (2022)	G-7 countries	1973-2020	SP, NEER	Bai and Perron structural break test ARDL cointegration NARDL cointegration Granger causality ARDL cointegration	Asymmetric cointegration Causality
Fasanya and Akinwale (2022)	Nigeria	2007-2018	SSP, NER, IPI, CPI, M2	NARDL cointegration NARDL cointegration with structural breaks Granger causality	Mixed results
Yıldırım and Adalı (2018)	Türkiye	2005-2017	BIST 100, RER	Toda Yamamoto causality Diks and Panchenko nonlinear causality	Symmetric and asymmetric causality

Table C. Continue

Akdağ and Yıldırım (2019)	Türkiye	2000-2018	BIST Industry BIST Finance NER	Granger causality Hatemi-J (2012) asymmetric causality	Symmetric and asymmetric causality
Benli et al. (2019)	Türkiye	2003-2016	BIST 100, BIST 30, SSP, NEER, IPI, CPI, M2	NARDL	Mixed results
Tiryaki et al. (2019)	Türkiye	1994-2017	BIST 100, REER, IPI, M3	NARDL cointegration	Asymmetric cointegration
Kaya and Soybilgen (2019)	Türkiye	2003-2017	BIST 100, NER, IPI, IR	ARDL cointegration NARDL cointegration	Asymmetric cointegration
Kassouri and Altıntaş (2020)	Türkiye	2003-2018	SP, REER, NER, IPI, M3, IR	Threshold cointegration Frequency domain causality NARDL cointegration Granger causality	Asymmetric cointegration
Durgun and Temurlenk (2021)	Türkiye	2003-2019	BIST 100, NER	Diks-Panchenko nonlinear causality MS VAR MS-Granger causality	Nonlinear relation Nonlinear causality
Genç and Öztürk (2021)	Türkiye	2009-2020	BIST 100, REER	Markov Regime Switching Model Hatemi-J (2012) asymmetric causality	Asymmetric relation Asymmetric causality
Karadağ and Sekmen (2021)	Türkiye	2002-2020	BIST 100, SSP, NER, REER	Hacker ve Hatemi-J (2012) causality Hatemi-J (2012) asymmetric causality	Symmetric and asymmetric causality
Sertkaya and Songur (2021)	Türkiye	1996-2018	BIST 100, REER	Hatemi-J ve Irandoust asymmetric cointegration Johansen cointegration Hacker and Hatemi-J causality Hatemi-J asymmetric causality	Asymmetric cointegration Mixed causality results
Kılıç and Naimoğlu (2022)	Türkiye	1990-2021	BIST 100, NER	Hatemi-J asymmetric causality Time-varying asymmetric causality	Asymmetric causality

Note: CPI: Consumer price index, GDP: Gross Domestic Product, IPI: Industrial production index, IR: interest rate, NER: Nominal exchange rate, NEER: Nominal effective exchange rate, SP: Stock prices, SSP: Sectoral stock prices, REER: Real effective exchange rate, RER: Real exchange rate.

THE CAUSALITY RELATIONSHIP BETWEEN CREDIT DEFAULT SWAPS (CDS) AND PORTFOLIO INVESTMENTS: THE CASE OF TÜRKİYE

Kredi Temerrüt Takasları (CDS) ile Portfolyo Yatırımları Arasındaki Nedensellik
İliřkisi: Türkiye Örneđi

Asiye KÜÇÜKOSMAN*^{ID} & Sümeyye UZUN^{**}^{ID}

Abstract

This study examines the causality relationship between portfolio investments and credit default swaps (CDS) in Türkiye. Analysing the dynamics between portfolio investments and CDS premiums, two important variables for financial markets is critical to understanding how risk perception and investment decisions are affected. While portfolio investments are generally considered an indicator of the confidence of foreign investors in the country's economy, CDS premiums are an important risk measure that reflects the country's debt risk and the risk perception of market participants. In this context, examining the relationships between the two variables contributes to the understanding of the effects of investor behavior and risk perception on macroeconomic indicators in financial markets. In the study, the Granger causality test was applied using data from the period 2014Q1-2024Q1. The results obtained show that CDS premiums have a significant and unidirectional causal effect on portfolio investments. Increases in CDS premiums increase investors' risk perception and lead to a decrease in portfolio investments. On the other hand, no causal effect of portfolio investments on CDS premiums was found. These findings emphasize the importance of risk management in terms of portfolio investments in Türkiye and reveal that CDS premiums play a role in investor decisions.

Keywords:

Credit Default
Swaps, Portfolio
Investments,
Granger Causality
Test.

JEL Codes:

G11, D81, C10

Anahtar

Kelimeler:

Kredi Temerrüt
Swapları,
Portföy Yatırımları,
Granger
Nedensellik Testi.

JEL Kodları:

G11, D81, C10

Öz

Bu alıřma, Türkiye'deki portföy yatırımları ile kredi temerrüt takasları (CDS) arasındaki nedensellik iliřkisini incelemektedir. Finansal piyasalar için önemli iki deđişken olan portföy yatırımları ve CDS primleri arasındaki dinamiklerin analiz edilmesi, risk algısının ve yatırım kararlarının nasıl etkilendiđini anlamak açısından kritik öneme sahiptir. Portföy yatırımları, genellikle yabancı yatırımcıların ülke ekonomisine duyduđu güvenin bir göstergesi olarak kabul edilirken, CDS primleri ise ülkenin borçlanma riskini ve piyasa katılımcılarının risk algısını yansıtan önemli bir risk ölçütüdür. Bu bağlamda, iki deđişken arasındaki iliřkilerin incelenmesi, finansal piyasalarda yatırımcı davranışlarının ve risk algısının makroekonomik göstergeler üzerindeki etkilerinin anlaşılmasına katkı sağlamaktadır. alıřmada, 2014Q1-2024Q1 dönemine ait veriler kullanılarak Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Elde edilen sonuçlar, CDS primlerinin portföy yatırımları üzerinde anlamlı ve tek yönlü bir nedensellik etkisi olduđunu göstermektedir. CDS primlerindeki artışlar, yatırımcıların risk algısını yükselterek portföy yatırımlarında azalmaya yol açmaktadır. Buna karşın, portföy yatırımlarının CDS primleri üzerinde herhangi bir nedensellik etkisi bulunmamıştır. Bu bulgular, Türkiye'de portföy yatırımları açısından risk yönetiminin önemini vurgulamakta ve CDS primlerinin yatırımcı kararlarında rol oynadıđını ortaya koymaktadır.

* Lect. Dr., Gümüşhane University, İrfan Can Kose Vocational School, Department of Law, Türkiye, asiye.kucukosman@gumushane.edu.tr

** Res. Asst., Ondokuz Mayıs University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of International Trade and Logistics, Türkiye, sumeyye.uzun@omu.edu.tr

Received Date (Makale Geliř Tarihi): 19.08.2024 Accepted Date (Makale Kabul Tarihi): 26.09.2024

This article is licensed under Creative Commons Attribution 4.0 International License.



1. Introduction

The global economy has witnessed radical transformations in the structure of financial markets and investments, along with the rapid changes experienced in the last few decades. Investors are reshaping their risk management strategies in response to the increasing speed and diversity of international capital flows. In this regard, financial instruments such as portfolio investments and CDS play a critical role in investment decisions and market stability. While portfolio investments have become an important tool in global investors' search for a risk-return balance, CDS premiums have increased their importance in the international financial system as an indicator of countries' credit risk. On a global scale, especially in emerging markets, CDS premiums stand out as a factor that directly affects investors' risk perceptions and directs capital movements.

While the integration of financial markets and the liberalization of capital flows around the world offer significant opportunities in ensuring the economic stability of developing countries, they have also brought about serious risks. Financial volatility in these countries can shake investors' confidence and lead to capital outflows. In this context, CDS premiums are used as a critical tool for measuring country risk and detecting potential economic crises in advance. In this regard, the relationship between portfolio investments and CDS premiums emerges as an important research area for understanding global financial stability.

Türkiye continues to be an attractive target for global investors with its strategic geographical location, dynamic economy, and emerging market structure. However, increasing geopolitical risks, macroeconomic uncertainties and domestic political fluctuations in recent years have caused significant volatility in Türkiye's financial markets. This volatility has affected investors' risk perception and led to significant fluctuations in portfolio investments. Türkiye's credit risk and the effects of this risk on financial markets are particularly notable with the recent increase in CDS premiums. This situation necessitates a more in-depth examination of the relationship between portfolio investments and CDS premiums in Türkiye.

The aim of this study is to investigate the causality relationship between portfolio investments and CDS premiums in Türkiye. For this purpose, the study first examines the relevant literature review and the existing theoretical and empirical findings on the relationship between portfolio investments and CDS premiums. There are findings in the literature that CDS premiums reflect investors' risk perception and that this perception can affect capital flows. However, the effect of portfolio investments on CDS premiums has been addressed more limitedly in the literature, and there is a need for a comprehensive analysis in this area. Following the theoretical information and literature review provided in the first section of the study, the relationship between portfolio investments and CDS premiums is examined graphically and comparatively using data specific to Türkiye. This examination provides a visual assessment of the relationship between both variables, revealing the change in investor behavior and risk perception over time. The graphical analysis reveals the tendency of portfolio investments and CDS premiums to move together and potential causal relationships. The method used in the study focuses on determining the dynamic relationships between these two variables with the Granger causality test. The Granger causality test is a frequently used econometric method in revealing the causal relationships between time series. In the study, the causality relationship between portfolio investments and CDS premiums was examined using quarterly data for the period 2014Q1-2024Q1. The reason for choosing this method is the effectiveness of the Granger causality test in

determining whether a time series can predict the future values of another time series. The test results reveal the direction and strength of the causality relationship between the two variables, thus providing a clearer understanding of the relationship between portfolio investments and CDS premiums for Türkiye. As a result, this study provides important contributions both theoretically and practically. Theoretically, a better understanding of the relationship between portfolio investments and CDS premiums can shed light on investors' decision-making processes. In practice, it allows policy makers to develop strategic recommendations for risk management and ensuring financial stability. At the end of the study, various policy recommendations are presented to support financial stability in Türkiye. These recommendations aim to reduce vulnerabilities in Türkiye's financial markets and increase investor confidence.

2. Conceptual Framework

Portfolio investments allow investors to invest in securities such as bonds and stocks in other countries to gain profit by assuming various risks (exchange rate risk, political risk, commercial risk, etc.). In this case, risk diversification is considered important as it provides high returns (Yıldırım and Sakızcı, 2019: 2780). Investors need to monitor the macroeconomic indicators of the countries in which they will invest to know their risk status. One of the most widely used macroeconomic indicators for monitoring country risk is credit rating. The ratings assigned to countries by international rating agencies such as Moody's, Standard & Poor's, and Fitch are an important indicator of the risks that investors will face if they invest in these countries. However, the bankruptcies of banks that were given high credit ratings by credit rating agencies prior to the 2008 global financial crisis undermined the credibility of credit rating agencies. This has increased the importance of CDS in analyzing the macroeconomic situation of countries. Today, most portfolio investors still consider the ratings assigned by credit rating agencies when making investment decisions, but they also consider CDS in their country risk analyses.

2.1. Credit Default Swaps (CDS)

The development of financial markets in the 1990s led to the emergence of new methods to hedge or minimize credit risk, which refers to the possibility of non-repayment of debt. One of the most widely used financial instruments among these methods is credit derivatives. Credit derivatives are financial assets that allow the transfer of credit risk to a third party without the financial asset with credit risk changing hands. One of the financial instruments with the highest trading volume among credit derivatives is CDS (Kunt and Taş, 2009: 80). CDS are, broadly speaking, insurance contracts to hedge financial risks. CDS is a financial instrument that hedges the risk of default of the financial asset subject to the contract. The parties involved in CDS and their operation mechanism are given in Figure 1 (Brandon and Fernandez, 2005: 8):

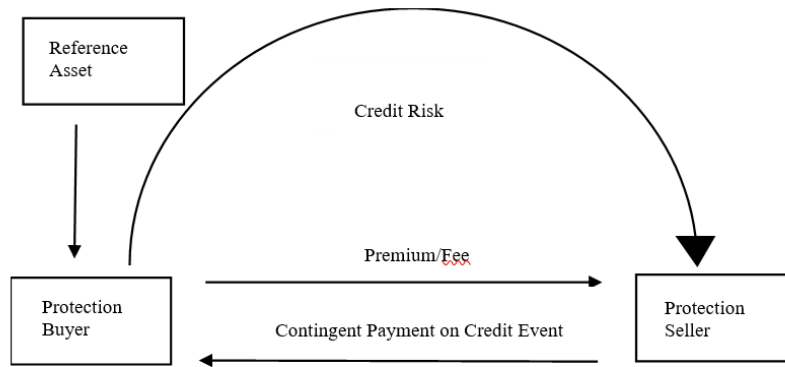


Figure 1. Operation Mechanism of CDS

Source: Brandon and Fernandez, 2005: 8.

There are two parties to CDS: the protection buyer and the protection seller. The protection buyer is obliged to pay pre-determined premiums periodically until the contract matures or defaults. The protection seller, on the other hand, assumes the risk that arises when the security subject to the contract defaults or the debtor fails to pay its debt or goes bankrupt (Weistroffer, 2009: 4). In short, the protection seller minimizes its financial risk by transferring the risk of non-payment of its receivable to the protection buyer. However, in the occurrence of a credit event specified in the contract (default, bankruptcy, etc.), the protection seller has to pay the protection buyer all or part of the debt under the CDS contract.

CDS have many advantages, such as being the most liquid assets among credit derivatives, not having the distortions caused by certain covenants in bonds (early call, etc.), directly reflecting the effect of interest rates in credit risk analysis, and allowing direct comparison of default risk across countries (Cossin and Jung, 2005: 5). Due to these advantages, CDS have found their place in the literature as an important macroeconomic indicator used to monitor country risk, which refers to the probability of a country not being able to fulfill its obligations. The theoretical positive correlation between country risk and CDS premiums allows the estimation of country risk by analyzing the country CDS.

CDS can be issued by countries, as well as by institutions such as companies and banks. While the CDS issued by institutions are based on their credits, bonds, bills, etc., the country CDS are issued with reference to the government bonds and Eurobonds of the country (Görmüş and Aksoylu, 2017: 204). On the other hand, CDS are financial instruments that can be used not only for hedging purposes but also for arbitrage and speculation. Through the CDS they purchase, financial institutions such as banks both transfer their risks to other persons or institutions and provide security for themselves at a lower cost than methods such as portfolio diversification, credit sales, or securitization. CDS can also be used to simply trade different asset portfolios when they are expected to be mispriced or move in a certain direction. This is considered a factor that increases the liquidity of the CDS market (Sevil and Ünkaracalar, 2020: 287-288).

Figure 2 was prepared to compare 5-year CDS premiums of countries around the world regionally. CDS premiums represent the amount investors pay as insurance against the risk of a country not being able to repay its debts. High CDS premiums indicate that a country has a high credit risk and may have difficulty repaying its debts, while low CDS premiums indicate more reliable and economically stable countries.

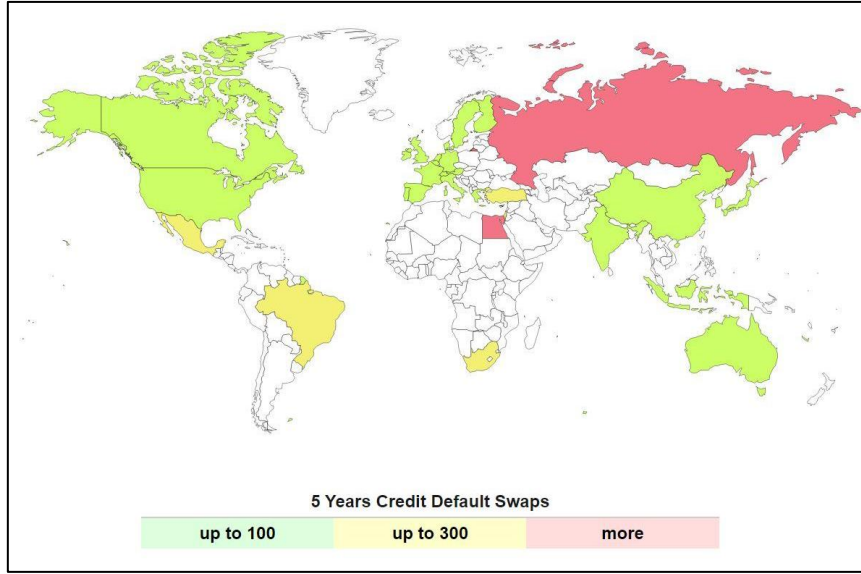
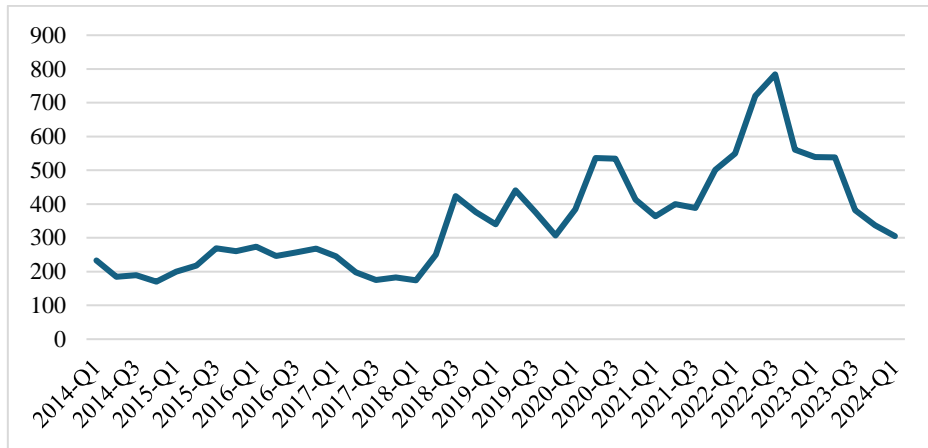


Figure 2. 5-Year CDS Premiums
Source: worldgovernmentbonds (2023)

According to Figure 2, countries shown in green on the map have CDS premiums below 100 basis points (i.e. 1%). These countries include countries with strong and stable economies such as the USA and Canada in North America, and Germany, France, and the United Kingdom in Western Europe. Low CDS premiums in these countries indicate that investors have a low-risk perception towards these countries, meaning that they provide strong assurance in repaying their debts. Countries shown in yellow are countries with CDS premiums between 100 and 300 basis points. This category includes countries with medium credit risk, and Türkiye is in this group. Türkiye's CDS premium has exceeded 100 basis points but not 300 basis points. This situation shows that Türkiye is facing economic instability and uncertainty, but it has not yet entered the high-risk group. Countries shown in red have CDS premiums above 300 basis points, and these countries are high-risk regions. Countries such as Russia are included in this category on the map. High CDS premiums in these countries reflect that investors have serious concerns about these countries and see significant risks in repaying their debts.

Graph 1 shows the quarterly changes in Türkiye's CDS premiums from the first quarter of 2014 to the first quarter of 2024. According to Graph 1, CDS premiums generally ranged between 200 and 400 basis points between 2014 and 2018, but a significant upward trend was observed starting from the third quarter of 2018 and reached approximately 600 basis points in the third quarter of 2020. Although CDS premiums fluctuated in 2021 and 2022, they generally remained at high levels and peaked at over 800 basis points in the third quarter of 2022. A gradual decline is observed in CDS premiums as of 2023 and it is observed that they have decreased to approximately 300 basis points in the first quarter of 2024. This decline can be associated with the improvement in global market conditions, economic policies implemented in Türkiye and improvements in country risk perception.



Graph 1. Quarterly Change in Türkiye's CDS Premiums (2014Q1 - 2024Q1)

2.2. Portfolio Investments

International investments are generally analyzed under two groups: foreign direct investments (FDIs) and portfolio investments. FDIs refer to investments made by firms from one country in another country, either by establishing a new facility or purchasing an existing facility for production and other purposes. Portfolio investments, on the other hand, are international investments made through the purchase of foreign securities (bonds, stocks, etc.) (Seyidoğlu, 2016: 95). In other words, portfolio investments are defined as cross-border transactions and positions involving securities such as debt or equity securities, other than those included in FDIs (IMF, 2009: 110). Within the framework of these explanations, it can be said that portfolio investments provide investors with the opportunity to earn income by assuming various risks (exchange rate risk, political risk, commercial risk, etc.).

Portfolio investments are an important economic factor for most countries, regardless of their level of development, and countries implement various policies to attract these investments. Behind the policies implemented by countries to attract portfolio investments are the benefits these investments offer.

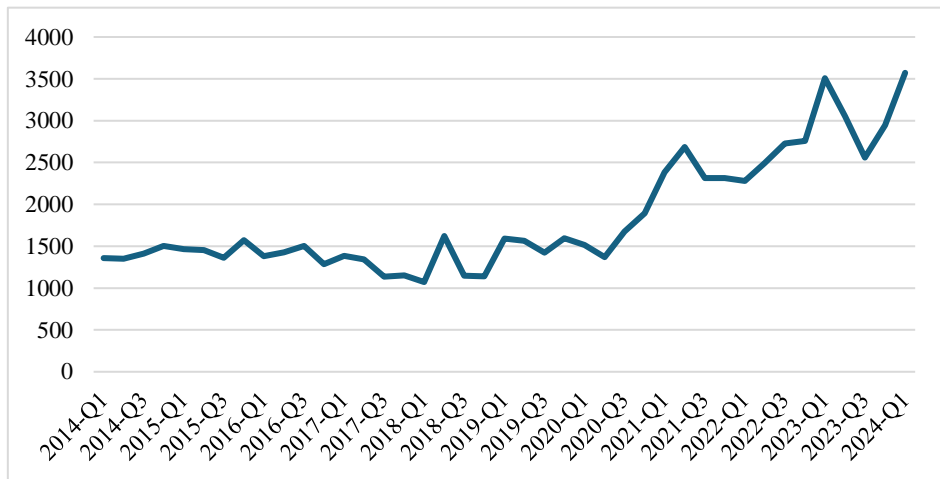
Portfolio investments offer several benefits to the countries they go to. These include providing a source of finance for the country, which is particularly important for nations with limited financial resources. They also help in increasing the investment rate in countries with low domestic savings, ensuring that these economies can grow despite internal financial constraints (Pal, 2010: 3; Shanab, 2017: 1470). Additionally, portfolio investments are crucial in enabling countries experiencing foreign exchange shortages to overcome the foreign exchange bottleneck, thereby stabilizing their economies. Another significant advantage is reducing the cost of financing by increasing the price-to-earnings ratio, making it cheaper for businesses and governments to access funds. Lastly, portfolio investments contribute to increasing liquidity by deepening financial markets, which enhances the efficiency and resilience of financial systems.

While portfolio investments provide the above-mentioned benefits to invested (host) countries, they also cause various disadvantages for them. The first disadvantage is undermining the independence of the host country's economic policy. Countries dependent on foreign investments have to implement policies aimed at retaining these investments in the country or attracting new ones (e.g., contractionary monetary policy). Also, the high liquidity of portfolio

investments increases the risk of these investments leaving the country (repatriation). This may increase the vulnerability of the host country and lead to a financial crisis (Esen, 1998: 62-63). However, despite these risks, portfolio investments play an important role in growth and development, especially in developing countries.

For portfolio investments to enter a country or be effective within the country, certain conditions must be met. If these conditions are not met, investments will flow to other countries. In this context, the factors affecting portfolio investments include the integration of domestic markets with foreign markets (liberalization of financial markets), stock market performance, economic growth, exchange rate, country risk, global liquidity, and interest rates. While there is an inverse relationship between country risk and portfolio investments, the direction of the relationship between other factors and portfolio investments is considered positive (Őenol and Selahattin, 2018: 3-6).

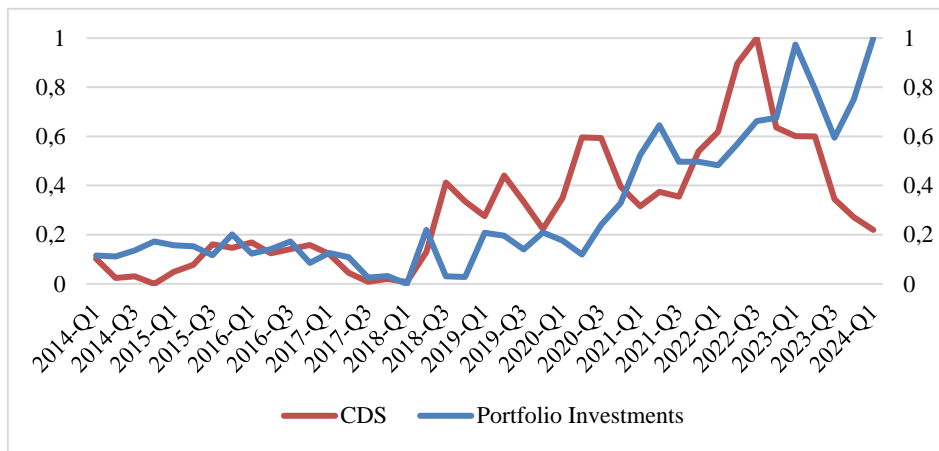
Graph 2 shows the quarterly change in portfolio investments in Trkiye in million US dollars from the first quarter of 2014 to the first quarter of 2024. According to Graph 2, it is observed that portfolio investments generally remained at a relatively constant level between 1 and 1.5 billion dollars with minor fluctuations between 2014 and 2018. A significant upward trend started at the end of 2019 and continued until the end of 2021. This increase can be considered to be related to global financial conditions and expectations regarding the Turkish economy. While fluctuations in portfolio investments increased from 2022 onwards, the general trend continued to increase and reached its highest level at approximately 3.5 billion dollars in the first quarter of 2024. Sudden increases and decreases in investments can reflect the effects of economic factors such as global market conditions, Trkiye's risk premium, changes in exchange rates, and interest rates. The increase observed especially after 2020 indicates the recovery after the 2019 Covid-19 pandemic and the increasing interest in emerging markets, while the reason for the recent high volatility can be evaluated as the increasing perception of uncertainty among investors regarding the Turkish economy or the frequent changes in short-term positions.



Graph 2. Quarterly Change in Portfolio Investments in Trkiye (2014Q1 - 2024Q1, Million USD)

2.3. Graphical Analysis of the Relationship between Portfolio Investments and CDS

Under this heading, the relationship between CDS and portfolio investments is examined graphically for Türkiye. The statistical normalization method was applied to the CDS and portfolio investment data for the 2014Q1 and 2024Q1 periods. This method, which is used especially to eliminate scale differences, brings together variables with different variables or features, different scales, or units on a common scale. Thus, comparisons can be made between data with different measurement units. These data, which are shown between 0 and 1, are shown without changing their qualities and importance levels. In this context, the statistical normalization method was applied to CDS and portfolio investment variables and both variables are shown on the same graph in Graph 3 in order to make a more accurate comparison.



Graph 3. Graphical Analysis of the Relationship between Portfolio Investments and CDS-Türkiye

As seen in Graph 3, portfolio investments show fluctuations over time. These fluctuations may be affected by factors such as investor confidence, market conditions, economic policies and global economic developments. There is an increase in portfolio investments from 2014-Q4 to 2015-Q1. This increase may be an indicator of positive expectations in the economy. There are some fluctuations after 2015-Q1. Such fluctuations may generally indicate market uncertainties or changes in risk perception. On the other hand, it is observed in the chart that CDS premiums also show fluctuations. There is a sharp decrease in CDS premiums especially in 2014-Q4, which indicates that investors have more confidence in the country's debt repayment ability during that period. There are some increases in CDS premiums after 2014-Q4, which may indicate that risk perception has increased and investors' concerns about debt repayment risk have increased. When the relationship between CDS and portfolio investments is examined holistically, portfolio investments generally increase when CDS premiums are low. This may mean that investors invest more in periods when they trust the country's economic stability and see low debt risk. Similarly, when CDS premiums increase, there are also periods when portfolio investments tend to decrease. This indicates that investors act more cautiously and reduce their investments in periods when they think debt risk is increasing. The significant changes observed in portfolio investments and CDS premiums in 2014-Q4 can be explained by specific economic events or policy changes experienced during that period. For example, economic reforms, monetary policy changes or

international agreements may cause such fluctuations. It is observed that there is a relationship between CDS and portfolio investments, when Graph 3 is taken into consideration.

3. Literature Summary

The first study on CDS was conducted by Duffie (1999), followed by Hull and White (2000), Hull and White (2001), and Skinner & Townend (2002). These studies are regarded as the pioneers of other studies on CDS (Kunt and Tař, 2009: 80). In the subsequent years, CDS gained significant prominence in the economics literature, both due to their increasing weight in financial markets and as a crucial indicator in the risk analysis of countries. A summary of the studies in the literature is given in Table 1. While the first part of the table includes the studies examining the relationship between CDS and other variables, the second part covers the studies on the relationship between CDS and portfolio investments.

Table 1. Literature Summary

Studies on the Relationship between CDS and Other Macroeconomic Variables					
Author	Country	Period	Variables	Method	Finding
Skinner and Townend (2002)	29 countries	1997:09-1999:02	CDS, risk-free interest rate, maturity, volatility	Regression analysis	Risk-free interest rate, reference asset, volatility, and maturity > CDS
Fung et al. (2008)	USA	2001:01-2007:12 daily data	CDS, US Stock Market	VAR	CDS > stock market
Remolona et al. (2008)	24 countries	2002:01-2006:05	CDS, VIX, RTI	Dynamic panel data model	VIX and RTI > CDS
Plank (2010)	6 countries	2001:01-2009:12	CDS, external debt	Model created by the author	External debt + CDS
Bektur and Malcıoğlu (2017)	Türkiye	12.10.2000-17.02.2017	CDS, BIST 100	Hatemi-J causality	CDS → BIST 100
Çonkar and Vergili (2017)	Türkiye	04.01.2010-31.08.2015	CDS, USD/TRY exchange rate	Johansen cointegration, Granger causality	USD/TRY → CDS
Danacı et al. (2017)	Türkiye	2009Q2-2015Q2	CDS, growth	Toda-Yamamoto	CDS ↔ growth
Yüksel and Yüksel (2017)	19 countries	9.10.2009-3.06.2013	CDS, VIX Index	Threshold GARCH	CDS + VIX
Topaloğlu and Ege (2019)	Türkiye	2010:01-2019:06	CDS, BIST 100	Cointegration, Granger causality	CDS - BIST 100, CDS → BIST 100
Dural and Sarıoğlu (2020)	9 developing countries	2005Q1-2016Q2	CDS, real exchange rate	Heterogeneous panel data analysis	CDS - real exchange rate
Bayrakdaroglu and Mirgen (2021)	BRICS	2015-2021 quarterly data	CDS, stock index	Panel data	CDS - stock index
Demir and Dinç (2021)	Türkiye	02.01.2015-31.12.2020	CDS, USD/TRY exchange rate	Toda-Yamamoto causality	CDS → USD/TRY
Münyas and Bektur (2021)	Türkiye	03.01.2005-31.12.2009	CDS, VIX Index	ARDL	A 1 unit increase in CDS increases the VIX index by 0.102 units.
Çetin (2022)	Türkiye	2010:04-2021:01	CDS, exchange rate	Granger causality	CDS → exchange rate

Table 1. Continue

Studies on the Relationship between CDS and Portfolio Investments					
Author	Country	Period	Variables	Method	Finding
Norden and Weber (2009)	USA, EU countries	02.07.1998-02.12.2002	CDS, stock, stock market	VAR	Stock → CDS and stock market
Coronado et al. (2011)	8 European countries	2007-2010	CDS, stocks (credit and market risk)	Panel data- VAR	CDS ↔ stocks
Ratner and Chiu (2013)	USA	2004-2011	CDS, stock	GARCH	CDS → stocks
Marzona et al. (2014)	UK, USA, and Japan	2004:01-2013:12	CDS, stock	OLS regression	CDS > stocks
Cho and Rhee (2014)	USA and selected Asian countries	2003–2012	CDS, indirect and direct investments	Panel regression analysis	CDS > indirect and direct investments
Koy (2014)	8 countries	2009:01-2012:11	CDS, eurobond	Granger causality	CDS → Bonds in Türkiye, Italy, and France
Kahiloğulları (2018)	Türkiye	2005:01-2017:09	CDS, portfolio investments	ARDL	CDS * portfolio investments, CDS ** portfolio investments
Koy and Karaca (2018)	Türkiye	2013-2016 weekly data	CDS, net portfolio investments	Markov regime-switching VAR	Net portfolio investments - CDS
Yıldırım and İldokuz (2018)	Türkiye	2005-2014	CDS, portfolio investments	VAR	CDS > portfolio investments
Akyol and Baltacı (2019)	Türkiye	2005Q2-2018Q4	CDS, portfolio investments	ARDL	Portfolio investments > CDS
Yıldırım and Sakızcı (2019)	Türkiye	2010:Q1-2018:Q3	CDS, portfolio investments	ARDL	CDS → Portfolio investments
Sevil and Ünkaracalar (2020)	Türkiye	2010-2018 quarterly data	CDS, portfolio investments	Johansen cointegration, Granger causality	Portfolio investments → CDS
İlter and Gök (2021)	Türkiye	2005Q4-2019Q3	CDS, portfolio investments	Fourier causality	CDS ↔ portfolio investments
Suyadal et al. (2021)	18 developed and developing countries	2009:1-2019:3	CDS, portfolio investments	Heterogeneous panel causality	CDS → portfolio investments

Note: → One-way causality, ↔ Two-way causality, * Long-run relationship, ** Short-run relationship, + Positive relationship, - Negative relationship, > There is relationship, x There is no relationship.

4. Econometric Analysis

In this study, quarterly data for the period 2014: Q1-2024: Q1 are used to determine the causality relationship between CDS and portfolio investments in Türkiye, and the variables are included in the analysis in their logarithmic versions in order to clearly identify the changes in the variables. Information on the variables is given in Table 2.

Table 2. Information on Variables

Variables	Description	Unit	Source
logcdfs	Natural Logarithm of CDS Premiums/ Quarterly Data	US Dollar	Datastream
logp	Natural Logarithm of Portfolio Investments/ Quarterly Data	Million USD	EVDS (Central Bank of the Republic of Türkiye - Electronic Data Delivery System)

4.1. Method

One of the basic assumptions of time series is the stationarity of the series. Stationarity denotes that the means and variances of the series used are constant over time, and their covariances between two periods depend on the distance between the two periods. Since analyses conducted with non-stationary or unit root series lead to spurious regression problem, the reliability of the analysis disappears regardless of the high R^2 value and statistically significant F statistics (Gujarati, 2016: 319-320). Based on these explanations, prior to examining the relationships between the variables, an investigation was conducted to determine whether the variables contained unit roots. For this purpose, the augmented Dickey–Fuller (ADF) test, developed by Dickey and Fuller (1979), and the Phillips–Perron (PP) unit root test, developed by Phillips and Perron (1988), were conducted.

The Granger causality test, developed by Granger (1969), was used to determine whether there was a causality relationship between the variables. The purpose of the Granger causality test is to determine whether there is causality between variables and, if such causality exists, to identify the direction of causality. The equations for the Granger test conducted in this study are as in Equation 1 and Equation 2:

$$CDS_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} CDS_{t-i} + \sum_{j=1}^q \delta_{1j} Portfolio_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$Portfolio_t = \alpha_1 + \sum_{j=1}^p \beta_{2j} Portfolio_{t-j} + \sum_{i=1}^q \delta_{2i} CDS_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

Equation 1 and Equation 2 represent two sets of equations created to analyze the causality relationship between CDS and portfolio investments with the Granger causality test. These equations are used to test whether there is a causal relationship between time series. What each coefficient represents is explained as follows:

α_0 and α_1 (Constant Terms): These coefficients are constant terms included in both equations. They represent the average values of the time series and are included as a constant component in the model.

β_{1i} and β_{2i} (Coefficients of Lagged Values): The coefficients β_{1i} in the first equation represent the coefficients of the lagged values of the CDS series itself. These coefficients show the effect of the past values of the CDS series on the current CDS value. The coefficients β_{2i} in the second equation represent the coefficients of the lagged values of the portfolio investment series. These coefficients show the effect of the past values of the portfolio investment series on the current portfolio investment value.

δ_{1i} and δ_{2i} (Coefficients of Lagged Values of Other Series): The coefficients δ_{1i} in the first equation represent the effect of the lagged values of the portfolio investment series on CDS. These coefficients determine the effect of the past values of the portfolio investment series on the current CDS value. The coefficients δ_{2i} in the second equation represent the effect of the lagged values of the CDS series on portfolio investments. These coefficients determine the effect of the past values of the CDS series on the current portfolio investment value.

ε_{1t} and ε_{2t} (Error Terms): The error terms in both equations represent random deviations that the model cannot explain.

These coefficients are used to test whether there is an interaction between two time series in the Granger causality test. For example, if the coefficients δ_{1i} are statistically significant, this may indicate that the past values of the portfolio investment series Granger cause the CDS series. Similarly, if the coefficients δ_{2i} are significant, it means that the past values of the CDS series Granger cause the portfolio investment series.

4.2. Findings

The reliability of the results given by the variables used in time series analyses depends on the stationarity of the variables. Analyses conducted with non-stationary series are considered erroneous in the literature. Therefore, the ADF and PP unit root tests were conducted to investigate the stationarity of the variables of CDS and portfolio investments. The results obtained from the ADF unit root test are presented in Table 3. The ADF unit root test results indicate that although the series are non-stationary at their level values, when first differences are taken, t statistic values are greater than the critical values in absolute terms in all three models (constant, constant and trend, no constant and no trend). In this regard, according to the ADF unit root test results, the series are stationary at their first differences.

Table 3. ADF Unit Root Test Results

Variables	SIC	ADF Test Statistic		
		Constant and Trend	Constant	No Constant and No Trend
Level				
logcgs	3/3/4	--2.6036	-2.1915	0.2302
logp	0/2/2	-2.3366	0.3200	1.6055
First Difference				
dlogcgs	3/3/3	-3.1215	-3.0549*	-3.1067*
dlogp	1/1/1	-6.7212*	-6.4968*	-6.1733*

Notes: * indicates 1% significance level. SIC indicates the optimal lag length based on the Schwarz information criterion.

In the ADF unit root test, it is assumed that the error terms are independent and have constant variance. In the PP unit root test, on the other hand, these assumptions are changed, and possible dependence and heteroscedasticity in error terms are taken into account, and stationarity is investigated by nonparametric methods (Gujarati and Porter, 2018: 758). Due to this difference in assumptions between the two tests, stationarity is usually analyzed by conducting both tests in the literature. In this regard, the PP unit root test results are presented in Table 4. The PP unit root test results indicate that although the series are non-stationary at their level values when first differences are taken, t statistic values are greater than the critical values in absolute terms in all three models (trend, trend, and intercept and none). In this regard, according to the PP unit root test results, the series are stationary at their first differences. Therefore, the PP test and the ADF test yielded similar results.

Table 4. PP Unit Root Test Results

Variables	PP Test Statistic		
	Trend and Intercept	Intercept	None
Level			
logcdfs	-2.2583	-1.5721	0.0826
logp	-2.0475	-0.6315	1.6217
First Difference			
dlogcdfs	-5.1392*	-5.1177*	-5.1704*
dlogp	-10.117*	-8.5011*	-7.6584*

Notes: * indicates 1% significance level.

After establishing that both series were stationary at their first differences, the Granger causality test based on the vector autoregression (VAR) system was conducted. In tests based on the VAR model, the optimal lag length should be determined first. Thus, the lag lengths of the VAR model are given in Table 5. Based on Table 5, the optimal lag length is 2.

Table 5. Optimal Lag Lengths

Lag Length	LogL	FPE	LR	SC	AIC	HQ
0	25.85273	0.000944	NA	-1.202260*	-1.289337	-1.258638
1	31.85978	0.000848	11.03999*	-1.136596	-1.397826	-1.305730
2	37.08208	0.000796*	9.033156	-1.028513	-1.463896*	-1.310403*

Notes: * Indicates the lag length based on the selected criteria. FPE: Final Prediction Error. LR: Sequentially modified LR test statistic (each test at the 5% level). SC: Schwarz Criterion. AIC: Akaike Information Criterion. HQ: Hannan–Quinn Information Criterion

Another preliminary test of the VAR model is the autocorrelation test, which tests the relationship between error terms with the expectation of no autocorrelation. The LM test, shown in Table 6, was employed to examine whether the model exhibited autocorrelation. The results for both lags are as follows: “The probability value of the LM test is greater than the 0.10 significance level; H_0 : is accepted”. Thus, it was concluded that the model did not exhibit autocorrelation.

Table 6. LM Autocorrelation Test Results

Null hypothesis: No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	2.071250	4	0.7227	0.518069	(4, 60.0)	0.7227
2	0.736126	4	0.9468	0.182111	(4, 60.0)	0.9468
Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	2.071250	4	0.7227	0.518069	(4, 60.0)	0.7227
2	4.043945	8	0.8531	0.496615	(8, 56.0)	0.8535

Notes: *Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

Another condition necessary for the VAR model to be reliable is that it is stationary and stable. To test this condition, the AR characteristic roots of the model are examined. The model is considered stationary if the AR roots are within the unit circle or their absolute values are less than 1. Figure 3 shows that the AR polynomial roots are within the unit circle, confirming that the model is stationary and stable.

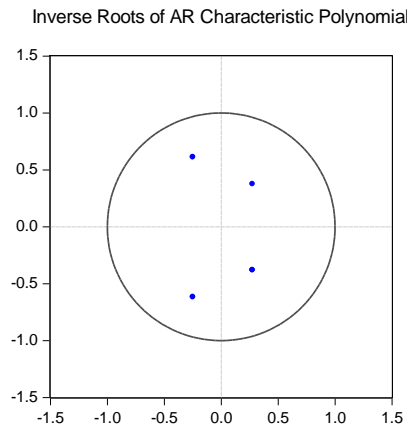


Figure 3. AR Polynomial Roots

The last test assessing the reliability of the VAR model is the heteroscedasticity test. For the model to be statistically reliable, there should be no heteroscedasticity problem in the model. According to the results of the heteroscedasticity test presented in Table 7, since the test probability values are greater than 0.10, the null hypothesis “there is no heteroscedasticity” cannot be rejected. Therefore, it is accepted that the model does not exhibit heteroscedasticity.

Table 7. Heteroscedasticity Test Results

Joint Test					
Chi-Square Statistics	Lag Length	Probability Value			
19.51355	24	0.7241			
Individual components:					
Dependent Variable	R-squared	F(8,29)	Prob.	Chi-sq(8)	Prob.
res1*res1	0.174920	0.768515	0.6328	6.646970	0.5752
res2*res2	0.054253	0.207950	0.9870	2.061621	0.9791
res2*res1	0.182617	0.809887	0.5995	6.939454	0.5432

All tests conducted to assess the applicability of the VAR model revealed that the model was reliable, and the Granger causality test could be performed. The results of the Granger causality test conducted to determine whether there is any causality relationship between portfolio investments and CDS are presented in Table 8.

Table 8. Granger Causality Test Results

Dependent Variable: dlogcgs			
Independent Variable	Chi-Square	Lag Length	Probability Value
dlogp	3.676403	2	0.1591
All	3.676403	2	0.1591
Dependent Variable: dlogp			
Independent Variable	Chi-Square	Lag Length	Probability Value
dlogcgs	7.198157	2	0.0273
All	7.198157	2	0.0273

According to the Granger causality test results in Table 8, it is concluded that portfolio investments (dlogp) do not have a significant effect on CDSs (dlogcgs) (p-value 0.1591). This situation shows that past values of portfolio investments do not provide additional information in estimating future values of CDSs. When this result is evaluated from an economic perspective, it can be interpreted that changes in portfolio investments do not create a change in CDS premiums, therefore investors do not price the risk in CDSs depending on the changes in portfolio investments. In other words, according to the results obtained, portfolio investments do not directly affect the perceived credit risk (measured by CDS premiums) in the market. On the other hand, the results obtained show that CDSs (dlogcgs) have Granger causality on portfolio investments (dlogp) (p-value 0.0273). This situation shows that past values of CDSs provide additional information in estimating future values of portfolio investments. When this result is evaluated from an economic perspective, it can be interpreted that CDS premiums (credit risk) affect portfolio investments. Investors may be reconsidering their portfolio decisions by considering CDS premiums. Increasing CDS premiums indicate increased perceived risk, which may cause investors to shift to less risky assets or reduce their portfolio investments. As a result, according to the one-way causality relationship obtained, changes in CDS premiums may affect portfolio investments, but changes in portfolio investments do not affect CDS premiums. This shows that risk perception (measured by CDS premiums) plays an important role in investment decisions in financial markets, but investment movements do not have a significant effect on risk premiums. This result means that investors carefully monitor CDS premiums in risk management, but changes in portfolio investments do not directly change these risk premiums.

The findings of this study concluded that CDSs are the cause of portfolio investments and are similar to the studies conducted by Ratner and Chiu (2013), Koy (2014), Yıldırım and Sakızcı (2019) and Suyadal et al. (2021). These results show that this study is generally consistent with the literature examining the relationship between CDS premiums and portfolio investments. However, the study results also have differences compared to some studies in the literature. For example, Shahzad et al. (2016) found in their study that CDS premiums affect stock markets and that there is a bidirectional causality relationship in some sectors. In contrast, this study found that CDS premiums have only a unidirectional causality effect on portfolio investments. On the other hand, García et al. (2017) concluded that CDS premiums have an effect on bond spreads, but there is no reverse causality, which is also consistent with the findings of this study. In

addition, Badaoui et al. (2014) found that there is a strong relationship between CDS premiums and the bond market, but no market consistently leads the other, which supports the effect of CDS premiums on portfolio investments, as in this study. Münyas (2020) stated that CDS premiums have a strong effect on markets in the context of Türkiye, but this effect varies depending on market conditions, which is similar to the findings of this study. On the other hand, Ballester et al. (2021) emphasized that CDS premiums affect stock market volatility, but this relationship can become bidirectional during crisis periods, which is similar to the results of this study, supporting the effect of CDS premiums on risk perception. When a holistic comparison is made, the general results of these studies, similar to the findings obtained from this study, reveal that CDS premiums negatively affect portfolio investments by increasing investors' risk perception and that there is generally a one-way relationship, but it may vary according to market dynamics. However, the reason for the differences between some studies in the literature and the findings obtained from this study can be shown as the different countries and periods examined and the use of different methods.

5. Conclusion and Recommendations

Credit risk management has become a serious issue in the modern era. The difficulty of obtaining real-time information about the borrower, uncertainty, default risk, moral hazard, financial crises, and various other factors make credit risk management more difficult. For this reason, instruments such as CDS and practices aimed at effective credit risk management have become more commonly utilized since the 2008 global financial crisis. Investors purchase a CDS contract from a CDS company operating specifically in CDS markets. Thus, a kind of insurance is purchased against the risk that the credit will not be repaid. In return for the insurance premiums they pay, investors transfer the current risk to the insurer. In this way, CDS serves as a vital indicator that enables more efficient allocation of credits and provides a simpler, clearer, more reliable, and more transparent picture of investors' risk exposure. On the other hand, many developing countries today need foreign investments to sustain their economic progress due to reasons such as low savings rates and scarcity of foreign exchange. At this point, portfolio investments stand out due to their high liquidity conversion speed. Portfolio investments, considered risky investments because of their ability to exit a country quickly in the face of possible risk, as well as their high liquidity conversion speed, are deemed attractive investments for short-term economic solutions as they provide a source of financing for many countries facing foreign exchange and savings shortages. In this context, the fact that there is an inverse relationship between country risk and portfolio investments makes it imperative for portfolio investors to analyze the risk indicators of the country they are investing in. The credit ratings provided by credit rating agencies were considered a country risk indicator by both investors and economists for many years. However, the bankruptcy of highly rated institutions in the 2008 global financial crisis brought the reliability of credit ratings into question. These developments led to the consideration of CDS premiums as a country risk indicator.

In this study, the causality relationship between portfolio investments and CDS for Türkiye and the 2014Q1-2024Q1 time period is examined using the Granger causality test. The results obtained show that CDS premiums have a significant effect on portfolio investments. This situation reveals that investors in Türkiye take into account the changes in CDS premiums when making portfolio decisions and tend to reduce their portfolio investments in case these premiums

increase. In other words, CDS premiums play an important determining role in portfolio investments in Türkiye. However, it was found that portfolio investments do not have a significant effect on CDS premiums. This result shows that changes in portfolio investments in Türkiye do not directly affect the perceived credit risk in the markets. Investors do not price the increase or decrease in portfolio investments as a change in CDS premiums, therefore portfolio investments do not play a role as a determining factor in risk premiums. These findings offer important implications in terms of financial markets and investor behavior in Türkiye. In particular, it is seen that the increase in CDS premiums negatively affects portfolio investments by increasing risk perception. Therefore, economic and financial policymakers should take into account that CDS premiums play a critical role among the factors that drive investors' risk perception in Türkiye. Control and management of CDS premiums can be considered an important tool to ensure the sustainability of portfolio investments.

The contribution of this study to the literature is the detailed examination of the causal relationship between CDS premiums and portfolio investments for a specific time period (2014Q1-2024Q1) in Türkiye. In the existing literature, studies examining the relationship between CDS premiums and portfolio investments are generally limited and most studies have not comprehensively revealed whether there is a bidirectional or specific causality between these two variables. The difference in this study is that it clearly demonstrates the effect of risk perception on portfolio movements by detecting a unidirectional causality relationship from CDS premiums to portfolio investments. This finding fills the gap in the literature by providing new and original information for policymakers and investors in terms of risk management and economic stability and makes a valuable contribution to existing research. The fact that it includes specific and periodic analyses, especially for emerging markets such as Türkiye, makes the study unique in the literature.

Especially in emerging markets such as Türkiye, CDS premiums are generally considered an indicator of country risk. The findings obtained in this study show that the increase in CDS premiums in Türkiye increases investors' risk perception and leads to a decrease in portfolio investments, which may therefore affect the stability of financial markets. However, the fact that changes in portfolio investments do not have a significant effect on CDS premiums suggests that these investments do not directly shape the risk perception in the markets. In light of these findings, various policy recommendations can be made to ensure financial market stability in Türkiye and encourage portfolio investments. First of all, in the context of strengthening macroeconomic stability, high CDS premiums generally indicate high macroeconomic uncertainties and risks. In order to ensure economic stability and support sustainable growth in Türkiye, it is important to maintain fiscal discipline, combat inflation, and create a predictable economic environment. These policies can increase investors' confidence by reducing CDS premiums. In terms of improving external debt management, reducing Türkiye's external debt burden and increasing its debt payment capacity can contribute to reducing CDS premiums. In this context, careful management of external borrowing and strengthening of reserves are of strategic importance. In the context of measures to increase investor confidence, deepening and increasing the transparency of financial markets in Türkiye in the context of financial reforms can strengthen investor confidence. In particular, reforms supporting the development of capital markets and improving corporate governance standards can be steps that will increase portfolio investments. Improving international relations is another suggestion. Because CDS premiums are generally affected by international political risks. Reducing uncertainties in Türkiye's

international relations, ensuring stability in foreign policy, and minimizing international disputes can positively affect portfolio investments by reducing risk perception. In the context of crisis management and preventive measures, developing early warning systems against crisis risk during periods when CDS premiums increase rapidly can help prevent sudden increases in portfolio investments. Such systems can identify potential risks in advance and ensure that necessary measures are taken. Finally, the Central Bank can intervene with foreign exchange reserves and other monetary policy tools when excessive fluctuations are observed in the markets. These interventions can protect investor confidence by controlling sudden increases in CDS premiums.

Declaration of Research and Publication Ethics

This study which does not require ethics committee approval and/or legal/specific permission complies with the research and publication ethics.

Researcher's Contribution Rate Statement

The authors declare that they have contributed equally to the article.

Declaration of Researcher's Conflict of Interest

There is no potential conflicts of interest in this study.

References

- Akyol, H. and Baltacı, N. (2009). Examination of macroeconomic determinants of CDS spreads: ARDL bound testing approach. *Global Journal of Economics and Business Studies*, 8(16), 33-49. Retrieved from <https://enstitu.gumushane.edu.tr>
- Badaoui, S., Cathcart, L. and El-Jahel, L. (2014). Implied liquidity risk premium in the term structure of sovereign credit default swap and bond spreads. *The European Journal of Finance*, 22, 825-853. <https://doi.org/10.1080/1351847X.2014.996297>
- Ballester, L., Escrivá, A.M. and González-Urteaga, A. (2021). The nexus between sovereign CDS and stock market volatility: New evidence. *Mathematics*, 9(9), 1201. <https://doi.org/10.3390/math9111201>
- Bayrakdaroğlu, A. and Mirgen, Ç. (2021). The relationship of credit default swap (CDS) and stock market index: A research on the BRICS countries. *Journal of Research in Economics, Politics & Finance*, 6(IERFM Special Issue), 65-78. <https://doi.org/10.30784/epfad.1019759>
- Bektur, Ç. and Malcıoğlu, G. (2017). The relationship between credit default swaps and BIST 100 Index: Asymmetric causality analysis. *Bolu Abant İzzet Baysal University Journal of Graduate School of Social Sciences*, 17(3), 73-83. Retrieved from <https://dergiler.ibu.edu.tr/>
- Brandon, K. and Fernandez, F. (2005). Financial innovation and risk management: An introduction to credit derivatives. *Journal of Applied Finance*, 5(13), 52-63. Retrieved from <https://www.sifma.org>
- Çetin, A.C. (2022). The Relationship between Turkey’s credit default swaps with BIST 100 Index, exchange rate and interest rate. *Bingol University Journal of Economics and Administrative Sciences*, 6(1), 39-77. <https://doi.org/10.33399/biibfad.926544>
- Cho, D. and Rhee, C. (2013). *Effects of quantitative easing on Asia: Capital flows and financial markets* (Asian Development Bank Economics Working Paper Series No. 350). Retrieved from <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/109462/1/ewp-350.pdf>
- Çonkar, M.K. and Vergili, G. (2017). Credit default swap, exchange rates and BIST 100 Index relationship: Cointegration and causality analysis. *Hitit Journal of Social Sciences*, 10(4), 59-66. <https://doi.org/10.17218/hititsosbil.450178>
- Coronado, M., Corzo, M.T. and Lazcano, L. (2012). A case for Europe: The relationship between sovereign CDS and stock indexes. *Frontiers in Finance and Economics*, 9(2), 32-63. Retrieved from <https://ffejournal.wordpress.com>
- Cossin, D. and Jung, G. (2005). *Do major financial crises provide information on sovereign risk to the rest of the world? A look at credit default swap markets* (SSRN Working Paper No. 682202). Retrieved from https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=682202
- Danacı, M.C., Şit, M. and Şit, A. (2017). Relationship between credit default swaps (CDS) and growth rate: A case of Turkey. *Journal of Aksaray University Faculty of Economics and Administrative Sciences*, 9(2), 67-78. Retrieved from <http://iibfdergi.aksaray.edu.tr>
- Demir, Y. and Dinç, M. (2021). An analysis of the relationship between credit default swaps, exchange rate and Borsa Istanbul. *Journal of Yaşar University*, 16(64), 1642-1656. <https://doi.org/10.19168/jyasar.934285>
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366a), 427-431. <https://doi.org/10.2307/2286348>
- Duffie, D. (1999). Credit swap valuation. *Financial Analysts Journal*, 55(1), 73-87. Retrieved from <https://doi.org/10.2469/faj.v55.n1.2243>
- Dural, F. and Sarioğlu, S.E. (2020). Credit default swaps and a comparative analysis on emerging markets. *Uludağ Journal of Economy and Society*, 39(2), 87-118. Retrieved from <https://uludag.edu.tr/journalofes>
- Durgun, A. and İşcan, H. (2021). Relationship between credit default swaps and exchange rates in Turkey. *The Sakarya Journal of Economics*, 10(2), 167-179. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/sid>

- Esen, O. (1998). Portfolio capital flows to developing countries in the global economy. *Ekonomik Yaklaşım*, 9(30), 59-70. Retrieved from <https://econpapers.repec.org/article/eydeyjrn/>
- Fung, H.G., Sierra, G.E., Yau, J. and Zhang, G. (2008). Are the US stock market and credit default swap market related? Evidence from the CDX indices. *The Journal of Alternative Investments*, 11(1), 43-61. Retrieved from <https://papers.ssrn.com/>
- García, M.M., Valle, C.T. and Marín, J.M. (2017). Sovereign bond spreads and credit default swap premia: Cointegration and causality. *Investment Management & Financial Innovations*, 11(2), 47-59. Retrieved from <https://www.businessperspectives.org/>
- Görmüş, Ş. and Aksoylu, E. (2017). *Ülke riskinin göstergesi olarak kredi temerrüt swaplarını etkileyen faktörler: Asimetrik nedensellik yöntemi*. Paper presented at the 2nd International Congress on Political Economic and Social Studies (ICPESS), Sarajevo, Bosnia and Herzegovina. Retrieved from <https://www.proquest.com/docview/2707571779?pq-origsite=gscholar&fromopenview=true&sourcetype=Dissertations%20&%20Theses>
- Granger, C.W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 37(3), 424-438. <https://doi.org/10.2307/1912791>
- Gujarati, D. (2016). *Örneklerle ekonometri* (Çev. N. Bolatoğlu). Ankara: BB101 Yayınları.
- Gujarati, D.N. and Porter, D.C. (2012). *Temel ekonometri* (Çev. Ü. Şenesen and G. Günlük Şenesen). İstanbul: Literatür Yayınları.
- Hull, J.C. and White, A.D. (2000). Valuing credit default swaps I: No counterparty default risk. *The Journal of Derivatives*, 8(1), 29-40. doi: 10.3905/jod.2000. 319115
- Hull, J.C. and White, A.D. (2001). Valuing credit default swaps II: Modeling default correlations. *The Journal of Derivatives*, 8(3), 12-21. doi:10.3905/jod.2001. 319153
- İlter, Ş. and Gök, R. (2021). The impact of credit default swaps (CDS) on foreign direct and portfolio investment: The case of Turkey. *Maliye ve Finans Yazıları*, 2, 233-252. <https://doi.org/10.33203/mfy.844208>
- IMF. (2009). *Balance of payment and international investment position manual*. Retrieved from <https://www.imf.org/external/pubs/ft/bop/2007/pdf/bpm6.pdf>
- Kahiloğulları, A. (2018). Relationship between credit default swap, direct foreign investments, and portfolio investments: Time series analysis for Turkey. *Prizren Social Science Journal*, 2(3), 50-62. <https://doi.org/10.32936/pssj.v2i3.58>
- Koy, A. (2014). An empirical study on credit default swaps' spreads and bond spreads. *International Review of Economics and Management*, 2(2), 63-79. <https://doi.org/10.18825/irem.58557>
- Koy, A. and Karaca, S.S. (2018). How the international portfolio investments affected in the recession and growth periods? Turkey example. *Oneri*, 13(50), 90-105. <https://doi.org/10.14783/maruoneri.v13i38778.342724>
- Kunt, A.S. and Taş, O. (2009). Credit default swaps and a study on determining the credit default swap premium of Turkey. *İTÜ Dergisi/b*, 5(1), 78-89. Retrieved from http://160.75.25.161/index.php/itudergisi_b/index
- Marzano, M., Dunn, G. and Constantinou, N. (2014). The relationship between credit default swap spreads and equity prices. *Journal of Risk*, 17(1), 3-28. Retrieved from <https://www.risk.net/journal-of-risk>
- Münyas, T. (2020). Evaluation of the relationship between credit default swaps and Euro and USD exchange rates: The case of Turkey. *Business and Management Studies: An International Journal*, 8, 1113-1130. <http://dx.doi.org/10.15295/bmij.v8i2.1439>
- Münyas, T. and Bektur, Ç. (2021). Evaluation of the relationship between volatility index (VIX) and credit default swap (CDS), dollar rate, euro rate, BIST 100 and gold: The case of Turkey. *Journal of TESAM Academy*, 8(2), 555-571. <https://doi.org/10.30626/tesamakademi.959051>
- Norden, L. and Weber, M. (2009). The co-movement of credit default swap, bond, and stock markets: An empirical analysis. *European Financial Management*, 15(3), 529-562. doi:10.1111/j.1468-036X.2007.00427.x

- Pal, P. (2010). Foreign portfolio investment, stock market, and economic development: A case study of India. In A. Deshpande (Ed.), *Capital without borders: Challenges to development* (pp. 1-121). London: Anthem Press.
- Phillips, P.C. and Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346. <https://doi.org/10.2307/2336182>
- Plank, T. (2010). *Do macro-economic fundamentals price emerging market sovereign CDS spreads?* (SSRN Working Paper No. 1765352). <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1765352>
- Ratner, M. and Chiu, C.C.J. (2013). Hedging stock sector risk with credit default swaps. *International Review of Financial Analysis*, 30, 18-25. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2013.05.001>
- Remolona, E.M., Scatigna, M. and Wu, E. (2008). The dynamic pricing of sovereign risk in emerging markets: Fundamentals and risk aversion. *The Journal of Fixed Income*, 17(4), 57-71. Retrieved from <https://www.bayes.city.ac.uk>
- Şenol, Z. and Selahattin, K. (2018). Analysis with VAR method relationship between foreign portfolio investments, stock exchange and macroeconomic factors: Case of turkey. *International Journal of Economics and Administrative Studies*, 21, 1-20. <https://doi.org/10.18092/ulikidince.358108>
- Sevil, G. and Ünkaracalar, T. (2020). An assessment of the relationship between CDS spreads and portfolio investments: Turkey case. *Journal of Finance Letters*, 113, 285-300. <https://doi.org/10.33203/mfy.654360>
- Seyidoğlu, H. (2016). *Uluslararası finans*. İstanbul: Güzem Can Yayınları.
- Shahzad, S., Mohd Nor, S., Hammoudeh, S. and Shahbaz, M. (2016). Directional and bidirectional causality between U.S. industry credit and stock markets and their determinants. *International Review of Economics & Finance*, 47, 46-61. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2016.10.005>
- Shanab, S.U. (2017). The effect of foreign portfolio investment (FPI) on capital market indices (Evidence from Amman Stock Exchange). *International Review of Management and Business Research*, 6(4), 1469-1477. Retrieved from <https://www.irnbrjournal.com>
- Skinner, F.S. and Townend, T.G. (2002). An empirical analysis of credit default swaps. *International Review of Financial Analysis*, 11(3), 297-309. [https://doi.org/10.1016/S1057-5219\(02\)00077-7](https://doi.org/10.1016/S1057-5219(02)00077-7)
- Suyadal, M., Yavuz, M.S. and Çilingirtürk, A.M. (2021). The relationship between financial and economic indicators in developed and developing countries: An example of heterogeneous panel causality analysis. *Turkish Studies-Economics Finance Politics*, 16(4), 1261-1276. <https://dx.doi.org/10.7827/TurkishStudies.51995>
- Topaloğlu, E.E. and Ege, İ. (2020). The relationship between credit default swaps and Borsa İstanbul 100 Index: The short and long term time series analysis. *Journal of Business Research*, 12(2), 1373-1393. <https://doi.org/10.20491/isarder.2020.918>
- Weistroffer, C. (2009). Credit default swaps: Heading towards a more stable system. *Deutsche Bank Research*, 27, 1-26. Retrieved from <https://users.ssc.wisc.edu>
- World Government Bonds. (2023). Sovereign CDS. Retrieved from <http://www.worldgovernmentbonds.com/sovereign-cds/>
- Yıldırım, H.H. and Sakızcı, M. (2019). The relationship between portfolio investment and CDS: The case of Turkey. *Turkish Studies-Social Sciences*, 14(5), 2777-2792. <http://dx.doi.org/10.29228/TurkishStudies.36938>
- Yıldırım, H.H. and İldokuz, B. (2018). Uncovered interest rate parity and determining the financial factors which pull the portfolio investment to Turkey during the 2005-2014. *Ekoist: Journal of Econometrics and Statistics*, 14(29), 247-268. doi: 10.26650/ekoist.2018.14.29.0003
- Yüksel, A. and Yüksel, A. (2017). The relation between global risk factors and sovereign credit default swap spreads during the European sovereign debt crisis: Evidence from 19 countries. *Akdeniz İİBF Journal*, 17(36), 1-18. <https://doi.org/10.25294/auibfd.357603>

FORECASTING GREEN TECHNOLOGY DIFFUSION IN OECD ECONOMIES THROUGH MACHINE LEARNING ANALYSIS

Makine Öğrenimi Analizi Yoluyla OECD Ekonomilerinde Yeşil Teknoloji Yayılımının Tahmini

Büşra AĞAN* 

Abstract

An accelerating global shift towards sustainable development has made the diffusion of green technologies a critical area of focus, particularly within OECD economies. This study aims to use a machine-learning approach to explore the future diffusion of green technology across OECD countries. It provides detailed forecasts from 2023 to 2037, highlighting the varying rates of green technology diffusion (GTD) among different nations. To achieve this, the Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA) model is employed to offer new evidence on how the progress of green technology can be predicted. Based on empirical data, the study categorizes countries into high, moderate, and low GTD growth. The findings suggest that Japan, Germany, and the USA will experience significant growth in GTD, while countries like Australia, Canada, and Mexico will see moderate increases. Conversely, some nations, including Ireland and Iceland, face challenges with low or negative GTD values. The study concludes that applying this machine-learning model provides valuable insights and future predictions for policymakers aiming to enhance green technology adoption in their respective countries.

Keywords:

Sustainable Development, Green Technology Diffusion, Environmental Sustainability, Machine Learning Analysis, ARIMA Model.

JEL Codes:

O3, O33, Q55

Anahtar Kelimeler:

Sürdürülebilir Kalkınma, Yeşil Teknoloji Yayılımı, Çevresel Sürdürülebilirlik, Makine Öğrenimi Analizi, ARIMA Modeli.

JEL Kodları:

O3, O33, Q55

Öz

Sürdürülebilir kalkınmaya doğru hızlanan küresel değişim, yeşil teknolojilerin yaygınlaşmasını, özellikle OECD ekonomileri içinde, kritik bir odak alanı haline getirmiştir. Bu çalışma, OECD ülkeleri genelinde yeşil teknolojinin gelecekteki yaygınlaşmasını keşfetmek için bir makine öğrenmesi yaklaşımı kullanmayı amaçlamaktadır. Farklı uluslar arasında değişen yeşil teknoloji yaygınlaşma (GTD) oranlarını vurgulayarak 2023'ten 2037'ye kadar ayrıntılı tahminler sunmaktadır. Bunu başarmak için, yeşil teknolojinin ilerlemesinin nasıl tahmin edilebileceğine dair yeni kanıtlar sunmak için Otoregresif Entegre Hareketli Ortalama (ARIMA) modeli kullanılmaktadır. Çalışma, ampirik verilere dayanarak ülkeleri yüksek, orta ve düşük GTD büyümesi olarak kategorize etmektedir. Bulgular, Japonya, Almanya ve ABD'nin GTD üzerinde önemli bir büyüme yaşayacağını, Avustralya, Kanada ve Meksika gibi ülkelerin ise orta düzeyde artışlar göreceğini göstermektedir. Tersine, İrlanda ve İzlanda dahil olmak üzere bazı uluslar, düşük veya negatif GTD değerleriyle zorluklarla karşı karşıyadır. Çalışma, bu makine öğrenmesi modelinin uygulanmasının, kendi ülkelerinde yeşil teknoloji benimsenmesini artırmayı amaçlayan politika yapıcılar için değerli içgörüler ve gelecek tahminleri sağladığı sonucuna varmıştır.

* Assist. Prof. Dr., OSTİM Technical University, Department of Economics, Türkiye, busra.agan@ostimteknik.edu.tr

Received Date (Makale Geliş Tarihi): 08.07.2024 Accepted Date (Makale Kabul Tarihi): 01.09.2024

This article is licensed under Creative Commons Attribution 4.0 International License.



1. Introduction

Green technologies have emerged as a critical factor in transitioning towards sustainable development as the global community confronts the pressing challenges of climate change and environmental degradation. The adoption of these technologies is essential for reducing carbon emissions, improving energy efficiency, and achieving the environmental targets set by international agreements such as the Paris Agreement. Within this context, OECD economies play a pivotal role due to their economic influence and capacity for technological innovation. These technologies, which include green energy sources, energy-efficient systems, and sustainable agricultural practices, have the potential to substantially lower greenhouse gas emissions and decrease the negative impacts of climate change. The diffusion of these technologies is at least as important as their creation and development. A pioneer researcher Hall (2004) explores the concept of diffusion in innovation, describing how individuals and firms adopt new technologies or replace older ones. He supports the evidence that diffusion not only spreads innovations but also enhances them through learning, imitation, and feedback effects.

The adoption and diffusion of green technologies are essential for achieving the targets set by international agreements, such as the Paris Agreement, which aims to limit global warming to below 2 degrees Celsius above pre-industrial levels (UNFCCC, 2015). There are several studies have shown that the deployment of green energy technologies, such as wind and solar power, can substantially decrease carbon emissions while providing economic benefits and energy security (Rao and Kishore, 2010; Sun et al., 2022; Luo et al., 2024). Research by Rogers (2003) emphasizes the importance of understanding the diffusion process to facilitate the adoption of green technologies. The diffusion of innovations theory by Roger emphasizes how the characteristics of an innovation, communication channels, time, and the social system influence the adoption rate. Applying this framework to green technologies identifies barriers and accelerators in their adoption, ensuring more effective dissemination and integration into various sectors.

Another study by Dutz and Sharma, (2012) analyze that green technologies encompass a diverse array of fundamentally distinct innovations by promoting resource-efficient, clean, and resilient economic expansion. On the other hand, Dewick et al. (2006) investigate the impact of future disruptive technologies on industrial structure, economic expansion, and the environment in the 21st century. Analyzing technologies in the EU, USA, and China for 2020 and 2050, the findings indicate that while the EU and US will experience similar effects, China initially see a lesser impact, aligning with the EU and US by 2050.

Additionally, recent studies highlight the role of policy and regulatory frameworks in promoting the diffusion of green technologies. For instance, supportive policies such as subsidies, tax incentives, and renewable energy mandates have been shown to significantly boost the deployment of green energy technologies (Hao et al., 2021; Habiba et al., 2022; Sadiq et al., 2023; Zhou et al., 2023). Similarly, stringent environmental regulations can drive innovation by pushing firms to develop and adopt cleaner technologies (Meng et al., 2020; Wang et al., 2021; Luo and Mabrouk, 2022).

Despite the critical importance of GTD, traditional forecasting methods often fall short in capturing the complex and dynamic nature of technology adoption across diverse economic landscapes. In recent years, the advent of machine learning (ML) has revolutionized predictive analytics, offering advanced methodologies capable of analyzing large datasets and uncovering

intricate patterns. More recently, the connections of ML and artificial intelligence in green technology forecasting further enhanced the ability to predict the diffusion of innovations. In accordance with Zhou et al. (2024) explore the impact of adopting industrial robots on regional pollution emissions in China. The findings indicate that industrial robots significantly reduce pollution emissions intensity across various provinces, confirmed by robustness tests. This analysis reveals that this reduction is due to improved energy efficiency and increased pollution reduction technologies. Moreover, Han and Yang (2024) explore financing and management strategies by using an artificial neural network (ANN) in a Chinese renewable energy company, the study finds that increasing green jobs more significantly reduces CO₂ emissions than expanding renewable energy capacities.

This study focuses on applying ML approaches to forecast the diffusion of green technologies in OECD economies. The novel application of this model to green technology forecasting allows for more accurate and reliable predictions. With this purpose, the study employs a range of ML techniques, including supervised learning algorithms and ensemble methods, to model and predict the diffusion patterns of green technologies. The ARIMA model is selected for its robustness in time-series forecasting and its ability to handle the complex dynamics involved in technology diffusion. We used an extensive dataset, encompassing historical adoption rates, economic indicators, and environmental policies, to ensure the accuracy and reliability of our predictions. Therefore, forecasting of this study has divided the terms the current (1980-2022) and future (2023 and 2037) years.

The importance of this study lies in its ability to provide actionable insights for policymakers, businesses, and researchers. This study makes a significant contribution to the existing literature on technology diffusion and sustainability by integrating machine-learning techniques with economic forecasting models in several ways. First, it focuses on forecasting the future diffusion of green technology within the context of OECD countries. Second, it emphasizes the diffusion of green technology rather than its development. Third, it enhances the understanding of technological diffusion by incorporating advanced ML methods, thereby improving the predictive capabilities of existing models. Given the background, objectives, and significance of this study, the research aims to address the following key question: How will GTD progress over the next 14 years in OECD countries?

The distinctiveness of this study comes from its use of ML techniques, specifically the Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA) model. This method delivers novel insights into forecasting the spread of green technology in OECD countries from 2023 to 2037. The use of ARIMA allows for a detailed examination of time-series data, offering a nuanced understanding of trends and patterns that traditional methods may overlook. According to the ARIMA model's findings, most countries are showing an increasing trend in GTD, which suggests a promising future for the adoption of green technology over the forecasting period. This approach not only enhances the accuracy of forecasts but also contributes valuable evidence on the dynamics of green technology adoption and its future implications for sustainability and economic development across the OECD nations.

The study is structured as follows: Section 2 reviews the relevant literature on technology diffusion and ML in forecasting. Section 3 details the methodology, including the ARIMA model and the data used. Section 4 presents the empirical results. Section 5 concludes the study by summarizing key findings, discussing limitations, and offering policy recommendations.

2. Literature Review

The transition to green technologies is crucial for addressing climate change and promoting sustainable development. There is a growing body of theoretical and empirical studies to examine the factors that drive the development and diffusion of green technology. This body of literature is focused on the linkages between green technologies and CO₂ emissions in general. Additionally, it incorporates the Environmental Kuznets Curve (EKC) framework to contextualize the relationship between economic growth and environmental degradation in the adoption of green technologies. Unlike previous literature, this literature review examines the existing body of theoretical and empirical research on GTD, highlights the determinants of this diffusion, and explores the emerging role of ML in enhancing forecasting accuracy.

The diffusion of green technologies has been extensively studied within various theoretical frameworks. Rogers' (2003) “Diffusion of Innovations” theory provides a foundational understanding of how new technologies spread within a society, emphasizing factors such as relative advantage, compatibility, complexity, trialability, and observability. This theory has been adapted to examine the adoption of green technologies, highlighting the importance of perceived benefits and barriers (Hall and Khan, 2003). Another important theoretical framework is the Technology-Organization-Environment (TOE) framework, developed by Tornatzky and Fleischer in 1990. This model considers technological, organizational, and environmental contexts as critical determinants of technological innovation adoption. In the context of green technologies, the TOE framework identifies factors such as technological readiness, organizational capabilities, and regulatory pressures that influence diffusion.

A study conducted by Popp (2006) mandates energy efficiency standards and emissions reductions also drive green technologies. In addition to the theoretical framework, Allan et al. (2013) investigate the stages of the diffusion of green technology on economic, regulatory, social, and technological factors influencing its adoption. They also identify barriers such as costs and lack of awareness and recommend financial incentives, regulatory support, public awareness campaigns, and research and development to promote the spread of environmentally friendly innovations. Later, Cohen et al. (2017) mention that the availability of financial resources and access to capital markets are critical determinants of green technology investments.

The majority of studies in the literature have concentrated on the empirical impacts and consequences of GTD. In previous studies, Lv et al. (2021) measure green innovation efficiency in 30 Chinese cities, examining the influence of financial structure, scale, and efficiency. The findings indicate that financial structure promotes green technology innovation, while financial scale and efficiency hinder it, with environmental regulation and innovation output playing moderating and mediating roles. Similarly, Xu et al. (2021) analyze the impacts of green regulation and foreign direct investment (FDI) on green innovation in 13 Chinese manufacturing sectors. The results show that ecological regulation positively impacts green innovation, while FDI negatively impacts it. Later, Maiti (2022) explores the effect of green growth on green innovation using dynamic panel threshold regression on data from 32 countries, and the findings conclude that a 1% increase in CO₂ productivity boosts green innovation, and also a 1% rise in environmental efficiency enhances green technologies.

A present study by Hussain et al. (2022b) investigates the role of environmental technology and green factors on green growth in high-GDP countries. Their empirical findings demonstrate that green technology significantly boosts environmental-friendly growth, but energy

consumption and emissions decrease it. Moreover, Tuganova et al. (2022) examine the impact of green technology on sustainable development using bibliometric methods on data from Scopus and the European Patent Office. Their findings give evidence that increased research in these eco-innovation areas does not necessarily lead to more patents, highlighting skepticism about green technologies' effectiveness in solving environmental challenges. Lin and Ma (2022) investigate the effect of green technology innovations on CO₂ emissions in 264 Chinese cities, focusing on how the urban innovation environment affects this relationship. The findings reveal that green innovations significantly decrease CO₂ emissions only after 2010. On the other hand, government spending does not significantly alter the marginal effect of green technologies, underscoring the importance of human capital for effective CO₂ reduction.

Another study by Oyebanji and Kirikkaleli (2023) investigate the impact of green technology innovation, renewable electricity, financial development, and economic expansion on environmental quality in Western European countries. The results show that renewable electricity and green technologies reduce CO₂ emissions. In the context of the novel approach, Wang et al. (2023) investigate how artificial intelligence (AI) impacts green innovation in relation to sustainable development goals across 51 countries. Their findings reveal a strong positive correlation between AI and green innovation, emphasizing that AI is pivotal in driving environmental innovation.

Economic factors play a crucial role in the diffusion of green technologies. Studies have shown that economic incentives, such as subsidies, tax credits, and grants, significantly influence the adoption of renewable energy technologies. A study by Johnstone et al. (2010) indicates that economic incentives, such as subsidies, tax credits, and grants, significantly influence the adoption of renewable energy technologies. Shen et al. (2021) assess how setting economic growth targets influences regional green technology innovation. Their results conclude that targets significantly inhibit green technology innovation, with a stronger effect in cities with rapid economic growth and high target over-fulfillment.

In the same vein, Luo et al. (2024) analyze the effect of green technology innovation on economic growth in China, and the findings conclude that green technologies significantly boost GDP growth in China. Wang et al. (2023b) investigate how economic development pressure affects green total factor productivity in China's cities and methods. The findings indicate that economic growth impacts green technology progress and efficiency, with a stronger effect on progress. Moreover, Tsimisaraka et al. (2023) investigate the short-term and long-term effects of innovations and economic expansion with potential factors on CO₂ emissions, and the empirical findings indicate that innovations are positively associated with economic growth. Lastly, Ciccarelli and Marotta (2024) analyze the influence of climate change, environmental policies, and green innovation, and the findings provide evidence that disruptive effects are more severe in low-income, high-emission countries with limited environmental policies or high exposure to natural disasters.

Concerning the interactions between environmental policies and GTD, government policies, and regulations are pivotal in shaping the diffusion of green technologies. Policy instruments such as feed-in tariffs, renewable portfolio standards, and carbon pricing mechanisms have been shown to promote the adoption of renewable energy technologies, as studied by Hussain et al. (2022a). Moreover, Zhang et al. (2021) analyze the influence of public spending on green economic growth and energy efficiency in selected countries. They find that green

economic growth fluctuates due to inconsistent government policies. Chen et al. (2022) explore the influence of environmental regulations on green technology innovation in Chinese cities. Their empirical findings show that governmental regulations on carbon emissions and air pollution positively influence green technology innovation, supporting the “Porter Hypothesis”.

Likewise, Chen and Tanchangya (2022) explore the role of green technology and policy stringency on green growth in China. Their findings provide evidence that environmental policy stringency negatively affects green economic growth in the short term and shows no significant long-term effect. Another study by Afshan et al. (2023) assess the influence of green finance, eco-innovation, and environmental policy stringency on China's ecological footprint. The findings reveal that eco-innovation, green finance, and environmental policy stringency positively affect the ecological footprint. While recent studies have begun to explore the combination of ML with traditional econometric methods, such as the work by Nakano and Washizu (2022), which used neural networks to predict solar energy adoption in Japan, these approaches are still in their early stages, especially within the context of OECD economies.

Considering the ML approach, a few studies examine the relationship between the adoption and diffusion of green technologies and their potential related determinants. For instance, Magazzino et al. (2021) estimate the causal relationships among solar and wind energy production, coal consumption, economic expansion, and CO₂ emissions using advanced ML techniques. Their estimations reveal that while China and the US are expected to reduce CO₂ emissions due to increased renewable energy use, India is predicted to see a rise in emissions. Furthermore, Magazzino et al. (2021) investigate the relationships among Information and Communication Technologies (ICT) and environmental pollution in selected OECD countries through an ML algorithm. The ML findings confirm that ICT significantly contributes to CO₂ emissions. Another study by Peiró-Signes et al. (2022), employ an XGBoost model and ML methodologies to analyze the environmental orientation of innovative firms. Their estimation identifies the importance of policy regulations and managerial strategies in fostering an eco-innovative culture.

Recently, Zhou et al. (2024) forecast the impact of industrial robots on regional pollution in China. Their forecasting emphasizes that industrial robots significantly decrease pollution intensity across various provinces. Later, Aminullah, (2024) estimates the technology innovation and economic growth through system dynamics modeling. It highlights that link investments in General Purpose Technologies (GPTs) with industrial policy is crucial for inclusive growth and sustainable development, especially in the post-COVID-19 context. Furthermore, Zhao et al. (2024) investigate environmental quality utilizing panel data from 108 cities. Their findings reveal that green technological innovation significantly improves pollution reduction and carbon efficiency.

Furthermore, Sun et al. (2024) explore the forecasting of carbon pressure on low-carbon technological innovation in Chinese cities, utilizing random forest forecasting and ordinary least squares models. Their estimation supports that population size and economic development significantly promote low-carbon innovation. More importantly, previous studies (Hübler, 2011; Lee and Yang, 2018; Zhang et al., 2020; Bessi et al., 2021; Shahzad et al., 2022; Ahmad et al., 2023) also investigate the estimation of GTD by using ML approaches.

Despite the growing body of research on GTD, a significant gap remains in the application of advanced machine-learning techniques to predict the future spread of these technologies across

OECD economies. This study aims to fill this gap by integrating the ARIMA model into the forecasting process, providing a novel methodological approach that can enhance the accuracy and relevance of diffusion predictions. Additionally, by focusing on the specific context of OECD countries, this study offers insights that are directly applicable to policymakers in these nations, who are tasked with fostering green technology adoption as part of their sustainability agendas.

3. Data and Methodology

This study utilizes annual data from 1980 to 2022 for 38 OECD countries. These periods are chosen based on the data availability. GTD is based on patent applications from OECD statistics. This data provides insights into technological innovation and the frequency of new green technology inventions. Specifically, Figure 1 illustrates a time-series representation of overall GTD levels across OECD countries spanning from 1980 to 2022.

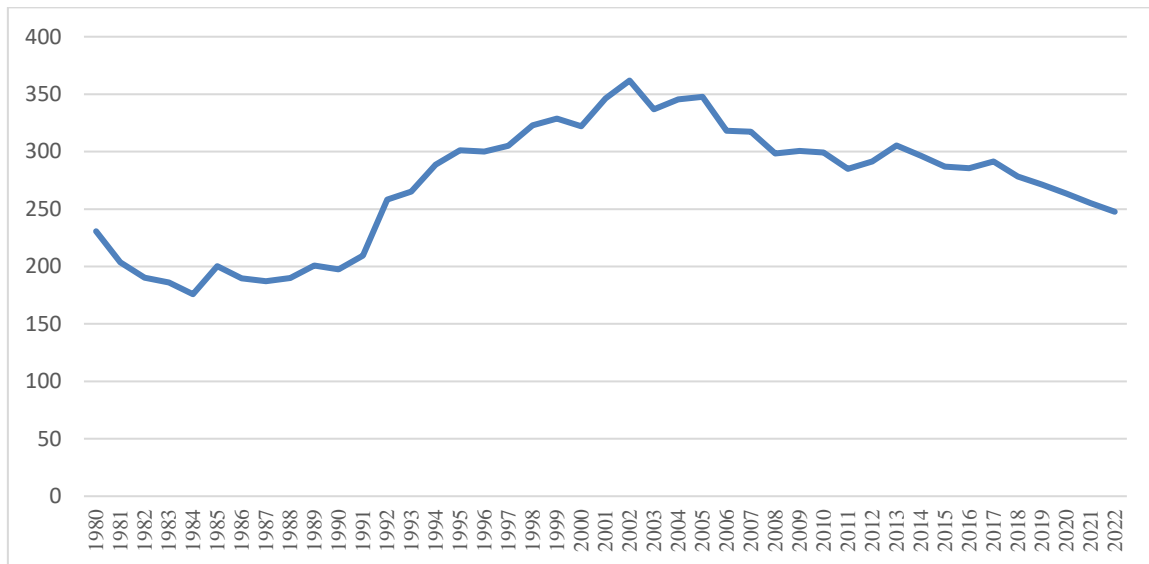


Figure 1. Green Technology Diffusion, 1980-2022

3.1. Machine Learning

ML is based on creating algorithms based on data on a given topic, updating outputs as new data becomes available, and using statistical analysis to predict outcomes. There are many different types of algorithms under ML that enable computers to learn. Computers extract a model from the learned data using various functions and statistical methods and can predict, predict, or classify new data according to this model. There are many different ML methods in the literature. These methods perform differently depending on the type of data. Therefore, it is difficult to say that one machine-learning method is superior to others. There are three basic stages in ML. These are:

1. Preparation of data: The first step is to prepare the right data, and the data needs to be prepared meticulously in order to reach the right results. At this stage, the data is made ready for processing by finding outliers, normalizing the data, etc. Depending on the type of problem, both numerical and symbolic (nominal) data can be processed.

2. **Training:** The second stage is to find the most appropriate model and train the data prepared in the first stage with this model. First, an ML method suitable for the problem is selected and the most appropriate model is created from the data by training. In order to find the appropriate model, as many models as possible should be built and tested. A part of the data in the training set is removed the model is validated and it is decided whether the model is appropriate or not.
3. **Testing:** The last stage is performance testing. For this, the model is tested by using the model created with data other than the training data used in the creation of the model. This data is called the test set. In the testing process, the performance of ML with the test set is measured by metrics such as accuracy rate, number of false positives, and number of true positives.

ML is used for classification, regression, and clustering, but it is also frequently used for time series analysis. ML and time series try to make new predictions based on information from the past. This is a type of supervised learning in ML. In this study, time series analysis is performed using ARIMA, an ML method known to give successful results.

3.2. Time Series Analysis

Time series analysis entails creating models that effectively represent or describe an observed time series, aiming to understand the underlying factors driving the observed patterns. The primary objective of time series analysis is to formulate mathematical models that can offer credible explanations based on the sample data. These models not only help in interpreting the historical data but also enable accurate forecasting, identifying trends, and understanding the temporal dynamics of the data, which can be applied to various fields.

3.3. Time Series Forecasting

The effectiveness of a time series forecasting model is measured by how well it predicts future values. This assessment can help clarify the reasons behind specific forecasts, interpret confidence intervals, or gain insights into the underlying issues. Time series data can be framed as a supervised learning problem. By using the previous time step as the input variable and the subsequent time step as the output variable, we can transform the time series dataset into a format suitable for supervised learning.

3.4. Forecasting Performance Measures

Time series forecasting performance metrics summarize the effectiveness and accuracy of the forecasting model. There are numerous metrics available for evaluation, and since time series forecasting usually involves predicting actual values—often categorized as regression problems—this paper will focus on metrics specifically designed to assess forecasts of real values.

3.5. Mean Absolute Error

The mean absolute error (MAE) is computed as the average of the forecast errors, with all error values treated as positive. This process, known as absolutizing, ensures that all errors are positive. An MAE of zero indicates perfect accuracy with no errors.

$$MAPE = \frac{\sum_{t=1}^n |(y_t - \hat{y}_t)/y_t|}{n} 100 \quad (1)$$

3.6. Mean Squared Error

The mean squared error (MSE) is determined by averaging the squared values of prediction errors. Squaring these errors ensures they are positive and disproportionately emphasizes larger errors. The error values are expressed in the squared units of the predictions. An MSE of zero signifies perfect accuracy or no error.

$$MSE = \frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2}{n} \quad (2)$$

3.7. Root Mean Squared Error

The MSE, described earlier, is presented in squared units relative to the forecasts. To revert to the original units of the estimates, one can calculate the square root of the MSE, resulting in the root mean square error (RMSE). Like the MSE, an RMSE of zero indicates that there is no error.

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^n |y_t - \hat{y}_t|}{n}} \quad (3)$$

3.8. Autoregressive Integrated Moving Average Model

The ARIMA model is a statistical approach used for analyzing and predicting time series data. ARIMA, short for ARIMA, combines three elements: autoregression, differencing, and moving averages. Specifically, it is a model that uses the dependent relationship between an observation and a set of lagged observations, AR (autoregression), I (integrated), differencing the raw observations, and MA (moving average) to stationary the time series. Forecasting with ARIMA usually consists of three main steps: identifying the temporal model, estimating the parameters, and diagnostic checking. The ARIMA model is denoted as (p, d, q), where each parameter is replaced with an integer to identify the specific ARIMA model used. The parameters are defined as follows: p is the number of lag observations in the model, also called the lag order; d is the number of differences applied to the raw data, known as the degree of differencing; and q is the size of the moving average window or the order of the moving average. To evaluate the model, forecasting metrics such as MAPE, MSE, and RMSE are employed. The ARIMA algorithm was repeatedly run using an optimization algorithm developed by the authors to create different models. An ARIMA model is evaluated by training it on a training dataset and testing its predictions on a test dataset.

In this study, we employ the ARIMA model, a robust machine-learning approach for time-series forecasting. The ARIMA model was chosen for its proven effectiveness in capturing

temporal dependencies and trends within the data. Traditional econometric models, such as those used in prior studies (Bass, 1969; Lee and Song, 2007), often assume linear relationships and may not fully capture the nuances of technology adoption dynamics. ML models, including ARIMA, can model more complex relationships and interactions within the data, providing a more nuanced understanding of diffusion patterns. The use of ML also facilitates advanced analytical capabilities, such as pattern recognition and trend analysis.

The dataset is split into two parts: 66% is allocated for the initial training set, while the remaining 34% is used for testing. Each iteration produces a model that can predict new data. The iterative approach trains a new ARIMA model at each time step, with forecasts made and recorded in a list during each iteration. This process allows for comparing all predictions against the actual values at the end of the test set, enabling the calculation of an error score, specifically the RMSE. Time series forecasting models can generate predictions and also provide confidence intervals, which define the upper and lower bounds for the actual observations. These intervals are useful for assessing the range of potential outcomes and evaluating the model's accuracy.

The Estimate function permits the specification of the confidence interval, with the alpha argument in the prediction function determining the confidence level. By default, alpha is set to 0.05, corresponding to a 95% confidence interval. This confidence interval is considered both reasonable and widely accepted. An alpha of 0.05 implies that the ARIMA model will calculate the upper and lower bounds of the forecast such that there is only a 5% probability that the actual value will fall outside this range. This approach is essential for understanding the uncertainty associated with the model's predictions, ensuring that the forecast encompasses the true value most of the time. By adjusting the alpha value, users change the confidence level to meet specific requirements, allowing for greater flexibility in risk assessment and decision-making.

Once the predictions are made, it is necessary to measure the prediction success of the ML methods on the dataset. Performance metrics have been developed for these purposes. Prediction metrics such as MAPE, MSE, and RMSE are used to evaluate the model (Sammut and Webb, 2010). Lewis (1982) considered predictions with MAPE values below 10% as “very good”. For the sake of simplicity and completeness, this paper presents MAPE scores for comparison with model accuracy. To generate different models, the ARIMA algorithm was run repeatedly using the optimization algorithm developed by the author. After checking for efficiency issues, the most efficient model was used.

4. Empirical Findings

After the successful development of the model, visual representations of the results were created. Figure 1 provides sufficient evidence to validate the models discussed in this paper. It illustrates the forecasted emissions for both the current period (1980-2022) and the future period (2023-2037). Figure 2 includes shades of gray representing the confidence intervals (upper and lower bounds of the forecasts). Additionally, Table 1 presents the modeling error and accuracy metrics identified during the model development to offer a clearer understanding of the forecast values. Table 1 presents forecast values for GTD from 2023 to 2037 across OECD countries, along with accuracy metrics such as MAPE, RMSE, and MSE.

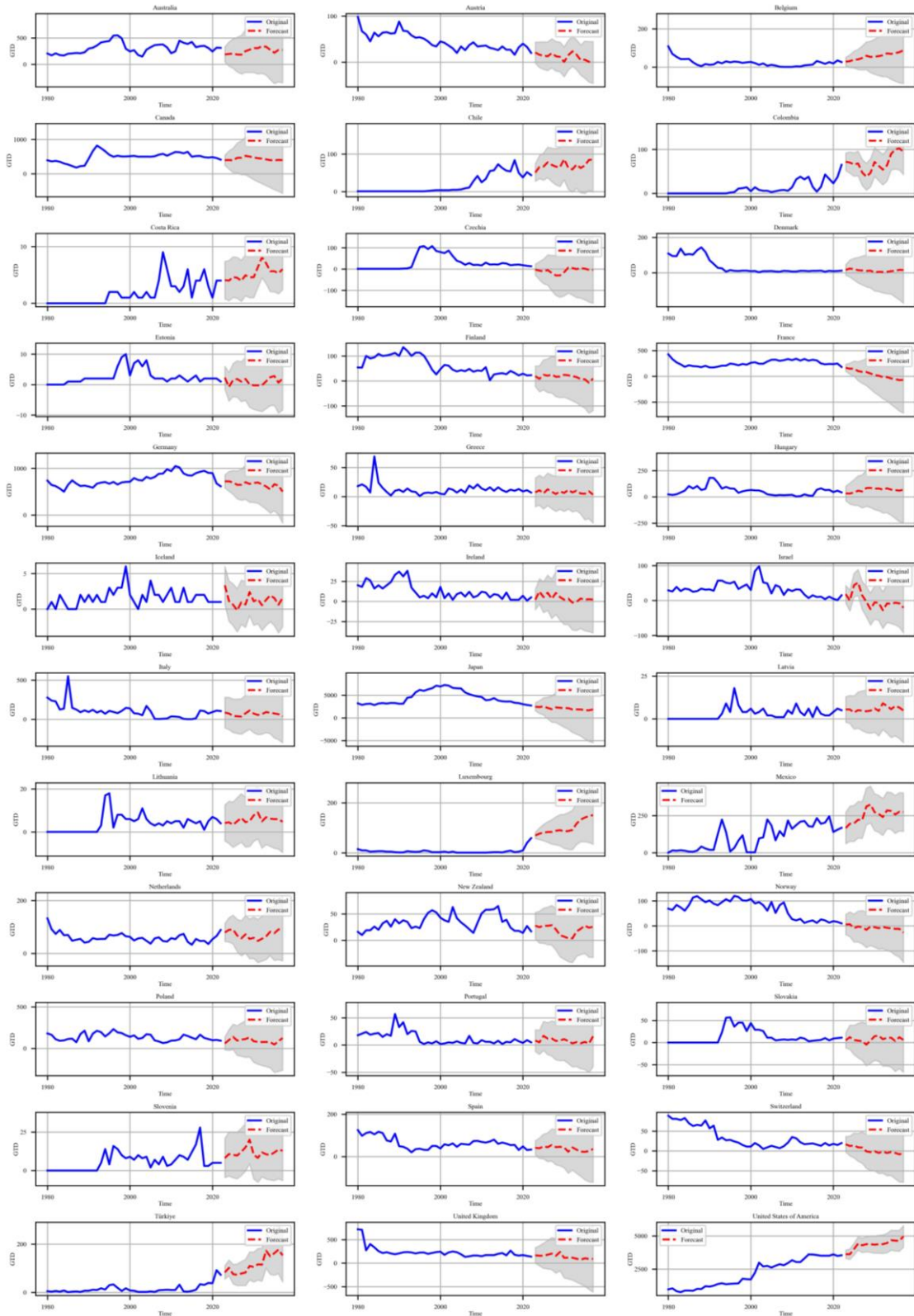


Figure 2. Green Technology Diffusion Estimates for 2023-2037

Table 1. Green Technology Diffusion Outlook from 2023 to 2037 in OECD Countries

Countries/Year	2023	2024	2025	2026	2027	2028	2029	2030	2031	2032	2033	2034	2035	2036	2037	MAPE	RMSE	MSE
Australia	188.03	195.65	203.94	184.87	182.32	249.63	277.05	308.02	306.18	343.5	333.87	275.25	219.65	272.37	272.91	21.99%	110.59	12229.15
Austria	20.85	16.03	14.19	12.7	19.27	12.8	11.33	0.59	14.95	23.39	16.35	4.52	5.38	0.8	-0.84	60.75%	21.76	473.61
Belgium	28.52	31	39.33	40.3	47.87	59.53	53.28	54.49	57.57	61.82	71.99	69.23	73.55	78.06	88.36	974.68%	43.31	1876
Canada	396.23	400.57	390.61	464.7	466.31	521.87	500.53	475.07	453.96	440.92	419.46	397.83	392.41	403.48	397.78	17.96%	114.61	13134.37
Chile	50.9	65.51	66.95	77.97	71.34	66.54	65.39	86.6	63.77	59.34	72.11	62.91	69.71	84.38	85.82	55.58%	25.75	662.82
Colombia	72.02	70.27	65.84	68.25	47.62	38.05	46.76	71.61	62.89	54.17	63.8	89.98	100.21	102.53	94.83	354.18%	48.63	2364.48
Costa Rica	4.09	4	4.62	4.5	3.96	4.94	4.59	4.6	6.36	8.13	7.08	5.66	5.66	5.3	6.02	103.73%	2.76	7.59
Czechia	-2.82	-7.53	-11.19	-4.71	-18.75	-30.26	-29.99	-14.94	6.27	4.53	-0.42	4.21	1.72	-3.41	-4.58	135.88%	30.74	944.78
Denmark	16.29	23.72	20.42	14.48	12.75	10.45	12.08	1.58	5.31	4.24	5.04	9.03	11.38	16.44	15.58	59.71%	6.89	47.4
Estonia	2.29	-0.72	1.5	1.84	0.97	1.86	0.07	-0.25	-0.25	-0.25	1.07	2.42	2.81	0.64	2.02	67.39%	1.42	2
Finland	19.23	8.39	24.32	20.91	25.35	16.53	17.64	24.52	22.42	19.38	15.36	7.24	6.79	-7.1	9.54	101.71%	20.13	405.05
France	165.93	148.37	150.96	102.39	87.12	85.08	56.1	26.59	11.61	-12.09	-13.76	-40.26	-53.62	-72.66	-67.81	90.52%	252.3	63653.07
Germany	720.89	720.81	697.89	646.22	647.77	702.13	666.64	687.12	696.6	657.17	612.46	549.61	659.08	629.7	502.13	25.61%	253.38	64200.55
Greece	7.33	10.99	5.66	12.61	8.21	4.53	9	6.34	11.46	7.24	10.13	5.4	4.96	9.06	3.51	40.94%	5.79	33.53
Hungary	33.22	32.07	42.28	58.58	51.93	84.5	85.28	78.25	79.83	69.95	81.29	69.45	64.71	59.76	68.07	263.62%	37.46	1402.97
Iceland	3.34	1.14	0.61	-0.17	0.96	0.64	2.39	1.09	1.4	0.54	1.3	1.93	1.55	0.61	1.56	72.28%	1.3	1.69
Ireland	2.05	12.33	5.34	10.75	3.26	10.47	5.35	2.04	3.45	-1.46	-0.56	3.59	2.08	2.72	2.22	70.43%	3.72	13.84
Israel	18.26	-0.21	43.78	51.48	14.38	-3.35	-24.58	-5.36	-6.64	-27.71	-8.5	-9.27	-6.32	-8.03	-20.79	225.41%	22.57	509.23
Italy	84.75	73.47	43.67	37.32	34.63	74.89	110.67	72.65	54.35	64.84	91.59	82.26	74.11	64	35.03	1477%	54.08	2925.05
Japan	2470.5	2399.8	2557.1	2203.9	1944.3	2321.7	2231.2	2171.3	2152.8	1875.8	1892.5	1875.3	1717.8	1686	1867.7	44.06%	1740.8	3030394
Latvia	5.51	5.52	3.69	5.07	4.73	4.42	4.76	6.12	4.63	9.08	7.57	5.64	7.5	6.6	4.86	133.15%	3.37	11.34
Lithuania	4.18	4.46	3.36	4.98	6.56	4.55	5.03	7.71	9.07	4.91	6.86	6.18	5.95	6.01	4.71	71.08%	2.34	5.49
Luxembourg	69.57	76.86	81.35	83.37	83.9	88.39	90.78	86.05	87.37	91.89	116.96	132.65	141.23	147.32	150.91	3676%	93.96	8828.5
Mexico	166.15	195.21	197.38	222.05	220.42	310.47	324.29	272.98	261.65	240.11	284.83	281.06	257.46	275.45	273.29	40.19%	80.17	6427.88
Netherlands	79.32	89.37	90.3	67.95	57.22	72.22	55.16	59.14	47.35	55.79	64.55	82.25	76.8	90.65	94.74	43.64%	24.37	594.02
New Zealand	27.81	24.85	27.66	27.48	28.58	20.74	9.74	6.88	3.83	3.67	16.74	21.71	27.89	23.9	25.75	57.82%	25.63	656.82
Norway	5.54	6.72	-8.72	-2.62	-5.31	-15.52	-2.81	-5.19	-9.14	-4.16	-7.7	-9.63	-11.83	-11.87	-27.02	154.69%	36.94	1364.61
Poland	59.53	100.47	138.79	93.57	105.22	112.25	132.74	85.54	77.71	76.19	77.2	74.61	45.86	85.98	124.65	29.10%	40.45	1636.23
Portugal	8.27	5.05	16.89	11.85	12.07	7.51	8.53	10.86	7.26	3.12	5.49	3.31	5.82	2.95	16.04	103.76%	5.57	31.05
Slovakia	5.01	12.08	5.83	4.27	3.32	-4.73	4.46	14.27	15.49	7.51	10.59	10.9	3.54	12.04	5.73	79.40%	6.37	40.64
Slovenia	8.13	10.74	10.15	9.81	12.17	15.1	20.08	10.24	8.24	11.82	10.59	10.13	11.79	13.66	12.91	121.29%	7.97	63.53
Spain	41.5	39.07	47.6	44.09	54.46	44.41	46.05	42.5	22.82	42.96	32.6	23.4	22.02	25.9	35.66	33.87%	23.5	552.28
Switzerland	16.83	12.52	14.01	9.06	8.43	-0.94	-2.92	-0.87	-5	-1.55	-5.11	-2.66	-4.97	-8.63	-4.91	99.84%	19.44	377.81
Türkiye	83	101.62	75.71	72.85	78.3	82.39	109.47	105.1	116.15	114.85	172.8	149.42	162.38	177.13	153.48	840.58%	93.22	8689.38
U.K.	165.76	158.48	158.61	180.09	203.88	156.22	239.01	113.78	116.31	115.97	95.21	74.29	103.46	90.55	91.81	27.55%	65.62	4305.47
USA	3624.9	3623.8	4004.8	4428.5	4294.6	4379.2	4376.9	4342.4	4377.7	4379.4	4464.1	4679.3	4646.1	4633.1	4970.4	30%	1025.7	1052075

High GTD Growth: Japan, Germany, and the United States exhibit high absolute values, suggesting significant investments and adoption rates in green technologies.

Moderate GTD Growth: Countries like Australia, Canada, and Mexico have shown steady but moderate increases in GTD over the years.

Low GTD Growth: Some countries, including Ireland, Iceland, Austria, Czechia, Latvia, Lithuania, Norway, Slovakia, Slovenia, Switzerland, Israel, Costa Rica, and Estonia, show low or even negative values in certain years, indicating potential challenges in adopting green technologies.

Furthermore, Table 1 displays the error metrics and accuracy parameters identified throughout the model development process. MAPE measures the accuracy of the forecast. Lower MAPE values indicate higher accuracy. For example, countries like Canada (17.96%), Australia (21.99%) and Germany (25.61%) have relatively low MAPE, indicating more reliable forecasts. In contrast, countries like Belgium (974.68%), Türkiye (840.58%), and Colombia (354.18%) have high MAPE values, suggesting less accurate predictions. RMSE provides the standard deviation of the residuals. Lower values indicate that the predictions are close to the actual data points. Iceland (1.3), Estonia (1.42), and Lithuania (2.34) have low RMSE values, while Japan (1740.8), the USA (1125.7%), and Germany (253.38%) have a significantly high RMSE, pointing to larger prediction errors. MSE is the average of the squares of the errors. Countries like Ireland (1.69), Estonia (2), and Lithuania (5.49) have lower MSE values, whereas Japan (3030934), the USA (1052075) and Germany (64200.55) have extremely high MSE.

4.1. Discussion

The findings of the study indicate that Japan, Germany, and the USA will experience significant growth in GTD. This finding is consistent with recent studies highlighting these countries' leadership in green technology. For instance, a study by Jaffe et al. (2003) underscores the role of advanced research infrastructure and aggressive policy frameworks in these nations, which aligns with our results showing strong growth in green technology adoption. Furthermore, the work of Gröbler et al. (1991) supports this observation, emphasizing that countries with substantial investments in innovation and supportive regulatory environments are likely to lead in technology diffusion.

On the other hand, countries like Australia, Canada, and Mexico are projected to see moderate increases in green technology adoption. This is consistent with recent research, such as that by Hascic et al. (2020), which found that while these countries have made significant strides in green technology, their progress is hampered by less aggressive policy measures and slower economic transitions compared to leading countries. Ireland and Iceland are forecasted to face challenges with low or negative growth in green technology adoption. This diverges from some recent studies, such as the one by Zeng et al. (2022), which suggested that smaller or less economically diverse countries might experience faster adoption rates due to less entrenched technologies. The results indicate that specific barriers, such as limited economic resources and less aggressive environmental policies, contribute to slower or stagnated growth in these countries.

5. Conclusion and Policy Implications

In this study, we have utilized advanced ML methodologies, particularly the ARIMA model, to forecast the diffusion of green technologies in OECD countries from 1980 to 2022 and 2023 to 2037. The dataset is divided into two segments: 66% is allocated for the initial training phase, while the remaining 34% is reserved for testing. The results of this study provide an overview of GTD forecasts for OECD countries from 2023 to 2037, highlighting growth trends and accuracy metrics. Countries like Japan, Germany, and the USA are expected to experience high GTD growth, while Australia, Canada, and Mexico show moderate increases. In contrast, countries such as Ireland and Iceland face challenges with low or negative GTD values. The accuracy of these forecasts is assessed using metrics like Mean Absolute Percentage Error (MAPE), RMSE, and MSE. Lower MAPE values (e.g., Canada 17.96%) and RMSE (e.g., Iceland 1.3) indicate more reliable predictions, whereas higher values (e.g., Belgium 974.68% MAPE and Japan 1740.8 RMSE) suggest less accurate forecasts.

The empirical findings based on the ARIMA model suggested that most countries display an increasing trend in GTD, indicating a positive outlook for green technology adoption over the forecast period. Based on these findings, countries such as Australia, Belgium, Canada, Czechia, Denmark, Finland, Greece, Hungary, Netherlands, Spain, and Slovakia show a consistent upward trend in GTD, reflecting stable progress in green technology adoption. On the other hand, countries like Mexico, Luxemburg, Türkiye, and the USA exhibit a steeper upward trend in GTD, suggesting more accelerated adoption rates, possibly due to recent policy shifts or increased investments in green technologies. In contrast, countries such as Austria, France, Japan, Germany, Finland, Norway, and Switzerland show a consistent downward trend in GTD, reflecting stable progress in green technology adoption. These countries have been early adopters of green technologies and have established robust frameworks and policies supporting environmental sustainability.

Most countries, including Colombia, Chile, Costa Rica, Estonia, Iceland, Ireland, Italy, Israel, Lithuania, Latvia, New Zealand, and Slovenia, display fluctuations in the forecasted GTD, which may imply variability in green technology adoption rates due to economic, political, environmental, and social factors. These fluctuations may be attributed to several factors. Economically, these countries might face budget constraints or shifting priorities that affect funding for green technologies. Politically, changes in government or policy directions can lead to inconsistent support for environmental initiatives. Environmentally, natural resource availability and environmental challenges influence the pace of green technology adoption. Socially, public awareness, cultural attitudes, and societal readiness for adopting new technologies can vary, causing uneven adoption rates.

Finally, the findings highlight the critical role of green technologies in addressing environmental challenges and promoting sustainable economic growth. The insights gained from this study underscore the importance of strategic planning and investment in green technologies to achieve long-term sustainability goals. Policymakers and stakeholders in OECD countries must prioritize the development and implementation of green technologies to foster economic resilience and environmental sustainability.

Drawing from these findings, this study offers policy recommendations to aid governments and policymakers in promoting environmental sustainability in the region and achieving the environmental targets outlined for sustainable development. Governments should increase

investment in green technologies by providing financial support through subsidies, grants, and low-interest loans, accelerating the development and deployment of environmentally friendly solutions. Strengthening regulatory frameworks is essential, involving the enforcement of stricter emission standards, mandates for renewable energy usage, and penalties for non-compliance. Promoting public-private partnerships can enhance green technology dissemination through co-financing projects, risk-sharing, and knowledge exchange platforms. It is essential to invest in education and training initiatives to ready the workforce for green jobs, which involves revising curriculums and offering vocational training. Consumer adoption can be incentivized through tax rebates for electric vehicles, subsidies for solar panels, and awareness campaigns about green technologies. Supporting small and medium enterprises (SMEs) with financial aid, technical assistance, and market access for green products is vital for broader technology adoption. International cooperation and knowledge sharing through global agreements, collaborative research, and participation in environmental forums drive collective progress. Establishing robust monitoring and evaluation mechanisms to assess policy effectiveness, set clear targets, collect adoption data, and use ML models for future predictions will ensure continuous improvement. These recommendations enhance GTD in OECD countries, fostering sustainable economic growth and environmental preservation.

Although this study utilized the ARIMA model, future research should consider incorporating and comparing results with other ML models, such as neural networks, support vector machines, and ensemble methods. This provides a more robust and nuanced understanding of GTD trends. Secondly, the results of this study may not be applicable to developing countries in Africa or Asia due to their distinct economic characteristics. Therefore, future research should consider using datasets from these regions. Third, future studies could incorporate policy simulation and scenario analysis to evaluate the potential impacts of various policy interventions on GTD. By simulating different regulatory, financial, and social scenarios, policymakers can better understand the most effective strategies for accelerating green technology adoption.

One limitation of this study is the variability in the availability and quality of data across different countries. While comprehensive data on green technology adoption is available for some OECD countries, others may have incomplete or inconsistent data. This limitation can affect the accuracy and reliability of the forecasting models. The use of the ARIMA model relies on certain assumptions, such as linearity and stationarity in time-series data. While ARIMA is a powerful tool for forecasting, these assumptions may not fully capture the complex, non-linear dynamics of GTD.

Declaration of Research and Publication Ethics

This study does not require ethics committee approval and/or legal/private authorization is compatible with research and publication ethics.

Researcher's Contribution Rate Declaration

The authors declare that they have contributed equally to the article.

Researcher's Conflict of Interest Declaration

There are no potential conflicts of interest in this study.

References

- Afshan, S., Yaqoob, T., Meo, M.S. and Hamid, B. (2023). Can green finance, green technologies, and environmental policy stringency leverage sustainability in China: Evidence from quantile-ARDL estimation. *Environmental Science and Pollution Research*, 30(22), 61726–61740. <https://doi.org/10.1007/s11356-023-26346-1>
- Ahmad, M., Kuldashaeva, Z., Nasriddinov, F., Balbaa, M.E. and Fahlevi, M. (2023). Is achieving environmental sustainability dependent on information communication technology and globalization? Evidence from selected OECD countries. *Environmental Technology and Innovation*, 31, 103178. <https://doi.org/10.1016/j.eti.2023.103178>
- Allan, C., Jaffe, A.B. and Sin, I. (2013). Diffusion of green technology: A survey. *International Review of Environmental and Resource Economics*, 7(1), 1–33. <https://doi.org/10.1561/101.00000055>
- Aminullah, E. (2024). Forecasting of technology innovation and economic growth in Indonesia. *Technological Forecasting and Social Change*, 202, 123333. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2024.123333>
- Bessi, A., Guidolin, M. and Manfredi, P. (2021). The role of gas on future perspectives of renewable energy diffusion: Bridging technology or lock-in? *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 152, 111673. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2021.111673>
- Chen, L. and Tanchangya, P. (2022). Analyzing the role of environmental technologies and environmental policy stringency on green growth in China. *Environmental Science and Pollution Research*, 29(37), 55630–55638. <https://doi.org/10.1007/s11356-022-19673-2>
- Chen, Y., Yao, Z. and Zhong, K. (2022). Do environmental regulations of carbon emissions and air pollution foster green technology innovation: Evidence from China’s prefecture-level cities. *Journal of Cleaner Production*, 350, 131537. <https://doi.org/10.1016/J.JCLEPRO.2022.131537>
- Ciccarelli, M. and Marotta, F. (2024). Demand or supply? An empirical exploration of the effects of climate change on the macroeconomy. *Energy Economics*, 129, 107163. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2023.107163>
- Cohen, F., Glachant, M., Söderholm, P. and Stephan, M. (2017). The impact of energy prices on the adoption of renewable energy: Lessons from the European Union. *Renewable Energy*, 105, 165–176. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2017.10.020>
- Dewick, P., Green, K., Fleetwood, T. and Miozzo, M. (2006). Modelling creative destruction: Technological diffusion and industrial structure change to 2050. *Technological Forecasting and Social Change*, 73(9), 1084–1106. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2006.04.002>
- Dutz, M.A. and Sharma, S. (2012). *Green growth, technology and innovation* (Policy Research Working Paper No. 5932). Retrieved from <https://core.ac.uk/download/pdf/6419675.pdf>
- Grübler, A., Nakićenović, N. and Victor, D.G. (1999). Modeling technological change: Implications for the global environment. *Annual Review of Energy and the Environment*, 24(1), 545–569. <https://doi.org/10.1146/annurev.energy.24.1.545>
- Habiba, U., Xinbang, C. and Anwar, A. (2022). Do green technology innovations, financial development, and renewable energy use help to curb carbon emissions? *Renewable Energy*, 193, 1082–1093. <https://doi.org/10.1016/J.RENENE.2022.05.084>
- Hall, B. H. (2004). Innovation and diffusion. In J. Fagerberg and D.C. Mowery (Eds.), *The Oxford handbook of innovation* (pp. 459–484). <https://doi.org/10.1093/oxfordhb/9780199286805.003.0017>
- Hall, B. H. and Khan, B. (2003). *Adoption of new technology* (NBRE Working Paper Series No. 9730). Retrieved from https://www.nber.org/system/files/working_papers/w9730/w9730.pdf
- Han, C. and Yang, L. (2024). Financing and management strategies for expanding green development projects: A case study of energy corporation in China’s renewable energy sector using machine learning (ML) modeling. *Sustainability*, 16(11), 4338. <https://doi.org/10.3390/su16114338>

- Hao, L.N., Umar, M., Khan, Z. and Ali, W. (2021). Green growth and low carbon emission in G7 countries: How critical the network of environmental taxes, renewable energy and human capital is? *Science of the Total Environment*, 752, 141853. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2020.141853>
- Haščič, I., Johnstone, N., Watson, F. and Kaminker, C. (2020). *Climate policy and technological innovation and transfer: An overview of trends and recent empirical results* (OECD Environment Working Papers No. 30). <https://doi.org/10.1787/5km33bnggcd0-en>
- Hübler, M. (2011). Technology diffusion under contraction and convergence: A CGE analysis of China. *Energy Economics*, 33(1), 131–142. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2010.09.002>
- Hussain, J., Lee, C.C. and Chen, Y. (2022a). Optimal green technology investment and emission reduction in emissions generating companies under the support of green bond and subsidy. *Technological Forecasting and Social Change*, 183, 121952. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2022.121952>
- Hussain, Z., Mehmood, B., Khan, M.K. and Tsimisaraka, R.S.M. (2022b). Green growth, green technology, and environmental health: Evidence from high-GDP countries. *Frontiers in Public Health*, 9, 816697. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2021.816697>
- Jaffe, A.B., Newell, R.G. and Stavins, R.N. (2003). Technological change and the environment. In K-G. Mäler and J.R. Vincent (Eds.), *Handbook of environmental economics* (pp. 461-516). [https://doi.org/10.1016/S1574-0099\(03\)01016-7](https://doi.org/10.1016/S1574-0099(03)01016-7)
- Johnstone, N., Haščič, I. and Popp, D. (2010). Renewable energy policies and technological innovation: Evidence based on patent counts. *Environmental and Resource Economics*, 45(1), 133-155. <https://doi.org/10.1007/s10640-009-9309-1>
- Lee, J. and Yang, J.S. (2018). Government R&D investment decision-making in the energy sector: LCOE foresight model reveals what regression analysis cannot. *Energy Strategy Reviews*, 21, 1–15. <https://doi.org/10.1016/j.esr.2018.04.003>
- Lin, B. and Ma, R. (2022). Green technology innovations, urban innovation environment and CO2 emission reduction in China: Fresh evidence from a partially linear functional-coefficient panel model. *Technological Forecasting and Social Change*, 176, 121434. <https://doi.org/10.1016/J.TECHFORE.2021.121434>
- Luo, S. and Mabrouk, F. (2022). Nexus between natural resources, globalization and ecological sustainability in resource-rich countries: Dynamic role of green technology and environmental regulation. *Resources Policy*, 79, 103027. <https://doi.org/10.1016/J.RESOURPOL.2022.103027>
- Luo, Z., Wang, C., Tang, Q. and Tian, W. (2024). Renewable energy technology innovation effect on the economics growth. *Chemistry and Technology of Fuels and Oils*, 59(6), 1271-1278. <https://doi.org/10.1007/s10553-024-01644-7>
- Lv, C., Shao, C. and Lee, C.C. (2021). Green technology innovation and financial development: Do environmental regulation and innovation output matter? *Energy Economics*, 98, 105237. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105237>
- Magazzino, C., Mele, M. and Schneider, N. (2021). A machine learning approach on the relationship among solar and wind energy production, coal consumption, GDP, and CO2 emissions. *Renewable Energy*, 167, 99-115. <https://doi.org/10.1016/j.renene.2020.11.050>
- Magazzino, C., Mele, M., Morelli, G. and Schneider, N. (2021). The nexus between information technology and environmental pollution: Application of a new machine learning algorithm to OECD countries. *Utilities Policy*, 72, 101256. <https://doi.org/10.1016/j.jup.2021.101256>
- Maiti, M. (2022). Does improvement in green growth influence the development of environmental related technology? *Innovation and Green Development*, 1(2), 100008. <https://doi.org/10.1016/j.igd.2022.100008>
- Meng, F., Xu, Y. and Zhao, G. (2020). Environmental regulations, green innovation and intelligent upgrading of manufacturing enterprises: Evidence from China. *Scientific Reports*, 10(1), 14485. <https://doi.org/10.1038/s41598-020-71423-x>

- Nakano, S. and Washizu, A. (2022). A study on energy tax reform for carbon pricing using an input-output table for the analysis of a next-generation energy system. *Energies*, 15, 2162. <https://doi.org/10.3390/en15062162>
- Oyebanji, M.O. and Kirikkaleli, D. (2023). Green technology, green electricity, and environmental sustainability in Western European countries. *Environmental Science and Pollution Research*, 30(13), 38525–38534. <https://doi.org/10.1007/s11356-022-24793-w>
- Peiró-Signes, Á., Segarra-Oña, M., Trull-Domínguez, Ó. and Sánchez-Planelles, J. (2022). Exposing the ideal combination of endogenous–exogenous drivers for companies’ ecoinnovative orientation: Results from machine-learning methods. *Socio-Economic Planning Sciences*, 79, 101145. <https://doi.org/10.1016/j.seps.2021.101145>
- Popp, D. (2006). International innovation and diffusion of air pollution control technologies: The effects of NOX and SO2 regulation in the US, Japan, and Germany. *Journal of Environmental Economics and Management*, 51(1), 46-71. <https://doi.org/10.1016/j.jeem.2005.04.006>
- Rao, K.U. and Kishore, V.V.N. (2010). A review of technology diffusion models with special reference to renewable energy technologies. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 14(3), 1070–1078. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2009.11.007>
- Rogers, E.M. (2003). *Diffusion of innovations* (5th ed.). New York: Free Press.
- Sadiq, M., Chau, K.Y., Ha, N.T.T., Phan, T.T.H., Ngo, T.Q. and Huy, P.Q. (2023). The impact of green finance, eco-innovation, renewable energy and carbon taxes on CO2 emissions in BRICS countries: Evidence from CS ARDL estimation. *Geoscience Frontiers*, 101689. <https://doi.org/10.1016/J.GSF.2023.101689>
- Shahzad, M., Qu, Y., Rehman, S.U. and Zafar, A.U. (2022). Adoption of green innovation technology to accelerate sustainable development among manufacturing industry. *Journal of Innovation and Knowledge*, 7(4), 100231. <https://doi.org/10.1016/j.jik.2022.100231>
- Shen, F., Liu, B., Luo, F., Wu, C., Chen, H. and Wei, W. (2021). The effect of economic growth target constraints on green technology innovation. *Journal of Environmental Management*, 292, 112765. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2021.112765>
- Sun, Q., Chen, H., Wang, Y., Wang, X., Peng, X., Zhang, Q. and Sun, Y. (2024). Does environmental carbon pressure lead to low-carbon technology innovation? Empirical evidence from Chinese cities based on satellite remote sensing and machine learning. *Computers and Industrial Engineering*, 189, 109948. <https://doi.org/10.1016/j.cie.2024.109948>
- Sun, Y., Li, H., Andlib, Z. and Genie, M.G. (2022). How do renewable energy and urbanization cause carbon emissions? Evidence from advanced panel estimation techniques. *Renewable Energy*, 185, 996–1005. <https://doi.org/10.1016/j.renene.2021.12.112>
- Tornatzky, L.G. and Fleischer, M. (1990). *The processes of technological innovation*. Maryland: Lexington Books.
- Tsimisaraka, R.S.M., Xiang, L., Andrianarivo, A.R.N.A., Josoa, E.Z., Khan, N., Hanif, M.S., ... Limongi, R. (2023). Impact of financial inclusion, globalization, renewable energy, ICT, and economic growth on CO2 emission in OBOR countries. *Sustainability*, 15(8), 6534. <https://doi.org/10.3390/su15086534>
- Tuganova, R., Permyakova, A., Kuznetsova, A., Rakhmanova, K., Monzul, N., Uvarov, R., ... Budenny, S. (2022). Relationships between patenting trends and research activity for green energy technologies. *arXiv e-prints, arXiv-2010*. Retrieved from <http://arxiv.org/abs/2210.09611>
- UNFCCC. (2015). *The Paris Agreement*. United Nations framework convention on climate change. Retrieved from <https://unfccc.int/process-and-meetings/the-paris-agreement>
- Wang, Q., Sun, T. and Li, R. (2023a). Does artificial intelligence promote green innovation? An assessment based on direct, indirect, spillover, and heterogeneity effects. *Energy & Environment*. <https://doi.org/10.1177/0958305x231220520>
- Wang, S., Zhang, W., Wang, H., Wang, J. and Jiang, M.J. (2021). How does income inequality influence environmental regulation in the context of corruption? A panel threshold analysis based on Chinese

provincial data. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(15), 8050. <https://doi.org/10.3390/ijerph18158050>

- Wang, X., Li, J. and Wang, N. (2023). Are economic growth pressures inhibiting green total factor productivity growth? *Sustainability*, 15(6), 5239. <https://doi.org/10.3390/su15065239>
- Xu, S.C., Li, Y.F., Zhang, J.N., Wang, Y., Ma, X.X., Liu, H.Y., ... Tao, Y. (2021). Do foreign direct investment and environmental regulation improve green technology innovation? An empirical analysis based on panel data from the Chinese manufacturing industry. *Environmental Science and Pollution Research*, 28(39), 55302–55314. <https://doi.org/10.1007/s11356-021-14648-1>
- Zeng, S., Tanveer, A., Fu, X., Gu, Y. and Irfan, M. (2022). Modeling the influence of critical factors on the adoption of green energy technologies. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 168, 112817. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2022.112817>
- Zhang, D., Mohsin, M., Rasheed, A.K., Chang, Y. and Taghizadeh-Hesary, F. (2021). Public spending and green economic growth in BRI region: Mediating role of green finance. *Energy Policy*, 153(1), 112256. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2021.112256>
- Zhang, S., Bauer, N., Yin, G. and Xie, X. (2020). Technology learning and diffusion at the global and local scales: A modeling exercise in the REMIND model. *Technological Forecasting and Social Change*, 151, 119765. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2019.119765>
- Zhao, Q., Jiang, M., Zhao, Z., Liu, F. and Zhou, L. (2024). The impact of green innovation on carbon reduction efficiency in China: Evidence from machine learning validation. *Energy Economics*, 133, 107525. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2024.107525>
- Zhou, P., Abbas, J., Najam, H. and Alvarez-Otero, S. (2023). Nexus of renewable energy output, green technological innovation, and financial development for carbon neutrality of Asian emerging economies. *Sustainable Energy Technologies and Assessments*, 58, 103371. <https://doi.org/10.1016/J.SETA.2023.103371>
- Zhou, W., Zhuang, Y. and Chen, Y. (2024). How does artificial intelligence affect pollutant emissions by improving energy efficiency and developing green technology. *Energy Economics*, 131, 107355. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2024.107355>

THE RETREAT FROM BIST: INSIGHTS INTO FOREIGN PORTFOLIO INVESTMENT MOVEMENTS

BIST'ten Geri Çekilme: Yabancı Portföy Yatırım Hareketlerine Bakış

Özge SEZGIN ALP *^{ID} & Adalet HAZAR **^{ID} & Şenol BABUŞCU ***^{ID}

Abstract

The need for rapid growth and development in developing countries increases the demand for capital. As a result, foreign portfolio investments are of great importance, especially in emerging markets, as they help meet capital needs. However, their ability to move quickly also introduces high volatility to financial markets. This study examines changes in the share of foreign portfolio investors in Borsa İstanbul from 2004 to 2023, aiming to provide long-term insights to market participants. Initially, changes in the foreign portfolio investor ratio over time are graphically analyzed alongside the BIST 100 index and the average interest rate of deposits with a maturity of up to 3 months. These changes are evaluated in the context of both global and local developments. The study then investigates the causal relationship between the foreign portfolio investor ratio and the BIST 100 index using a cointegration test and a causality test based on the VECM model. The findings show a one-way causality from the BIST 100 index to the foreign portfolio investor ratio, indicating that foreign investors' market movements are largely influenced by the performance of the BIST 100, and local market dynamics significantly affect foreign capital inflows.

Keywords:

Foreign Portfolio Investment, Borsa İstanbul, Causality Analysis.

JEL Codes:

G2, G10, G19

Öz

Hızlı büyüme ve kalkınma ihtiyacı, gelişmekte olan ülkelerde sermaye ihtiyacını arttırmaktadır. Bu nedenle yabancı portföy yatırımları özellikle gelişmekte olan piyasalar için sermaye ihtiyacını karşılamaya katkı sağlamaları nedeniyle büyük önem taşırken, aynı zamanda hızlı hareket edebilme yetenekleri nedeniyle finansal piyasalar açısından yüksek volatilité oluşturabilmektedir. Bu çalışmada 2004-2023 yılları arasında Borsa İstanbul'da yer alan yabancı portföy yatırımcılarının paylarındaki değişimler incelenerek piyasa aktörlerine uzun dönem için öngörü sunma amacını taşımaktadır. Öncelikle çalışmada, yabancı portföy yatırımcı oranının yıllar içindeki değişimleri BIST 100 endeksi ve vadesi 3 aya kadar olan mevduatların ortalama faizi ile birlikte grafik ile incelenmiştir. Yabancı portföy yatırımcı oranındaki değişimler küresel ve yerel gelişmeler eşliğinde değerlendirilmiştir. Daha sonra yabancı portföy yatırımcı oranı ile BIST 100 endeksi arasındaki nedensellik ilişkisi geniş bir zaman dilimini içerisine dahil edecek şekilde eşbütünleşme testi ve VECM modelini temel alan nedensellik testi ile analiz edilmiştir. Sonuçlar, BIST100 endeksinden yabancı portföy yatırımcı oranına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğunu göstermektedir. Bu bulgu, yabancı yatırımcıların piyasadaki hareketlerini büyük ölçüde BIST 100'ün performansına göre şekillendirdiklerini ve yerel piyasa dinamiklerinin yabancı sermaye girişleri üzerinde belirleyici olduğunu ortaya koymaktadır.

Anahtar

Kelimeler:

Yabancı Portföy Yatırımı, Borsa İstanbul, Nedensellik Analizi.

JEL Kodları:

G2, G10, G19

* Prof. Dr., Baskent University, Faculty of Commercial Sciences, Department of Accounting and Finance Management, Ankara, Türkiye, osezgin@baskent.edu.tr

** Prof. Dr., Baskent University, Faculty of Commercial Sciences, Department of International Finance and Banking, Ankara, Türkiye, ahazar@baskent.edu.tr

*** Prof. Dr., Baskent University, Faculty of Commercial Sciences, Department of International Finance and Banking, Ankara, Türkiye, babuscu@baskent.edu.tr

Received Date (Makale Geliş Tarihi): 14.06.2024 Accepted Date (Makale Kabul Tarihi): 29.09.2024

This article is licensed under Creative Commons Attribution 4.0 International License.



1. Introduction

The main problem of developing countries, including Türkiye, is the lack of capital. The need for rapid growth and development increases the need for capital in developing countries, whereas the lack of capital makes it necessary to provide external capital. This phenomenon, called foreign capital, is divided into two segments direct capital investments, which include long-term investments, and portfolio investments, which include short-term capital movements. In this study, foreign portfolio investments are discussed.

Portfolio investments are investments made in financial instruments such as stocks, bonds, and bills, to provide interest, value increase, or dividend income. Portfolio investments also include money market instruments and financial derivatives (Efe, 2008). Foreign portfolio investments contribute to economic growth by increasing capital accumulation. It also prevents the pressure on the exchange rates as it provides foreign exchange inflow to the country. In addition, foreign portfolio investments contribute to the formation of a deeper market by increasing the liquidity in the capital markets (Ustaoglu, 2021). Despite the positive aspects, foreign investor transactions are thought to cause emerging markets to become unstable and may slow down economic growth (Avci, 2015).

The most important factors for foreign investors are the security of the capital and profit potential. The portfolios have high liquidity, so they are sensitive to changes in certain criteria in the country. The duration of foreign capital through portfolio investments depends on many factors (Efe, 2008).

As mentioned above, one of the main problems of developing countries such as Türkiye is capital insufficiency, in which case foreign portfolio investments are important. In this study, the changes in the foreign portfolio investor ratio in the Turkish stock market between the years 2004-2023 have been examined. This study makes two important contributions to the literature. First, in the study, the changes in the foreign portfolio investor ratio over the years were examined graphically with the changes in the BIST 100 index and the average deposit interest with a maturity of up to 3 months. The course of these indicators was tried to be explained with important developments in international and national financial markets. As a second contribution, in addition to the studies in the literature, the causality relationship between the foreign portfolio investor rate and the BIST 100 index over a wide period of time, including many local and global financial developments, was tested with the Granger causality test. As can be seen from the studies in the literature (Atik, 2020; Atik and Yılmaz, 2021; Kartal et al. 2022), studies generally cover shorter periods. This study aims to take into account many important developments by covering a wide period.

2. Literature Review and Theoretical Background

In the literature there are studies investigating the relationship between foreign portfolio investment and stock market returns focused on developed markets (Bohn and Tesar, 1996; Egly et al., 2010; Todea and Pleşoianu, 2013). In 1996 Bohn and Tesar studied the effects of the expansion of U.S. investment in foreign stocks and its change over time on international portfolio choice. Their study is an important study in terms of understanding the investment tendencies of investors. They concluded that investors tend to enter the market where returns are expected to be high and retreat from markets when predicted returns are low.

Egly et al. (2010) examined net foreign portfolio investment inflows in conjunction with investor risk aversion and U.S. stock market factors. They found that positive shocks in the stock market have an insignificant short-term response to net corporate bond inflows and a significant short-term positive response to net corporate stock inflows. In addition, they found that net corporate stock inflows do not respond to risk aversion, while bond inflows have a significant medium-term response to increases in risk aversion. The results suggest that country-specific factors can affect foreign portfolio inflows.

Todea and Pleřoianu (2013) investigated the relationship between stock market efficiency and foreign portfolio investment in Central and Eastern European (CEE) stock exchanges. They found that foreign portfolio investment had a positive and significant impact on the information efficiency of eleven Central and Eastern European stock exchanges during the period 1999-2010.

There are a limited number of studies examining the effects of foreign portfolio investors' entry into the market for Türkiye. Avcı (2015) examined the relationship between foreign investor transactions and stock returns for the period between January 2003 and June 2014. In the study, it is found that there is a unidirectional relation between buy and sell transactions of foreign investors and stock market returns. The findings confirm the sensitivity of emerging market returns to foreign investor transactions.

In 2022 Kartal et al. investigated the effects of foreign investors' activities on the XU100 index using daily data from 01.02.2020 to 26.06.2020 by conducting the Engle-Granger cointegration test, Toda-Yamamoto causality test, and MARS analysis. The findings reveal that the net sales amount of foreign investors has an impact on the index during the COVID-19 pandemic times.

Atik (2020) investigated the effect of daily foreign portfolio investor rate on the Borsa İstanbul BIST100 index with Toda Yamamoto causality tests. For this study, the daily closing values of the BIST100 index and foreign investor share ratios between 01.01.2014 - 29.03.2019 were used.

Atik and Yılmaz (2021) aimed to examine the effect of the change in the monthly foreign share ratio on the BIST sector indices based on the selected sectors in Borsa İstanbul. Granger and Toda Yamamoto's causality analysis methods were used to determine the relationship between the sector indices and the change in the foreign share ratio. The study covers the periods of January 2009 - March 2019. It was determined that the change in the sector indices was not due to the change in the foreign share ratio but was due to the internal dynamics of Borsa İstanbul and the effects of other factors.

The question of how foreign capital flows differ between countries is one of the fundamental questions that attracts the attention of many researchers. Although many countries need foreign capital, some countries can provide more capital inflow. In general, when investors realize that the rate of return in any economy is relatively higher than the international rate of return, foreign capital movements towards that country begin to increase. However, the fact that the situation varies from country to country shows that risk is also a determinant in capital flow, as well as return.

According to an IMF study, transaction cost, asymmetric information, and market size are vital determinants of capital flows in the country. These main determinants are the driving factors of portfolio investment (Haider et al., 2016).

It is possible to collect the factors affecting the foreign portfolio investment of countries in two main groups. The first of these is a sufficient financial structure, the existence of legal regulations, the political and social environment, and the second is the macroeconomic indicators of the country.

For foreign portfolio investments, first of all, strong and well-organized financial markets are required. The financial system must have the capacity to assess and manage risks. In order for the financial system to function properly, authorized institutions must be able to identify, monitor, and manage risks effectively. The payment system must work reliably, especially through financial institutions and clearinghouses.

It must also have the ability to withstand economic shocks, such as a significant change in foreign exchange or interest rates, or a sudden capital outflow. In addition, adequate supervision is necessary for a healthy financial system. Supervisors should have a full understanding of the risks borne by financial institutions and how they can be managed (Evans, 2003).

The rule of law is very important for foreign portfolio investments. Portfolio investors need a reliable legal system that ensures compliance with agreements and regulations in the public or private sector. Adequate and clear legal regulations that protect all investors equally are important for the confidence of domestic and foreign investors. In addition, even if the legal regulations are sufficient, there are some problems in practice from time to time due to the insufficient independence of the legal organs. The application of the rule of law principle is critical in this sense.

Another important issue is transparency. Transparency is, above all, the critical element that allows investors to know the risks they are undertaking when investing. Investors need information to determine which financial instruments to invest. Disclosure of information provides pricing efficiency and market confidence.

It is also an important issue for portfolio investors whether there is discrimination in the country or not. Discrimination will harm potential returns or increase risk levels. Discrimination on the basis of nationality or any other form of discrimination will deter portfolio investments.

Another important issue is the protection of property rights. The rights of the portfolio investor against the financial markets and the financial instruments they hold should be secured. Investors want to have the right to freely move their capital within and outside the country. Investors refrain from investing if they do not have assurance that they will be able to move their capital as and when they want (Evans, 2003). Therefore, the openness of the economy is also an important determinant of portfolio investments. Countries with capital controls and restrictive trade policies discourage foreign direct investment inflows than countries with liberal policies. Open economies attract more foreign capital than heavily hedged economies.

The second factor affecting foreign portfolio investments is related to macroeconomic variables. There are many macroeconomic variables that affect foreign portfolio investments in financial markets. The main of these factors are market size interest rates and exchange rates. The relationship between foreign portfolio investors and a country's market size is generally associated with lower country risk, economic growth, and developments in financial markets (Bekaert et al., 2006). Countries with deeper markets are more likely to attract foreign portfolio investments. When international inflation is taken into account, capital tends to go to countries with higher interest rates. According to the portfolio investment theory, the foreign portfolio investor will

invest in this way until the interest rate equalizes all over the world. Therefore, it can be said that foreign portfolio investment is affected by the domestic interest rate (Waqas et al., 2015). The relationship between the foreign exchange rates in the country and the foreign portfolio investor is generally examined through how exchange rate risk and exchange rate fluctuations affect investment decisions (Eichengreen and Hausmann, 1999). Exchange rate fluctuations can affect the investment flows to the country positively or negatively by affecting the expected returns and risk levels of foreign investors (Faeth, 2009).

While foreign portfolio investors gain advantage by exchanging their currencies at high exchange rates in the country, they can also contribute to the rise of the stock markets by investing their money in the stock market in the future. This is because, as the amount of foreign currency in the market increases, foreign currency becomes abundant in the markets, causing exchange rate to decrease. Consequently, when foreign portfolio investors exit the market, they both benefit from the increase in the stock market and have the opportunity to convert their money into foreign currency at a lower exchange rate (Őenol and Koç, 2018). On the other hand, sudden and unexpected changes in exchange rates increase risks. Therefore, sharp fluctuations in exchange rates or sudden increases in fixed exchange rates can pose an obstacle to foreign investment. This volatility in the exchange rate attracts speculative capital flows rather than productive and sustainable foreign investments (Gümüő et al., 2013).

The relationship between inflation and foreign portfolio investors is examined through how inflation affects the risk perception and expected returns of investors (Glosten et al., 1993). High inflation increases the risk perception of foreign investors by increasing economic uncertainty, and this may reduce the investment flows of foreign portfolio investors. Therefore, inflation poses one of the biggest threats to investors. Low and stable inflation fosters an attractive environment for portfolio investments.

High growth rates are another factor that causes foreign capital flows to countries. Economic growth positively affects the investment flows of foreign portfolio investors to the country by enhancing the country's macroeconomic stability and the attractiveness of the investment environment (Albuquerque, 2003). Foreign investors invest especially in developing countries to benefit from the growth potential of these countries. Particularly in countries where savings are insufficient, external cash inflow is essential for the desired growth to occur. However, it is important to note that failure to adequately control the capital coming in the form of portfolio investments within the country may pose risks for the country's economies (Őenol and Koç, 2018).

The relationship between the state of the country's balance of payments and foreign portfolio investors is examined through how the balance of payments affects investors' risk perception and economic stability (Calvo et al., 1993). Deterioration in the balance of payments may have negative effects on the exchange rate and inflation and may reduce the investment flows of foreign portfolio investors to the country by reducing the confidence of foreign investors in the country (Milesi-Ferretti and Tille, 2011). In this context, high balance of payments deficits increases country risk and therefore negatively affect potential investment flows.

The relationship between tax rates in the country and foreign portfolio investors is examined in terms of how tax rates affect investment costs and expected returns (Desai and Dharmapala, 2011). High tax rates can diminish the expected returns of foreign investors and increase investment costs, negatively affecting the investment flows of foreign portfolio investors to the country (Feldstein, 1995). A country's tax practices also have a significant impact on

attracting foreign investors. Investors base their investment decisions on the expected after-tax return of an investment. Tax is one of the policy tools used especially by developing countries to attract foreign investment (Gümüş et al., 2013).

Country risk is also an indicator that determines the direction of portfolio investments. Country risk is the risk that a debtor country will not be able to meet its financial obligation to a foreign lender or investor. As this risk increases, foreign investment will decrease. Measuring country risk is not straightforward.

The relationship between the credit rating of securities and their investors is associated with how credit ratings affect investors' risk perception and return expectations (Cantor and Packer, 1996). High credit ratings positively affect the investment flows of foreign portfolio investors to the country by offering investors the promise of low risk and reliable returns. Because the credit score is important in determining the probability of individuals and organizations to fulfill the obligations of the government or private sector organizations.

The relationship between transaction costs in the country's financial markets and foreign portfolio investors is related to how transaction costs affect investors' investment costs and potential returns (Bekaert and Harvey, 2000). While low transaction costs encourage investment flows of foreign portfolio investors to the country, high transaction costs negatively affect these flows (Tse and Zobotina, 2001).

Practices in other countries' economies are important factors affecting the investment decisions of foreign portfolio investors. Foreign investors aim to diversify their investments and reduce their risks due to differences between country economies and policies (Bekaert et al., 2006). At the same time, countries are implementing practices that will be attractive to foreign investors in order to attract foreign capital to their own countries. Such practices also determine the direction of foreign portfolio investments. Policies and economic practices in other countries allow foreign portfolio investors to make comparisons in terms of competitive advantages and potential risks when deciding to invest in a country (Dvorák, 2003). On the other hand, in countries with similar risks, investors prefer countries offering higher returns.

Another issue is the diversity of investment instruments in countries. The high variety of instruments in which foreign investors will invest plays a role in shifting portfolio investments towards those countries (Şenol and Koç, 2018).

3. Data

To maintain a broad scope for the study, the daily closing values of the BIST100 index between 04.05.2004 and 27.01.2023 and the daily foreign investor rate for the same period were used. Thus, the period in which many crises and macroeconomic developments were experienced was included in the sample period. Foreign portfolio investor ratio was obtained with the Matrix database, and index data was obtained from <https://tr.investing.com>.

The summary statistics of the foreign investor ratio and BIST100 index are presented in Table 1. According to Table 1, it is seen that the average foreign investor ratio for the examined period was 60.995%. Therefore, more than 50% of BIST100 consists of foreign investors. The fact that the standard deviation in the foreign investor ratio is 9.194% is an indication that the change in the foreign share ratio is high in the examined period.

Table 1. Descriptive Statistics

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
FOREIGN	4601	60.989	9.194	28.99	72.46
BIST100	4601	86001.618	71640.574	15922.4	566110.0

The new type of coronavirus, also called SARS-CoV-2, was declared a pandemic by the World Health Organization (WHO) on March 11, 2020. The declaration of a pandemic by the WHO had a significant impact on international trade, country economies and financial markets. To gain a clearer understanding of the impact of the COVID-19 period on foreign investor rates and the stock market, descriptive statistics were re-evaluated by dividing them into two distinct periods: before and after the onset of the COVID-19 pandemic. Table 2 shows the descriptive statistics before and after the pandemic.

Table 2. Descriptive Statistics Before and After Pandemic

	n	Mean	Sd	Min	Max
Before					
FOREIGN	3898	64.333	3.894	49.28	72.46
BIST100	3898	64684.524	25758.231	15922.4	123556.1
After					
FOREIGN	703	42.443	7.95	28.99	60.63
BIST100	703	204200.81	115903.07	84246.203	566110.01

When Table 2 is examined, it is seen that while the average rate of foreign investors was 64.33% in the pre-pandemic period, this rate decreased to 42.44% on average in the post-pandemic period. At the same time, the standard deviation of the foreign investor ratio also increased after the pandemic. A series of economic measures and policy changes taken after the pandemic may have changed these rates.

4. Findings

This study aims to examine the changes in the foreign investor ratio in the Turkish stock market between 2004-2023. For this purpose, first of all, the changes in the foreign investor ratio over the years were examined graphically the BIST 100 index and deposit interest rate up to 3 months. Secondly, the causality relationship between the foreign investor ratio and the BIST 100 index was tested with the Granger causality test.

4.1. Developments Affecting Financial Markets

The main motivation of this study is to explain the remarkable change in the foreign investor ratio between 04.05.2004- 27.01.2023. In this framework, the BIST 100 index, the average deposit interest rate up to 3 months and the foreign investor ratio are shown in Figure 1. Significant developments in international and national financial markets have been annotated on the figure for reference and context. It is observed that foreign portfolio investors have been net sellers in the Borsa İstanbul, especially since the first month of 2020. The continuous downward trend indicates that the exits of foreign investors in the stock market are permanent.

Considering that the results of many measures taken after the 2000 November and 2001 February crises in Türkiye could be taken until the end of 2003, the analysis was started from January 2004. Transition to the Strong Economy Program (CBRT, 2002), implemented after the 2000 November and 2001 February Crises, includes important decisions for macroeconomic indicators and financial markets.

With the measures taken after these crises, the foreign investor ratio in Borsa İstanbul started to increase in the last quarter of 2001 and at the beginning of 2002. In particular, the IMF-supported economic reforms and structural transformation programs implemented in 2001 contributed to the restoration of foreign investors' trust in Türkiye (Yeldan, 2002; Cizre and Yeldan, 2005).

Within the framework of these developments, the increasing trend in the foreign investor ratio (FPI) in Borsa İstanbul, especially since the beginning of 2004, is striking. Türkiye's process of starting full membership negotiations with the European Union (EU) in 2004 increased the interest of foreign investors in Türkiye. Another factor is the reflection of the effect of increasing global liquidity due to low interest rates and low risk perception in the mid-2000s. This situation has increased the interest of foreign investors in the financial markets of developing countries such as Borsa Istanbul.

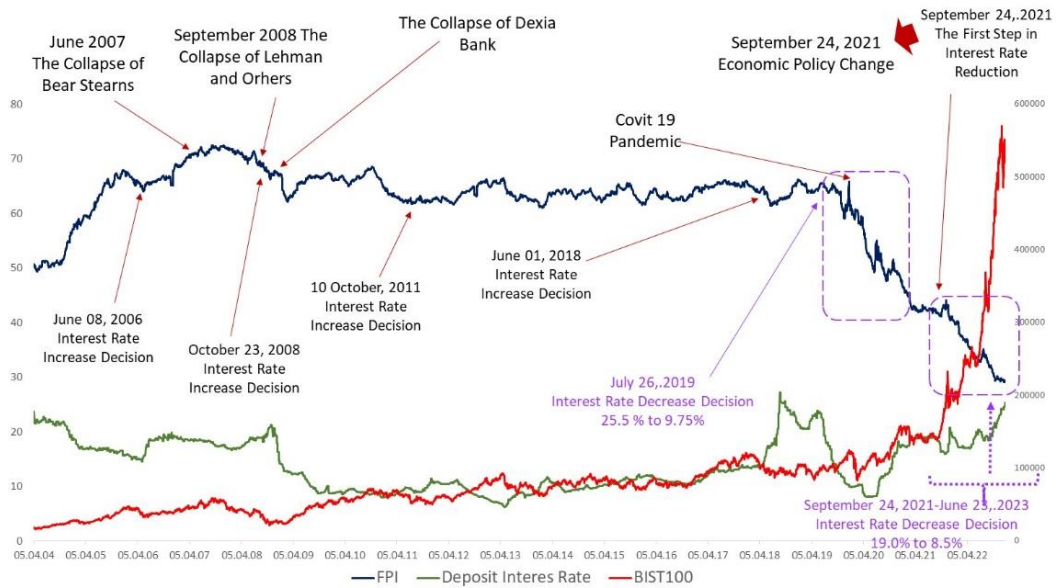


Figure 1. Tendency of the Foreign Portfolio Investors (05.04.2004-01.27.2023)

The important developments and their effects within the analysis period can be evaluated as follows. The fact that the Central Bank of the Republic of Türkiye (CBRT) increased the policy rate from 16.25% to 18% on April 28, 2006 does not seem to have a significant impact on the interest of foreign portfolio investors in Borsa İstanbul.

The beginning of the global financial crisis in USA is generally accepted as the subprime mortgage (housing loans provided to borrowers with low credit ratings) crisis, which started in 2007 and peaked in 2008 with the bankruptcy of Lehman Brothers (Mishkin, 2011). The collapse

of Bear Stearns' two hedge funds in June 2007 marks the beginning of the mortgage crisis that led to the global financial crisis (Gorton, 2008).

High interest rates and growth expectations in developing countries such as Türkiye may cause (may have caused) foreign investors to show interest in Borsa İstanbul. It is argued that the macroeconomic foundations, institutions and policies of countries are among the driving forces in capital flows in 2009-2010 (Fratzscher, 2012). Infact, a slight upward movement was observed in the foreign portfolio investors in Borsa İstanbul.

The bankruptcy of Lehman Brothers in October 2008 is considered one of the most important turning points of the global financial crisis (Gorton, 2009). This bankruptcy increased the risk perception of investors (Füss et al., 2016) and caused a major crisis of confidence in the global financial system, causing a liquidity crisis and freezing of credit markets (Gorton, 2009). This reduced the risk appetite of investors and led to the transfer of capital to low-risk assets. With the deepening of the crisis, investors started to withdraw their investments in high-risk countries such as Türkiye. In this period, it is observed that the ratio of foreign portfolio investors is in a decreasing trend. In addition, the global financial crisis had negative effects on Türkiye's macroeconomic indicators (Selçuk, 2010). This situation further reduced the confidence of foreign portfolio investors and triggered exits from the Stock Exchange.

With the globalization of the financial crisis in 2008, including the bankruptcy of Dexia Bank, financial markets and national economies were affected significantly around the world (Wiggins et al., 2014). This situation increased the risk perception of investors and also affected foreign investors in Borsa İstanbul.

One of the most remarkable developments after this date is that the 350 basis point increase in the policy rate in August 2008 did not seem to have much effect. Afterwards, it is observed that the foreign investor ratio remained in a certain band range (61.16%-66.16%) for a long time.

Although the CBRT increased the policy rate from 9.25% to 16.5% on June 1, 2018, it is observed that foreign portfolio investors did not react significantly to this change. The effect of the interest rate changes on foreign investor preference may vary depending on other economic and political factors (Aizenman and Binici, 2016).

In 2018, Türkiye experienced economic problems such as exchange rate volatility and the fight against inflation (Güngen, 2018). In this period, high interest rates and uncertainties regarding the Turkish economy can be considered as the reason why foreign portfolio investors did not show the expected interest in the stock market.

The official announcement of the COVID-19 pandemic in Türkiye in 2020 has a significant impact on foreign investors in Borsa İstanbul. The pandemic has caused significant uncertainty on financial markets and investor behavior on a global scale (Baker et al., 2020). In addition, Türkiye's economic conditions and policies during the COVID-19 pandemic are among the factors that changed foreign investors' interest in Borsa İstanbul (Kartal et al., 2022).

During the pandemic, the decline in profits and uncertainties that companies began to experience affected many investors (Tařkınsoy, 2020). Reis (2021), in his study in which he analysed the fluctuations experienced in Borsa İstanbul during the pandemic, obtained results indicating that the risk appetite of foreign investors is sensitive to the change in the number of cases. It has been stated that this is an expected result for developing countries, because foreign investors are high in these markets, and portfolio investments are often withdrawn due to the

occurrence of global or regional risks. Similarly, there are other studies (Fu et al., 2021; Nwosa, 2021; Zaremba et al., 2021; Li et al., 2022; Magwedere and Marozva, 2022) in the literature on the exit of foreign investors from emerging markets during the pandemic period.

In this process, the CBRT started the process of gradually reducing the interest rates, which had an impact on these developments. Additionally, low profitability and the increase in global risk factors during this period may be effective in the exit of foreign investors. The exit of foreign investors from Borsa İstanbul during the Covid-19 pandemic can be interpreted as global economic uncertainties, risk perception and the tendency of investors to turn to safe haven assets.

The COVID-19 pandemic has led to great uncertainties and stagnation in the world economy (IMF, 2020). This situation has caused foreign investors to re-evaluate their investments, especially in developing countries, and turn to safer assets. During the pandemic, the risk perception of investors has increased and they have evaluated investments in developing countries as riskier (Didier et al., 2021). This situation explains the permanent exit tendency of foreign investors from Borsa İstanbul. Global economic uncertainties and the increase in risk perception caused foreign investors to turn to the assets of developed countries, which are considered as safe havens (Bekaert and Harvey, 2000).

Considering these elements, the uncertainties in the global economy and the shift in investor risk perception, particularly throughout the pandemic, have primarily driven the presence of foreign portfolio investors. It has been observed that foreign portfolio investors hastened their withdrawal from the market, following the CBRT's initiation of interest rate cuts on September 24, 2021, and the adoption of economic policies predicated on the belief that "low interest leads to low inflation" (Uctum and Uctum, 2011).

4.2. Causality Analysis

In this part of the study, the causality analysis method was applied to show the effect of the change in foreign investor ratio on the BIST 100 index. In causality analysis, it is necessary to check whether the variables in the model contain unit roots, that is, their stationarity. For this purpose, Augmented Dickey Fuller (ADF) and Phillips-Perron (PP) tests were used to check whether the variables were stationary or not. What is meant by stationarity is that the mean and variance of the series do not change over time. The null and alternative hypotheses established in the first-generation unit root tests are:

H_0 : There is a unit root, the series is not stationary.

H_1 : There is no unit root, the series is stationary

The results of the ADF and PP tests performed to test the hypotheses are in Table 3 and Table 4, respectively. According to the ADF and PP unit root test results in Table 3 and Table 4, it was concluded that the BIST100 Index and the foreign portfolio investor ratio are not stationary at this level. The results show that these series are stationary on the first difference level. When the variables are non-stationary at the level spurious regression problem occurs.

Table 3. ADF Unit Root Test Results

		At Level		At First Difference	
		FOREIGN	BIST100	d(FOREIGN)	d(BIST100)
With Constant	t-Statistic	2.1510	4.5053	-57.9286	-9.2943
	Prob.	0.9999	1.0000	0.0001	0.0000
		n0	n0	***	***
With Constant & Trend	t-Statistic	-0.4622	5.5835	-58.2293	-9.6539
	Prob.	0.9852	1.0000	0.0000	0.0000
		n0	n0	***	***
Without Constant & Trend	t-Statistic	-0.9849	4.1859	-57.9089	-8.6144
	Prob.	0.2913	1.0000	0.0001	0.0000
		n0	n0	***	***

Table 4. PP Unit Root Test Results

		At Level		At First Difference	
		FOREIGN	BIST100	d(FOREIGN)	d(BIST100)
With Constant	t-Statistic	2.0787	7.4760	-58.0552	-66.7210
	Prob.	0.9999	1.0000	0.0001	0.0001
		n0	n0	***	***
With Constant & Trend	t-Statistic	-0.4892	6.7696	-58.2123	-67.0445
	Prob.	0.9841	1.0000	0.0000	0.0000
		n0	n0	***	***
Without Constant & Trend	t-Statistic	-0.9414	6.7381	-58.0491	-66.3860
	Prob.	0.3091	1.0000	0.0001	0.0001
		n0	n0	***	***

In this case, where level stationarity is not achieved but stationarity is achieved at the same difference level, it is necessary to investigate whether there is cointegration between the variables. Cointegration analysis is important because it shows us the long-term co-movement of variables.

As our variables are stationary at first difference then their integrating order is 1. The cointegration tests are sensitive to the lag length. For the optimal lag length determination VAR Lag Order Selection Criteria results are checked for lag 1 to 10. The results for the models are shown in Table 5. The optimal lag length is determined as 9 according to the Akaike Information Criterion (AIC). The AIC criteria are checked because it is flexible. After determining the optimal lag length, the assumptions that there is no autocorrelation at the 9-lag model and that the inverse roots of the model were located within the unit circle were controlled.

Table 5. VAR Lag Order Selection Criteria

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-72425.71	NA	1.73e+11	31.55204	31.55484	31.55303
1	-40861.85	63086.46	184925.8	17.80346	17.81187	17.80642
2	-40800.24	123.0855	180342.5	17.77837	17.79238	17.78330
3	-40778.42	43.58462	178947.5	17.77060	17.79022	17.77751
4	-40705.71	145.1287	173670.8	17.74067	17.76589	17.74955
5	-40671.79	67.67635	171421.8	17.72764	17.75846*	17.73849
6	-40658.12	27.27241	170700.9	17.72342	17.75985	17.73624
7	-40653.62	8.967906	170663.8	17.72320	17.76523	17.73800
8	-40641.06	25.02035	170028.8	17.71948	17.76711	17.73624
9	-40632.16	17.72576*	169666.3*	17.71734*	17.77058	17.73608*
10	-40630.04	4.216711	169805.4	17.71816	17.77700	17.73887

Note: * indicates lag order selected by the criterion. LR: sequential modified LR test statistic. (each test at 5% level) FPE: Final prediction error. AIC: Akaike information criterion. SC: Schwarz information criterion. HQ: Hannan-Quinn information criterion.

After determining the optimal lag length and order of cointegration, the Johansen and Jeselius cointegration test can be applied. Table 6 shows the results of the cointegration test for the model. If two or more time series are non-stationary but a linear combination of them is stationary, these series are said to be cointegrated. Cointegration describes a long-run relationship in a non-stationary time series. It is seen that there are long-run relations between the foreign portfolio investor ratio and the BIST 100 index with two cointegration equations.

Table 6. Johansen and Jeselius Cointegration Test Results

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.022671	111.0955	15.49471	0.0001
At most 1 *	0.001266	5.814674	3.841466	0.0159
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.022671	105.2808	14.26460	0.0001
At most 1 *	0.001266	5.814674	3.841466	0.0159

Note: Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level. * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level. **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values. Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level. * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level. **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values.

If there is a cointegration relationship between variables, causality should be analyzed through the vector error correction model (VECM). Since there is a cointegration relationship between the BIST 100 index and foreign portfolio ratio in the Johansen and Jeselius cointegration test, causality analysis was conducted through the VECM model. The findings obtained from the causality analysis are presented in Table 7.

Table 7. VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Dependent variable: BIST100			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
FOREIGN	10.24781	9	0.3308
All	10.24781	9	0.3308
Dependent variable: FOREIGN			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
BIST100	108.1350	9	0.0000
All	108.1350	9	0.0000

In the model where the dependent variable is the BIST 100 index, it is seen that the probability value is 0.3308, which is greater than 0.05. This shows us that there is no causality relation between the foreign portfolio investor ratio and the BIST100 index. In the model where the foreign investment rate variable is the dependent variable, it is seen that the probability value is 0.000 which is greater than 0.05. This result signifies that there is a unidirectional causal relation from BIST100 to the foreign investor ratio.

5. Discussion

While numerous studies have investigated the relationship between foreign portfolio investment and stock market returns, it is seen that these studies mostly focus on developed markets (Bohn and Tesar, 1996; Egly et al., 2010; Todea and Pleřoianu, 2013). As mentioned in the introduction, foreign capital inflow is of great importance, especially for developing markets. However, there is a limited body of research on Borsa İstanbul in the literature. Atik (2020) found that there is a causality relation between foreign portfolio investors and the BIST 100 index. In this context, it has been determined that the changes in BIST 100 affect the foreign portfolio investor ratio, and the changes in the foreign investor ratio also affect BIST100. Avcı (2015) found a unidirectional causality relation from foreign investor transactions to stock market returns.

Our study differs from previous studies in terms of causality. It is found that there is unidirectional causality from BIST100 to the foreign investor ratio. The period we examined covers a wide study period and includes the post-Covid period in which many precautions were taken. As mentioned before the previous studies cover a narrower period (Atik, 2020; Atik and Yılmaz, 2021; Kartal et al., 2022).

As seen in Figure 1, a series of measures and events affecting the market and legal regulations taken during this period directly affect the stock market. The foreign investor ratio seems to be affected by these events which also change the stock market. One important reason why the outflow of foreign investors does not affect the stock market can be attributed to the decrease in alternative investment options. This reduction is coupled with negative real interest rates as a consequence of various measures taken in the post-COVID period. Although a decrease in foreign investors was observed, the interest of domestic investors in the stock market eliminated the impact of the outflows on the stock market.

6. Conclusion

As a natural consequence of globalization, the accelerated flow of liberalized capital movements between markets within countries is an ongoing trend. There are various factors that attract or lead foreign portfolio investors to the country's stock exchanges. Monitoring these factors, crucial for economic decision-makers of countries, in conjunction with current events is important for future strategies.

In this study, the movements of the BIST100 index and foreign portfolio investor ratio data for the period 2004-2023 were examined. From the long-term perspective, after 2006, which was the period when the effects of the November 2000-February 2001 crises were significantly eliminated, there was no significant change in the entry/exit of foreign portfolio investors to the BIST between the end of 2006 and 2019. However, it has been observed that since 2020, starting with the pandemic, foreign portfolio investors started to exit the stock exchange and this trend continued to intensify in the following dates. In this study, the relationship between the BIST 100 index and the movements of foreign portfolio investors has been analyzed with cointegration analysis and Granger causality analysis. The findings suggest that the BIST 100 index and foreign investor ratio are cointegrated which indicates that there are long-run relations between foreign investor ratio and the BIST 100 index. In causality analysis, it is found that there is a unidirectional causal relation from BIST100 to the foreign portfolio investor ratio. This means that the BIST

100 index is not affected by the withdrawal of foreign investors; in this case, it can be considered that foreign portfolio investors tend to withdraw from the stock market with different economic developments. In this regard, the findings indicate that changes in the BIST 100 index have a unidirectional effect on the foreign investor ratio. This suggests that foreign investors' market behavior is largely shaped by the performance of the BIST 100, and that domestic market dynamics play a decisive role in influencing foreign capital inflows.

The literature indicates various factors affecting the exit of foreign portfolio investors from the market. As a matter of fact, there was a decrease in foreign investments due to the decrease in risk appetite in economies that were economically weakened during the pandemic period and delayed in taking precautions.

The tendency of foreign portfolio investors to exit during the period when the BIST 100 index rises outside the general trend has contradictory findings with some studies in the literature (Hau and Rey, 2006). Several factors contribute to this phenomenon, including the implementation of different economic policies aimed at reducing inflation and the CBRT's decision to reduce interest rates as part of its perspective that lowering interest rates would lead to reduced inflation, a view not fully embraced by foreign portfolio investors. Foreign portfolio investors, apprehensive that the newly implemented economic model would not effectively reduce inflation, accelerated their exit from the market, taking into account the expected inflation risk premium, as found in the literature (Bekaert and Wang, 2010). Within the framework of studies emphasizing that not only the economic decisions of the country but also its legal practices have an impact on foreign portfolio investors (Leuz et al., 2009; Chari and Gupta, 2008), it will rank 116th among 140 countries in the World Rule of Law Index in 2022 (worldjusticeproject.org) ranks last among 14 countries in the Eastern Europe and Asia category. The growing need for foreign exchange lies at the root of the recently increasing fragility in the country's economy. As a matter of fact, the gradual depletion of the CBRT's net reserves with levels even falling into the negative, and restrictions on capital control may cause foreign creditors to lose confidence in the country's market, as supported in the literature (Reinhart and Reinhart, 2009; Alfaro et al., 2014; Benigno and Fornaro, 2014; Ghosh et al., 2014; Aizenman and Binici, 2016). Within this context, future research could investigate the factors contributing to the rise in the BIST 100 index despite the withdrawal of foreign portfolio investors from the stock market.

The most important factors that cause foreign portfolio investors to withdraw from Borsa İstanbul are global economic uncertainties caused by the pandemic, fluctuations in Türkiye's macroeconomic indicators, and political and geopolitical risks. It is thought that when the negative effects of these factors are reduced, the interest of foreign investors in Borsa İstanbul may increase again.

Declaration of Research and Publication Ethics

This study which does not require ethics committee approval and/or legal/specific permission complies with the research and publication ethics.

Researcher's Contribution Rate Statement

The authors declare that they have contributed equally to the article.

Declaration of Researcher's Conflict of Interest

There is no potential conflicts of interest in this study.

References

- Aizenman, J. and Binici, M. (2016). Exchange market pressure in OECD and emerging economies: Domestic vs. external factors and capital flows in the old and new normal. *Journal of International Money and Finance*, 66, 65-87. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2015.12.008>
- Albuquerque, R. (2003). The composition of international capital flows: Risk sharing through foreign direct investment. *Journal of International Economics*, 61(2), 353-383. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(03\)00013-8](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(03)00013-8)
- Alfaro, L., Kalemli-Ozcan, S. and Volosovych, V. (2014). Sovereigns, upstream capital flows, and global imbalances. *Journal of the European Economic Association*, 12(5), 1240-1284. <https://doi.org/10.1111/jeea.12106>
- Atik, M. (2020). Uluslararası sermaye hareketlilięi ile saęlanan yabancı yatırımcı oranındaki deęişimin Borsa İstanbul üzerine etkisi. *İřletme Arařtırmaları Dergisi*, 12(4), 4097-4112. <https://doi.org/10.20491/isarder.2020.1092>
- Atik, M. and Yılmaz, B. (2021). Borsa İstanbul'daki yabancı pay deęişiminin BİST sektör endeksleri üzerindeki etkisi. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, Ağustos 2021 (Özel Sayı), 473-490. <https://doi.org/10.25095/mufad.934431>
- Avcı, Ö.B. (2015). Effect of foreign investor transactions on stock market returns. *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 33(4), 29-38. <https://doi.org/10.17065/huibf.11063>
- Baker, S.R., Bloom, N., Davis, S.J. and Terry, S.J. (2020). *Covid-induced economic uncertainty* (NBER Working Paper No. w26983). <https://www.doi.org/10.3386/w26983>
- Bekaert, G. and Harvey, C.R. (2000). Foreign speculators and emerging equity markets. *The Journal of Finance*, 55(2), 565-613. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00220>
- Bekaert, G. and Wang, X. (2010). Inflation risk and the inflation risk premium. *Economic Policy*, 25(64), 755-806. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0327.2010.00253.x>
- Bekaert, G., Harvey, C.R. and Lundblad, C. (2006). Growth volatility and financial liberalization. *Journal of International Money and Finance*, 25(3), 370-403. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2006.01.003>
- Benigno, G. and Fornaro, L. (2014). The financial resource curse. *Scandinavian Journal of Economics*, 116(1), 58-86. <https://doi.org/10.1111/sjoe.12047>
- Bohn, H. and Tesar, L.L. (1996). US equity investment in foreign markets: Portfolio rebalancing or return chasing? *The American Economic Review*, 86(2), 77-81. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- Calvo, G.A., Leiderman, L. and Reinhart, C.M. (1993). Capital inflows and real exchange rate appreciation in Latin America: The role of external factors. *IMF Economic Review*, 40(1), 108-151. <https://doi.org/10.2307/3867379>
- Cantor, R. and Packer, F. (1996). Determinants and impact of sovereign credit ratings. *Economic Policy Review*, 2(2), 37-53. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1028774>
- Chari, A. and Gupta, N. (2008). Incumbents and protectionism: The political economy of foreign entry liberalization. *Journal of Financial Economics*, 88(3), 633-656. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2007.07.006>
- Cizre, Ü. and Yeldan, E. (2005). The Turkish encounter with neo-liberalism: economics and politics in the 2000/2001 crises. *Review of International Political Economy*, 12(3), 387-408. <https://doi.org/10.1080/09692290500170692>
- Desai, M.A. and Dharmapala, D. (2011). Dividend taxes and international portfolio choice. *The Review of Economics and Statistics*, 93(1), 266-284. https://doi.org/10.1162/REST_a_00073
- Didier, T., Huneus, F., Larrain, M. and Schmukler, S.L. (2021). Financing firms in hibernation during the COVID-19 pandemic. *Journal of Financial Stability*, 53, 100837. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2020.100837>
- Dvorák, T. (2003). Gross capital flows and asymmetric information. *Journal of International Money and Finance*, 22(6), 835-864. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2003.08.007>

- Efe, G. (2008). *Uluslararası sermaye hareketleri, kurumsal kalite ve ekonomik büyüme* (Yayımlanmamış yüksek lisans tezi). Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Türkiye.
- Egly, P.V., Johnk, D.W. and Perez Liston, D. (2010). Foreign portfolio investment inflows to the United States: The impact of investor risk aversion and US stock market performance. *North American Journal of Finance and Banking Research*, 4(4), 25. Retrieved from <https://scholarworks.utrgv.edu/>
- Eichengreen, B. and Hausmann, R. (1999). *Exchange rates and financial fragility* (NBER Working Paper No. 10036). <https://doi.org/10.3386/w7418>
- Evans, K. (2003). *Foreign portfolio and direct investment: Complementarity, differences and integration*. Paper presented at the OECD Global Forum on International Investment, Attracting Foreign Direct Investment for Development. Shanghai, China. <https://doi.org/10.1787/9789264101944-en>
- Faeth, I. (2009). Determinants of foreign direct investment – A tale of nine theoretical models. *Journal of Economic Surveys*, 23(1), 165-196. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2008.00560.x>
- Feldstein, M. (1995). The effect of marginal tax rates on taxable income: A panel study of the 1986 Tax Reform Act. *Journal of Political Economy*, 103(3), 551-572. <https://doi.org/10.1086/261994>
- Fratzscher, M. (2012). Capital flows, push versus pull factors and the global financial crisis. *Journal of International Economics*, 88(2), 341-356. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2012.05.003>
- Fu, Y., Alleyne, A. and Mu, Y. (2021). Does lockdown bring shutdown? Impact of the COVID-19 pandemic on foreign direct investment. *Emerging Markets Finance and Trade*, 57(10), 2792-2811. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2020.1865150>
- Füss, R., Gehrig, T. and Rindler, P.B. (2016). Changing risk perception and the time-varying price of risk. *Review of Finance*, 20(4), 1549-1585. <https://doi.org/10.1093/rof/rfv046>
- Ghosh, A.R., Qureshi, M.S., Kim, J.I. and Zalduendo, J. (2014). Surges. *Journal of International Economics*, 92(2), 266-285. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2013.12.007>
- Glosten, L.R., Jagannathan, R. and Runkle, D.E. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The Journal of Finance*, 48(5), 1779-1801. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb05128.x>
- Gorton, G.B. (2008). *The panic of 2007* (NBER Working Paper No. w14358). <https://doi.org/10.3386/w14358>
- Gorton, G.B. (2009). *Slapped in the face by the invisible hand: Banking and the panic of 2007* (SSRN Working Paper No. 1401882). <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1401882>
- Gümüş, G.K., Duru, A. and Gungor, B. (2013). The relationship between foreign portfolio investment and macroeconomic variables. *European Scientific Journal*, 9(34). Retrieved from <https://core.ac.uk/>
- Güngen, A.R. (2018). Türkiye'nin 2018 krizi: Nereden nereye? *Mülkiye Dergisi*, 42(3), 449-452. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/tr/pub/mulkiye>
- Haider, M.A., Khan, M.A. and Abdulahi, E. (2016). Determinants of foreign portfolio investment and its effects on China. *International Journal of Economics and Finance*, 8(12), 143-150. <http://dx.doi.org/10.5539/ijef.v8n12p143>
- Hau, H. and Rey, H. (2006). Exchange rates, equity prices, and capital flows. *The Review of Financial Studies*, 19(1), 273-317. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhj008>
- IMF. (2020). *World economic outlook, October 2020: A long and difficult ascent*. <https://doi.org/10.5089/9781513556055.081>
- Kartal, M.T., Ertuğrul, H.M. and Ulussever, T. (2022). The impacts of foreign portfolio flows and monetary policy responses on stock markets by considering COVID-19 pandemic: Evidence from Turkey. *Borsa Istanbul Review*, 22(1), 12-19. <https://doi.org/10.1016/j.bir.2021.06.003>
- Leuz, C., Lins, K.V. and Warnock, F.E. (2009). Do foreigners invest less in poorly governed firms? *The Review of Financial Studies*, 22(8), 3245-3285. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhn089>

- Li, W., Chien, F., Waqas Kamran, H., Aldeehani, T.M., Sadiq, M., Nguyen, V.C. and Taghizadeh-Hesary, F. (2022). The nexus between COVID-19 fear and stock market volatility. *Economic Research-Ekonomska istraživanja*, 35(1), 1765-1785. <https://doi.org/10.1080/1331677X.2021.1914125>
- Magwedere, M.R. and Marozva, G. (2022). The nexus between bank credit risk and liquidity: Does the Covid-19 pandemic matter? A case of the oligopolistic banking sector. *Folia Oeconomica Stetinensia*, 22(1) 152-171. <https://doi.org/10.2478/fofi-2022-0008>
- Milesi-Ferretti, G.M. and Tille, C. (2011). The great retrenchment: International capital flows during the global financial crisis. *Economic Policy*, 26(66), 289-346. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0327.2011.00263.x>
- Mishkin, F.S. (2011). Over the cliff: From the subprime to the global financial crisis. *Journal of Economic Perspectives*, 25(1), 49-70. <https://doi.org/10.1257/jep.25.1.49>
- Nwosa, P.I. (2021). Oil price, exchange rate and stock market performance during the COVID-19 pandemic: Implications for TNCs and FDI inflow in Nigeria. *Transnational Corporations Review*, 13(1), 125-137. <https://doi.org/10.1080/19186444.2020.1855957>
- Reinhart, C.M. and Reinhart, V.R. (2009). Capital flow bonanzas: An encompassing view of the past and present. In J.A. Frankel and C.A. Pissarides (Eds.), *International seminar on macroeconomics* (pp. 9-62). Chicago, IL: The University of Chicago Press.
- Reis, Ş.G. (2021). Covid-19 (koronavirüs) pandemisi ve risk iřtahi: Borsa İstanbul yerli ve yabancı yatırımcılar örneđi. *Anadolu Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 22(3), 87-98. <https://doi.org/10.53443/anadoluibfd.989364>
- Selçuk, B. (2010). Küresel krizin türk finans sektörü üzerindeki etkileri. *Ekonomi Bilimleri Dergisi*, 2(2), 21-27. Eriřim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/ebd/>
- Şenol, Z. and Koç, S. (2018). Yabancı portföy yatırımları, borsa ve makroekonomik deđişkenler arası ilişkilerin VAR yöntemiyle analizi: Türkiye örneđi. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, 21, 1-20. <https://doi.org/10.18092/ulikidince.358108>
- Taskinsoy, J. (2020). *Covid-19 could cause bigger cracks in Turkey's fragile crisis prone economy* (SSRN Working Paper No. 3613367). <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3613367>
- Todea, A. and Pleşoianu, A. (2013). The influence of foreign portfolio investment on informational efficiency: Empirical evidence from Central and Eastern European stock markets. *Economic Modelling*, 33, 34-41. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.03.017>
- Tse, Y. and Zobotina, T.V. (2001). Transaction costs and market quality: Open outcry versus electronic trading. *Journal of Futures Markets: Futures, Options, and Other Derivative Products*, 21(8), 713-735. <https://doi.org/10.1002/fut.1802>
- Uctum, M. and Uctum, R. (2011). Crises, portfolio flows, and foreign direct investment: An application to Turkey. *Economic Systems*, 35(4), 462-480. <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2010.10.005>
- Ustaođlu, E. (2021). Geliřmiş ve geliřmekte olan ölkelerde yabancı portföy yatırımlarının belirleyicileri. *Manas Sosyal Arařtırmalar Dergisi*, 10(3), 1715-1724. <https://doi.org/10.33206/mjss.855463>
- Waqas, Y., Hashmi, S.H. and Nazir, M.I. (2015). Macroeconomic factors and foreign portfolio investment volatility: A case of South Asian countries. *Future Business Journal*, 1(1-2), 65-74. <https://doi.org/10.1016/j.fbj.2015.11.002>
- Wiggins, R., Tente, N. and Metrick, A. (2014). *European banking union c: Cross-border resolution-fortis group* (Yale Program on Financial Stability Case Study No. 691). Retrieved from <https://elischolar.library.yale.edu/ypfs-documents/691/>
- Yeldan, E. (2001). *On the IMF-Directed disinflation program in Turkey: A program for stabilization and austerity or a recipe for impoverishment and financial chaos?* (SSRN Working Paper No. 290539). Retrieved from <https://ssrn.com/abstract=290539>
- Zaremba, A., Aharon, D.Y., Demir, E., Kizys, R. and Zawadka, D. (2021). COVID-19, government policy responses, and stock market liquidity around the world: A note. *Research in International Business and Finance*, 56, 101359. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2020.101359>

FİNANSAL GEVŞEKLIK, MÜLKİYET-YÖNETİM KURULU YAPISI VE FİRMA PERFORMANSI ARASINDAKİ İLİŐKI: BİST 100 ÖRNEĐİ

The Relationship between Financial Slack, Ownership-Board Structure, and Firm Performance: Evidence from BIST 100

Fazlı IRMAK*

Öz

Finansal gevşeklik kavramı, iřletmenin olması gerekenin üzerinde elde tuttuđu varlıkları ve borçlanma yeteneđinin toplamını ifade etmektedir. Finansal gevşeklik kaynaklarını kaynak yapısı teorisyenleri, firmaların ihtiyaç anında başvurabileceđi güç kaynađı olduđunu ileri sürerken, vekalet teorisyenleri gevşekliđi, yöneticilerin kendi çıkarlarını önceleyerek veya israf ederek firma deđerini olumsuz etkileyeceklerini ileri sürmektedir. Bu çalıřmada, mevcut gevşeklik, potansiyel gevşeklik ve geri kazanılabilir gevşeklik ile piyasa temelli performans göstergeleri arasındaki iliřki ve bu iliřkide mülkiyet yapısı deđiřkenlerinin düzenleyici etkisi arařtırılmıřtır. Arařtırma kapsamında 2018/Q1-2023/Q3 dönemi arasında BİST100 endeksinde iřlem gören firmalar, GMM yöntemi ile analiz edilmiřtir. Elde edilen bulgulara göre, tüm finansal gevşeklik türleri ile piyasa temelli performans göstergeleri olan Tobin Q, PD/DD ve F/K arasında pozitif iliřki belirlenmiřtir. Mevcut gevşeklik, potansiyel gevşeklik ve geri kazanılabilir gevşeklik ile Tobin Q, PD/DD ve F/K deđiřkenleri arasındaki iliřkide, vekalet teorisi kapsamında mülkiyet yapısı ve yönetim kurulu yapısının düzenleyici etkisine iliřkin GMM analiz sonuçlarına göre; yönetsel mülkiyet, mülkiyet yoğunluđu, yönetim kurulu bađımsızlıđı ve yönetim kurulu büyüklüđünün farklı seviyelerde düzenleyici etki bulunmuřtur. Yabancı mülkiyetinin gevşeklik ile performans arasındaki iliřkide düzenleyici etkisine iliřkin yeterli kanıtlara ulařılamamıřtır.

Anahtar

Kelimeler:

Finansal Gevşeklik,
Mevcut Gevşeklik,
Potansiyel
Gevşeklik, Piyasa
Temelli
Performans,
GMM Regresyon
Analizi.

JEL Kodları:

C33, G20, G32,
F65

Keywords:

Financial Slack,
Available Slack,
Potential Slack,
Market-Based
Performance,
GMM Regression
Analysis.

JEL Codes:

C33, G20, G32,
F65

Abstract

The concept of financial slack refers to the sum of a firm's assets held in excess of what is required and its ability to borrow. While resource structure theorists argue that financial slack is a source of power that firms can turn to in times of need, agency theorists argue that slack can negatively affect firm value by prioritizing or squandering managers' self-interest. This study investigates the relationship between available slack, potential slack recoverable slack, and market-based performance indicators and the moderating effect of ownership structure variables on this relationship. Within the scope of the study, the firms traded in the BIST100 index between 2018/Q1-2023/Q3 are analyzed with the GMM method. According to the findings, a positive relationship was found between all types of financial slack and market-based performance indicators such as Tobin's Q, PD/DD, and F/K. According to the results of GMM analysis on the moderating effect of ownership structure and board structure on the relationship between available slack, potential slack, and recoverable slack and Tobin's Q, PD/DD, and P/E variables within the scope of agency theory, managerial ownership, ownership concentration, board independence, and board size are found to have different levels of moderating effect. There is insufficient evidence on the moderating effect of foreign ownership on the relationship between slack and performance.

* Öğr. Gör. Dr. Ondokuz Mayıs Üniversitesi, Bafra Meslek Yüksekokulu, Türkiye, fazli.irmak@omu.edu.tr

Makale Geliř Tarihi (Received Date): 13.05.2024 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 17.09.2024

Bu eser Creative Commons Atıf 4.0 Uluslararası Lisansı ile lisanslanmıřtır.



1. Giriş

Yönetim kurulu ile firma performansı arasındaki ilişkiyi araştıran ulusal ve uluslararası birçok çalışma bulunmaktadır. Bu çalışmalar yönetim kurulunun iki farklı rolünü ele almaktadır. En yaygın olan rolü vekalet teorisi ve X-Verimlilik teorisi tarafından desteklenmektedir. Vekalet teorisine göre yöneticiler, firma hissedarlarının zararına olacak şekilde fırsatçı davranarak kendi çıkarlarını ön plana çıkarmaktadır (Fama ve Jensen, 1983). Ayrıca X-Verimlilik teorisine göre, asil ile vekil arasındaki çıkar çatışması yanlış kaynak seçiminden kaynaklı verimsizliğin temsil maliyetlerine yol açar (George, 2005). Dolayısıyla firma sahipleri kendi çıkarlarını koruyabilmek adına, yöneticileri izlemek için bazı vekalet maliyetlerine katlanmak zorunda kalmaktadır. Diğer taraftan kaynak bağımlılığı ve kaynak temelli görüşü savunanlara göre, yöneticiler sadece firmaları izlemekle kalmamalı, aynı zamanda firmanın stratejik kararlarına katkı sunmalı ve stratejik kararların uygulanabilmesi için gerekli kaynakları sağlamalıdır (Pfeffer ve Salancik, 1978). Çünkü kaynak bağımlılığı ve kaynak temelli teorisyenler, finansal gevşekliği belirsizlik anında veya yeni proje aşamasında firmaya gerekli fonları sağlayarak firmanın performansına pozitif katkı sağladığını ileri sürmektedir (Nohria ve Gulati, 1996). Vekalet teorisyenleri ve X-Verimlilik teorisyenlerinin yönetim kurulunun firma performansı ile ilgili görüşleri finans literatüründe tartışılmaktadır. Diğer yandan, finansal gevşekliğin firma performansına etkisi ile ilgili çelişkilerde tartışılmaktadır (Cyert ve March, 1963; Jensen ve Meckling, 1976). Cyert ve March (1963), gevşekliğin değişen ekonomik koşullar karşısında sağladığı esneklik ile firmayı koruyarak performansını artırdığını ifade ederken, Jensen ve Meckling (1976), fazla kaynağı yöneticilerin israf etme eğiliminde olduklarını ve bu durumun firma performansına olumsuz etki ettiğini ifade etmiştir.

Finansal gevşeklik, yöneticilerin firma üzerindeki kontrolünü artırarak çevresel değişimler sonucu ortaya çıkan beklenmedik ihtiyaçlara ve/veya fırsatlara hızlı tepki vermesini sağlamaktadır (Marlin ve Geiger, 2015). He ve Wintoki (2016) gevşekliği, serbest nakit akışına benzetmiş ve gevşekliğin firmanın karşılaştığı sorunlar için tampon vazifesi gördüğünü ifade etmiştir. Diğer taraftan Zhang vd. (2020), gevşekliğin vekalet sorunlarını artırdığını ve yüksek serbest nakit akışının firma kontrolünü zorlaştırarak yöneticilerin kendi çıkarlarına hizmet etmesine alan açabileceğini belirtmişlerdir. Gevşeklik ile firma performansı arasındaki ilişkiyi inceleyen ampirik çalışmalardan elde edilen kanıtların karmaşık olduğu belirlenmiştir. Gevşekliğin firma performansına pozitif etkisini Bromiley (1991) ve Cyert ve March (1963) çalışmalarında raporlarken, Mosakowski (2017) ve Wan ve Yiu (2009) olumsuz etkinin varlığını ortaya koymuşlardır.

Kaynak bağımlılığı, kaynak temelli görüş, vekalet teorisi ve X-Verimlilik teorilerini temele alarak günümüze kadar geliştirilen teoriler birlikte ele alınarak literatür incelendiğinde, finansal gevşeklik ile firma performansı arasında belirsiz ilişkilerin varlığı ve yönetim kurulunun bu ilişkideki rolünün karmaşık olduğu görülmektedir. Bu sebeple çalışmada, finansal gevşeklik ile firma performansı arasındaki ilişki ve kurumsal yönetimin bu ilişkideki düzenleyici rolü araştırılmaktadır. Bu amaç kapsamında, 2018/Q1-2023/Q3 dönemleri arasında borsada kesintisiz işlem gören BİST100 firmaları incelenmiştir. Verilerin analizi için Dinamik Panel Veri Analiz (Generalized Method Of Moments-GMM) yöntemi kullanılmıştır.

Bu çalışma, Türkiye piyasasında finansal gevşekliği ele alan sınırlı çalışmalar arasında yer alarak literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir. Literatür çalışmalarında, gevşeklik ile firma performansı arasındaki ilişkide mülkiyet yapısının düzenleyici etkisini araştıran çalışma sayısının

az olduđu ve Türkiye ölçeğinde mülkiyet ve yönetim kurulu yapısının finansal gevşeklik ve firma performansı arasındaki ilişkideki etkisini ölçen çalışmanın bulunmadığı belirlenmiştir. Uluslararası çalışmalarda ise, yönetim kurulu yapısının gevşeklik ile performans arasındaki ilişkide düzenleyici etkisinin araştırılmadığı belirlenmiştir. Diğer yandan finansal gevşeklik çalışmalarının daha çok muhasebe performans göstergelerine odaklandığı ve piyasa performans göstergelerinin göz ardı edildiği belirlenmiştir. Çalışma literatürden farklılaşarak piyasa performans göstergelerine odaklanmış ve elde edilen sonucun sağlamlılığının sınanması için üç farklı piyasa performans göstergesi analiz edilmiştir. Bu çalışma ile yukarıda sayılan hususlarda hem ulusal hem de uluslararası literatüre katkı sunulması amaçlanmaktadır. Çalışmanın, firma yönetici ve sahiplerine, karar alıcılara, politika yapıcılara ve ilgilenen tüm kesimlere firma piyasa performansının artırılmasına katkı sağlayacak finansal gevşeklik türünün belirlenmesi noktasında pratik katkı sağlayacağı düşünülmektedir. Ayrıca finansal gevşekliğin firma performansına etkisini vekalet teorisi bağlamında ele alarak, firma performansını artıracak mülkiyet ve yönetim kurulu yapısı için gevşeklik düzeyinin ne olması gerektiği ile ilgili katkı sağlanması da amaçlanmıştır.

Bu çalışma bazı kısıtlar altında yapılmıştır. İlk olarak çalışmada belirli bir sektörel endeks analiz edilmediği için sektör farklılıklarından kaynaklanan etkiler tespit edilememiştir. Bu sebeple Borsa geneli için her ne kadar kapsayıcı sonuçlar elde edilmiş olsa da sektörel olarak yorum yapılması güçtür. Sektörel etkilerin belirlenebilmesi için sektörel endeks örnekleminde bu çalışmanın tekrarlanması faydalı olacaktır. Diğer yandan çalışma her ne kadar birden fazla mülkiyet yapısı ve yönetim kurulu yapısı değişkeninin düzenleyici etkisine odaklanmış olsa da sınırlı sayıda değişken analize dahil edilmiştir. Bu çalışma ile bundan sonraki çalışmalar için diğer kurumsal yapı değişkenlerinin de analize dahil edildiği daha kapsayıcı bir çalışmaya zemin hazırlanmıştır. Çalışma Türkiye gibi gelişmekte olan ülkede gerçekleştirilmiştir. Dolayısıyla tüm ülkeler için genelleme yapılmasının doğru olmayacağı düşünülmektedir. Son olarak ise, çalışma dönemi pandemi, savaş gibi toplumsal kargaşa ve finansal kaosların yaşandığı ender bir dönemi kapsamaktadır. Finansal koşulların daha stabil olduğu dönemlerde çalışmanın tekrarlanmasının faydalı olacağı düşünülmektedir.

Yukarıda önemi, pratik ve teorik katkısı ve kısıtları paylaşılan çalışmada; 2. bölümde finansal gevşeklik literatür bilgisine, 3. bölümde mülkiyet ve yönetim kurulu yapısının firma performansına etkisine, 4. bölümde araştırma konusu ile ilgili literatür bilgilerine, 5. bölümde veriler, araştırma hipotezleri ve yöntem, 6. bölümde bulgular ve tartışmaya yer verilmiş ve 7. bölümle çalışma sonuçlandırılmıştır.

2. Finansal Gevşeklik

Gevşeklik kavramını ilk olarak 1938 yılında Bernard ortaya atmıştır (Tan ve Peng, 2003; 1250). March ve Simon (1993), “Organizations” kitabında ilk olarak gevşeklik kelimesini kullanmıştır. Organizasyon teorisyenleri, genel olarak firmayı hayatta kalmaya çalışan kurumsal yapılar olarak görmektedir (Cyert ve March, 1963). Bu sebeple gevşeklik, firmanın uzun süre hayatta kalmasına yardımcı olmaktadır (Tan ve Peng, 2003). Bougreois (1981) çalışmasında örgütsel gevşekliği, örgütün uyum için iç baskılara ve yaşanan ekonomik durumlar karşısında dış baskılara dayanması için sahip olduğu fiili ve potansiyel kaynaklar olarak ifade etmektedir. Geiger ve Cashen (2002) gevşekliği, belli bir üretim seviyesi için gerekli olan aşari miktarı aşan

mevcut işletme kaynakları olarak tanımlarken, George (2005), kurumsal olarak firma hedeflerine ulaşabilmek için elde edilebilecek ve yeniden kullanılabilir potansiyel kaynaklar olduğunu ifade etmektedir.

Finansal gevşeklik tanımlarına bakıldığında ise; Cyert ve March (1963), toplam kaynaklar ile toplam ödemeler arasındaki fark, Myers ve Majluf (1984), firmanın elde tuttuğu nakit ve nakit benzeri varlıklar ile risksiz borçlanabilme yeteneği, Smith ve Kim (1994), cari gereksinimlerin üzerinde risksiz borçlanma kapasitesi ile nakit ve nakit benzerleri ve Ang ve Straub (1998), organizasyon için gerek duyulanın üzerindeki finansal kaynaklar olarak ifade edilen tanımlamalar mevcuttur. Her ne kadar birbirinin yerine kullanılsa da örgütsel gevşeklik, firmada mevcut bulunan tüm aşırı kaynakları ifade ederken, finansal gevşeklik ise gerekenin üzerindeki finansman kaynaklarını ifade etmektedir (Şahin ve Karaca, 2024).

Gevşeklik kavramı ile ilgili çeşitli tanımlamalar yapıldığı ancak bu tanımlamalarda gereğinden fazla kaynak, tampon gibi kavramların ön plana çıktığı görülmektedir. Geiger ve Cashen'e (2002) göre, gevşeklik sadece aşırı kaynaklardan oluşmamaktadır. Gevşeklik kavramı aşırı kaynakların yanında potansiyel kaynakları da ifade etmektedir. Bu sebeple gevşekliği iç ve dış gevşeklik olarak ikiye ayırmak ve iç gevşekliği halihazırda atıl olan kaynaklar, dış gevşekliği ise firmada şu anda var olmayan ancak ihtiyaç duyulması halinde başvuracağı borç finansmanı olarak düşünmek yanlış olmayacaktır (Geiger ve Cashen, 2002).

Literatür çalışmalarında finansal gevşekliğin dört ana işlevi ön plana çıkmaktadır. Finansal gevşeklik ilk olarak, firmanın kaynak ihtiyacını sağlayarak firma içi çatışmaları engeller ve gereğinden fazla ödeme yapılmasına imkân tanıyarak çalışanlar için teşvik sistemi olarak kullanılabilir. İkinci olarak, kaynak bağımlılığını azaltarak birimlerin fazla olan kaynaklarını bilgi üretmeye aktarmasını sağlar. Üçüncü olarak finansal gevşeklik, yeni ürün geliştirme, iş sahasını geliştirme gibi büyüme odaklı stratejilere imkân sağlar. Son olarak ise gevşeklik, çevresel türbülanslara karşı tampon görevi görerek işletmeyi korur (Cyert ve March, 1963; Bourgeois, 1981; Tan ve Peng, 2003; Şahin ve Karaca, 2024).

Wang ve diğerlerinin (2019) görüşlerine göre, finansal gevşeklik ile firma performansı arasında ilişki bulunması mantıklıdır. Birçok çalışma finansal gevşeklikle firma performansı arasındaki ilişkiyi teyit etmektedir (Bromiley, 1991; Javid vd., 2020; Şahin ve Karaca, 2024). Ancak çalışmalarda finansal gevşeklik ile firma performansı arasında olumlu ve olumsuz etkiye ilişkin kesin kanıtlar bulunmamaktadır. Diğer taraftan Carnes ve diğerlerinin (2019) görüşlerine göre, finansal gevşeklik ile firma performansı arasındaki ilişkiyi belirlemeye yönelik çalışmalarda farklı teoriler altında farklı sonuçlar bulunmaktadır. Örneğin, davranışsal teori ve kaynak temelli teori, finansal gevşekliğin firmaların ekonomik koşullara ayak uydurmasına imkân sağladığı ve kaynak çeşitliliğinin firma performansını olumlu etkilediğini ifade etmektedir. Klasik organizasyon teorilerinin aksine vekalet teorisi ise yeterli kontrol sistemlerinin olmaması yöneticilerin kaynak israfına yönelerek firma performansını olumsuz yönde etkileyeceğini ileri sürmektedir (Javid vd., 2020).

Literatür çalışmaları incelendiğinde finansal gevşeklik ile firma performansı arasındaki ilişkiyi araştıran birçok çalışma bulunmaktadır (Carnes vd., 2019; Rafailov, 2017; Şahin ve Karaca, 2024). Ancak yapılan ampirik çalışmalarda finansal gevşeklik ile firma performansı arasındaki ilişkiyi etkileyecek diğer unsurların incelenmediği görülmüştür. Bu sebeple bu çalışmada, finansal gevşekliğin firma performansına etkisi incelenirken kurumsal yönetim

faktörleri düzenleyici deęişken olarak analize dahil edilmiştir. Kurumsal yönetim faktörlerinin dikkate alınması, vekalet teorisi altında finansal gevşekliğin firma performansına etkisini belirlemek amacıyla yapılmıştır. Bu amaçla mülkiyet yapısı (yönetim mülkiyeti, yabancı mülkiyeti, mülkiyet yoğunluğu) ve yönetim kurulu yapısı (yönetim kurulu bağımsızlığı, yönetim kurulu büyüklüğü) düzenleyici deęişken olarak çalışmaya dahil edilmiştir.

3. Mülkiyet Yapısı ve Yönetim Kurulu Yapısı

George'ye (2005) göre, finansal gevşekliğin firma performansını olumlu yönde etkilediğini ifade eden teorik literatürün altında, firmaların aynı sahiplik yapısına sahip olduđu veya farklı hissedarların finansal gevşekliğin tahsisinde benzer tercihlerde bulunduđu varsayımı yatmaktadır. Ancak asil-vekil çatışmalarının olduđu vekalet maliyeti teorisi çerçevesinde, firmalar aynı sahiplik yapısına sahip olmayabilir ve mevcut hissedarlar da kaynak tahsisinde aynı kararları almayabilir. Jensen ve Meckling'e (1976) göre, hissedar-yönetici ve borç veren-yönetici arasında olmak üzere iki tür çatışma vardır. Bu çatışma yönetim ile mülkiyetin birbirinden ayrılmasından kaynaklanmaktadır. Asil adına şirketi yönetmekte yetkili olan yöneticiler, asillerin çıkarını korumak yerine kendi çıkarlarını ön plana çıkarmaktadırlar (Fama ve Jensen, 1983). Bu çalışmada mülkiyet yapısı ve yönetim kurulu yapısının finansal gevşeklik ile firma performansı arasındaki ilişkideki düzenleyici etkisini odaklanılmıştır.

İlk olarak mülkiyet yapısında ele alınan yönetim mülkiyeti, yabancı mülkiyet ve mülkiyet yoğunluğuna ilişkin literatür çalışmalarına değinilmiştir. Moh'd ve diğerlerine (1998) göre, firma sahipleri borçlanmayı vekalet maliyetlerini azaltmak için kullanırlar ve yönetsel mülkiyetin artması ile borçlanma seviyesinin artırılmasına gerek olmadığından hareketle hissedarlar borçlanma eğiliminden kaçınırlar. Karabıyk'a (2011) göre, daęınık sahiplik durumunda sahiplik ile kontrol birbirinden ayrılmakta ve bu durum çıkar çatışmalarına zemin hazırlamaktadır. Özen (2019), daęınık sahiplik yapısı olan firmalarda, borç oranının yüksek olduğunu ifade etmektedir. Firmalar çıkar çatışmalarından kaynaklı temsil maliyetlerini azaltmak için borçlanma eğiliminde olmaktadır. Javid ve diğerlerine (2020) göre, hissedarlar firmanın uzun vadeli performansına odaklanarak, uzun vadeli pozitif katkı sağlayacak projelere yönelirler. Dolayısıyla hissedarlar, mevcut kaynakların gelecekte ortaya çıkacak daha iyi fırsatın değerlendirilmesi için bekleme eğiliminde olurlar. Yönetim mülkiyeti literatür bilgilerinden hareketle yönetim mülkiyeti firmanın mevcut gevşekliğinin artmasına ve potansiyel gevşeklik ile geri kazanılabilir gevşekliğinin azalmasına yol açmaktadır. Zou ve Xiao (2006), yabancı mülkiyetinin borçlanmayı artırdığını ileri sürmüştür. Bunun temelinde ise asimetrik bilgi yatmaktadır. Çünkü yabancılar, firmayı içeridekiler kadar yakından izleyemedikleri için asimetrik bilgi problemi ile karşı karşıya kalmaktadır. Yabancılar bilgi asimetrisini azaltmak için yöneticileri, kendileri dışında denetleme mekanizması olarak gördükleri borçlanmaya yönlendirmektedir. Yabancı hissedarların firmayı borçlandırma eğilimleri mevcut gevşekliği azaltması, potansiyel gevşeklik ve geri kazanılabilir gevşekliği ise artırması beklenmektedir. Mülkiyet yoğunluğunun artması ise yöneticilerin istedikleri şekilde borç oranlarını ayarlamalarını önlemektedir (Friend ve Lang, 1988; 18). Mülkiyet yoğunluğu vekalet maliyetlerini azaltır. Dolayısıyla büyük hissedarlar, firmanın vekalet maliyetlerini gözeterek daha fazla borçlanmaya gerek olmadığı görüşündedirler (İrmak, 2023). Ancak Brailsford vd. (2002), mülkiyet yoğunluğu ile borçlanma arasında pozitif ilişki olduğunu ve firma sahiplerinin yöneticileri denetlemek için borçlanmaya yöneldiğini ifade etmiştir. Doęan (2016) çalışmasında, en büyük ortağın ortaklık oranı ile kaldıraç arasında pozitif ilişki olduğunu

ve bunun hâkim ortağın mevcut konumunu korumak adına hisse ihracı yerine borçlanmaya yönelmesi olarak açıklamıştır. Driffield vd. (2007), Santos vd. (2014) çalışmalarında da benzer sonuçlara ulaşmıştır. Bu sebeple bu çalışmada, mülkiyet yoğunluğunun mevcut gevşekliği azaltması ve potansiyel gevşeklik ile geri kazanılabilir gevşekliği artırması beklenmektedir.

Yönetim kurulu yapısı ise yönetim kurulu büyüklüğü ve bağımsız yönetim kurulu üyesi değişkenleri ile ölçülmüştür. Yönetim kurulu üyelerinin çokluğu firmanın stratejik kararlarda fikir çatışması yaşayarak, ilgili finansal kararların alınmasını zorlaştırdığı bilinmektedir. Bokpin ve Arko (2009), yönetim kurulu büyüklüğünün firma kontrolünü zorlaştırdığı ve mülkiyetin paylaşılması problemleri nedeniyle vekalet maliyetlerini artırdığını ifade etmiştir. Firmalar vekalet teorisinden kaynaklı ortaya çıkacak maliyetlerden kaçınmak için borçlanma eğilimine girebilirler. Dolayısıyla borçlanma artışı mevcut gevşekliği azaltırken, potansiyel gevşeklik ve geri kazanılabilir gevşekliği artırır. Yönetim kurulu bağımsızlığı incelendiğinde Evliyaoğlu’na (2020) göre, bağımsız yönetim kurulu üyeleri şirketin profesyonel yönetimine katkı sundukları için firmada asimetric bilgi ve vekalet maliyetlerini azalttığı ifade edilmiştir. Asimetric bilgi ve vekalet maliyetlerindeki azalma, hissedarların yeni yatırımlar için temettüden vazgeçerek fonları şirkette bırakmaya razı olmaları konusunda teşvik edecek ve firma borçlanmadan kaçınacaktır. Tarus ve Ayabei (2016), yoğun bağımsız yönetim kurulu üyesi olan firmaların finansal olarak güçlü olduğunu ve borçlanmadan kaçındığını ifade etmiştir. Bağımsız yönetim kurulu üyelerinin firmaların borçlanmalarını azalttığına ilişkin literatür kanıtlarından hareketle, mevcut gevşekliği artırıp, potansiyel gevşeklik ve geri kazanılabilir gevşekliğin artması beklenmektedir.

4. Literatür Taraması

Bazı literatür kanıtları finansal gevşeklik ile firma performansı arasında pozitif ilişkiyi teyit ederken diğer taraftan olumsuz etkinin varlığını da tespit eden çalışmalarda bulunmaktadır. Finansal gevşeklik ile firma performansı arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalara aşağıda değinilmiştir.

Tang ve Peng (2003) örgütsel gevşekliğin firma performansına etkisini incelediği çalışmada, Çin teknoloji firmalarında örgütsel gevşeklik ile firma performansı arasındaki ilişkiyi örgütsel teori ve vekalet teorisi özelinde incelemiştir. 55 firmanın üst yönetimine yapılan anket ve 1532 firmanın finansal verilerinden oluşan veri setinin analizi sonucunda, absorbe edilmeyen (emilmemiş) gevşeklik için örgütsel teori anlamlı iken, absorbe edilen (emilen) gevşeklik için vekalet teorisinin anlamlı sonuçlar verdiği belirlemiştir. Ayrıca çalışma sonucunda gevşeklik ile firma performansı arasında eğrisel ilişkinin varlığı tespit edilmiştir.

Daniel vd. (2004), organizasyonel araştırmacılar tarafından firma performansı ile gevşeklik arasında kesin olmayan kanıtların varlığından dolayı 1990-2000 yılları arasında gevşeklik ile firma performansı arasındaki ilişkiyi ampirik olarak ortaya koyan 66 araştırmadan 80 örneğe dayanan bir meta analiz gerçekleştirmiştir. Analiz sonucunda, mevcut gevşeklik, geri kazanılabilir gevşeklik ve potansiyel gevşeklik ile firma performansı arasında pozitif ilişkinin var olduğunu ve sektöre bağlı performansı kontrol eden çalışmaların kontrol etmeyen çalışmalara göre daha güçlü pozitif ilişkili olduğunu belirlemiştir.

Kim vd. (2008) çalışmalarında, finansal gevşeklik ile Ar-Ge yatırımları arasındaki ilişkiye sahiplik yapısının vekalet maliyeti teorisi kapsamında etkisini incelemiştir. Kore Menkul Kıymetler Borsası’nda 253 adet Ar-Ge yoğun sanayi işletmelerinin 1998-2003 dönemlerine ait

verileri analiz edilmiřtir. Arařtırma sonucunda, ekonomik durgunluk dönemlerinde finansal gevřeklik ile Ar-Ge yatırımları arasında ters bir U iliřkisinin varlıđı belirlenmiřtir. Gevřeklik ile firma performansı arasındaki iliřki farklı sahiplik yapılarına göre deđiřkenlik göstermektedir. Finansal gevřeklik aile mülkiyetinde, Ar-Ge yatırımları ile firma performansı arasındaki iliřkiyi olumlu yönde etkilemektedir. Diđer taraftan kurumsal yatırımcılar ve yabancı mülkiyeti bu iliřkiyi negatif yönde etkilemektedir. Oerlemans ve Pretorius (2008) alıřmalarında, örgütsel gevřeklik ile yenilikçilik arasındaki iliřkiyi arařtırmak için 1998-2000 yılları arasında Güney Afrika’da faaliyet gösteren 319 firmayı analiz etmiřtir. Yapılan analiz sonucunda, örgütsel gevřeklik ile yenilikçilik arasında pozitif iliřki belirlenmiřtir. Murro vd. (2016) ise, BM&F Bovespa Borsası’nda İnovasyon Endeksi’nde yer alan 208 firmanın 2010-2012 yılları arasındaki verileri, yenilikçilikler ile örgütsel gevřeklik iliřkisini belirlemek amacıyla yaptıđı alıřmada, gevřeklik deđiřkenlerinin firma yenilikçilik düzeyleri üzerinde etkili olduđunu belirlemiřtir. Sonuç olarak potansiyel gevřeklik ile geri kazanılabilir gevřekliđi yüksek olan firmalar yenilikçiliđi yüksek firmalardır.

Latham ve Braun (2008), gevřeklik ile firma performansı arasındaki iliřkiyi ekonomik durgunluk kořulları altında incelemek için 2001-2003 yılları arasında faaliyet gösteren 450 firmanın verilerini analiz etmiřtir. Analiz sonucunda, durgunluđun bařlangıcında gevřekliđin firma performansını olumsuz yönde etkilediđini, ancak ekonomik durgunluk süresi boyunca finansal gevřekliđin firma performansını olumlu etkilediđini belirlemiřtir.

Chiu ve Liaw (2009) alıřmasında, mevcut gevřeklik, geri kazanılabilir gevřeklik ve potansiyel gevřeklik ile firma performansı arasındaki iliřkiyi incelemek için Taylan Borsası’nda 1997-2005 yılları arasında faaliyet gösteren teknoloji firmalarını incelemiřtir. Yapılan panel veri analizi sonucunda, gevřeklik ile firma performansı arasındaki iliřkinin strateji ve organizasyonel gevřekliđe göre farklılık gösterdiđi belirlenmiřtir. Ayrıca gevřeklik ile firma performansı arasında U řeklinde iliřkinin varlıđını tespit edilmiřtir.

Lee (2012), alıřmasında 1990-2008 yılları arasında ABD’de faaliyet gösteren 1852 adet firma ve Birleřik Krallık’ta faaliyet gösteren 280 firmanın verilerini analiz ederek, finansal gevřeklik ile firma performansı arasındaki iliřkiyi analiz etmiřtir. Yapılan dinamik GMM regresyon analizi sonucunda, ABD’de firma performansı ile finansal gevřeklik arasında negatif, Birleřik Krallık’ta ise pozitif iliřki tespit edilmiřtir.

Marlin (2014), birden fazla sektörde organizasyonel gevřeklik farklılıklarını belirlemek için ABD’de 6 sektörde faaliyet gösteren halka aık 353 firmanın 2010 yılı verilerini kullanarak finansal gevřeklik ile firma performansı arasındaki iliřkiyi ve bu iliřkide yönetim yapısının düzenleyici etkisini incelemiřtir. Yapılan GMM ve sabit etkiler GLS tahmin sonuçlarına göre gevřeklik ile performans arasında olumlu iliřki belirlenmiřtir. Mülkiyet yapısının bu iliřki üzerindeki etkisine iliřkin yapılan analiz sonucunda, aile mülkiyetinin mevcut gevřekliđi pozitif, geri kazanılabilir gevřekliđi negatif yönde etkilediđi belirlenmiřtir. Bađlı firma sahipliđinde de benzer sonuçlar elde edildiđi görülmektedir. Yabancı mülkiyetinin mevcut gevřeklik türünde firma performansı üzerinde negatif düzenleyici etkisi ve potansiyel gevřeklik türünde ise pozitif düzenleyici etkisi tespit edilmiřtir.

Kim vd. (2017), Kore Menkul Kıymetler Borsası olan KOSDAQ’da listelenen 53 ila firmasının 2010-2015 yılları arasındaki verilerini analiz ederek gevřeklik kaynakları ile firma performansı arasındaki iliřkiyi arařtırmıřlardır. Yapılan en küçük kareler regresyon analizi

sonucunda potansiyel gevşeklik ve mevcut gevşeklik ile firma performansı arasında ters U şeklinde eğrisel ilişki bulunmuştur. Geri kazanılabilir gevşeklik ile firma performansı arasında ise negatif ilişki belirlenmiştir. Analiz sonuçlarına göre, potansiyel gevşeklik ve mevcut gevşeklik belirli bir seviyeye kadar firma performansını artırırken, belirli seviyeden sonra gevşekliğin artışı firma performansını olumsuz etkilemektedir. Geri kazanılabilir gevşeklikteki artış ise firma performansını düşürmektedir.

Hailu vd. (2018), 2006-2015 yılları arasında 13 Afrika ülkesinde faaliyet gösteren 457 firmanın verilerini analiz ederek finansal gevşeklik ile firma performansı arasındaki ilişkiyi analiz etmişlerdir. Firma performans göstergesi olarak aktif karlılığının incelendiği araştırmada, mevcut gevşeklik, geri kazanılabilir gevşeklik ve potansiyel gevşeklik ile firma performansı arasında pozitif ilişki belirlenmiştir.

Lin vd. (2020), kurumsal sosyal sorumluluk skoru ile firma performansı arasındaki ilişki ve finansal gevşekliğin bu ilişkideki rolünü araştırmışlardır. Bu amaçla, 2007-2016 yılları arasında Fortune en beğenilen 100 ABD şirketlerinin verileri analiz edilmiştir. Yapılan OLS tahmin sonuçlarında firma performans göstergeleri olan ROA ve ROE ile finansal gevşeklik arasında pozitif anlamlı ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Diğer yandan, kurumsal sosyal sorumluluk ile finansal gevşeklik arasındaki ilişkiyi belirlemek için yapılan GMM analiz sonucunda hiçbir ilişki bulunamamıştır.

Zhang vd. (2020) çalışmalarında, kurumsal hissedarlığın finansal gevşeklik ile yenilikçilik amacıyla yapılan yatırımlara etkisini belirlemeyi amaçlamışlardır. Bu amaçla 2011-2018 yılları arasında Çin Menkul Kıymetler Piyasası'nda 15 sanayi sektöründe faaliyet gösteren 2.829 firmanın verilerini incelemişlerdir. Yapılan GLS regresyon analizi sonucunda finansal gevşekliğin kurumsal inovasyon yatırımlarını artırdığı ve baskıya dayanıklı kurumların bu ilişkiyi olumlu yönde yumuşattığı ve baskıya dayanıksız olan kurumlarda ise ilişkiyi olumsuz yönde yumuşattığı tespit edilmiştir.

Javid vd. (2020), finansal gevşekliğin firma performansı ile ilişkisini ve bu ilişkide yönetim yapısının düzenleyici etkisini araştırmak için 2009-2018 yılları arasında Pakistan borsasında faaliyet gösteren 131 firmayı incelemişlerdir. Firmaların mali tablolarından elde edilen veriler GMM yöntemi ile analiz edilmiştir. Analiz sonucunda mevcut gevşeklik ve potansiyel gevşeklik ile firma performans göstergesi olan ROA arasında anlamlı ilişkiyi belirlemişlerdir. Farklı sahiplik yapılarının marjinal etkilerini belirlemek için yapılan analiz sonucunda, aile mülkiyetinin ve bağlı firma sahipliğinin mevcut gevşekliği pozitif, potansiyel gevşekliği ise negatif yönde etkilediği belirlenmiştir. Yerli ve yabancı sahipliğin ise mevcut gevşekliği negatif yönde, potansiyel gevşekliği yerli sahiplik negatif, yabancı sahiplik ise pozitif yönde etkilemiştir.

Chu vd. (2021), 2005-2019 yılları arasında Şanghay ve Shenzhen Menkul Kıymetler Borsası'nda işlem gören 125 gayrimenkul şirketi verilerini analiz ederek finansal gevşeklik ve operasyonel gevşekliğin firma performans göstergesi olan aktif karlılığına etkisini incelemişlerdir. Analiz sonucunda, finansal gevşeklik ile performans arasında U şeklinde ilişkili olduğu, operasyonel gevşekliğin performans ile ilişkisinin bulunmadığını ifade etmişlerdir.

Çilingir Kara ve Yılmaz Türkmen (2024), gevşeklik türlerinin firma performansı ve hisse senedi fiyatlarına etkisini belirlemek amacıyla, 2013-2021 yılları arasında BİST30'da araştırma yapmışlardır. Mevcut gevşeklik, potansiyel gevşeklik ve geri kazanılabilir gevşeklik ile karlılık ve performans göstergeleri arasındaki ilişkiyi belirlemek için yaptığı panel veri analizi sonucunda,

gevşeklik türleri ile muhasebe temelli performans göstergeleri arasında anlamlı ilişki belirlenmiştir.

5. Veri ve Metodoloji

5.1. Veriler ve Değişkenler

Gevşekliğin mevcudiyet düzeyine, emilim düzeyine, yayılım düzeyine, takdir yetkisine, kaynak mevcudiyeti ve kaynak türüne göre farklı türleri bulunmaktadır (Şahin ve Karaca, 2024). Mevcudiyet düzeyine göre gevşeklik; mevcut gevşeklik, geri kazanılabilir gevşeklik ve potansiyel gevşeklik olarak üçe ayrılmaktadır (Gral, 2014). Bu çalışmada gevşeklik türü için mevcudiyet düzeyine göre gevşeklik türleri kullanılmıştır.

Finansal gevşeklik ile performans arasındaki ilişkiye yönelik literatürde genellikle muhasebe temelli performans göstergeleri kullanılmış olup, piyasa temelli performans göstergeleri çok tercih edilmemiştir. Bu çalışmada ise bunun aksine performans göstergeleri olarak piyasa temelli performans göstergelerinden Tobin Q, Fiyat Kazanç Oranı (F/K) ve Piyasa Değerinin Defter Değerine Oranı (PD/DD) değişkenleri kullanılmıştır. Firma performansı, finansal gevşeklik dışında başka değişkenlerden de etkilenebilmektedir. Bu faktörleri dikkate almak için varlıkların doğal logaritması kontrol değişkeni olarak kullanılmıştır. Finansal gevşeklik ile firma performansı arasındaki ilişki vekalet teorisi bağlamında ele alınmış ve mülkiyet ve yönetim kurulu yapısının gevşeklik-performans ilişkisindeki düzenleyici etkisine odaklanılmıştır. Bu amaçla mülkiyet yapısı için yönetim mülkiyeti, yabancı mülkiyeti ve en büyük üç hissedarın Herfindahl endeksi ile hesaplanan mülkiyet yoğunluğu ve yönetim kurulu yapısı için, yönetim kurulu bağımsızlığı ve yönetim kurulu büyüklüğü düzenleyici değişkenleri kullanılmıştır. Çalışmada kullanılan tüm değişkenler Tablo 1’de yer almaktadır.

Tablo 1. Değişkenler Tablosu

Değişkenler	Değişkenlerin Kısaltması	Değişkenlerin Açıklaması
Bağımlı Değişkenler		
Tobin Q	Tobin Q	$((KVYK+UVYK) + (\text{Hisse Piyasa Fiyatı} * \text{Ödenmiş Sermaye})) / \text{Aktif}$
Fiyat Kazanç Oranı	F/K	$\text{Hisse Fiyatı} / (\text{Net Kar} / \text{Ödenmiş Sermaye})$
Piyasa Değerinin Defter Değerine Oranı	PD/DD	$(\text{Hisse Fiyatı} * \text{Ödenmiş Sermaye}) / (\text{Ana Ortaklığa Ait Ödenmiş Sermaye})$
Açıklayıcı Değişkenler		
Mevcut Gevşeklik	CO (Cari Oran)	Dönen Varlık / KVYK
Potansiyel Gevşeklik	BO (Borç Oranı)	Toplam Borç / Öz Kaynak
Geri Kazanılabilir Gevşeklik	SGA	Satış, Genel ve Yönetim Harcamaları / Satışlar
Yönetim Mülkiyeti	YÖM	Yöneticiler tarafından tutulan hisse oranı
Yabancı Mülkiyeti	YAM	Yabancılar tarafından tutulan hisse oranı
Mülkiyet Yoğunluğu	MY	En büyük üç hissedarın Herfindahl endeksi (Anh vd., 2018) $HHI = \sum_{i=1}^n s_i^2$
Yönetim Kurulu Bağımsızlığı	YKBağ.	Bağımsız yönetim kurulu üyelerinin toplam üyelere oranı
Yönetim Kurulu Büyüklüğü	YKBüy	Toplam yönetim kurulu üye sayısı
Kontrol Değişkeni		
Varlık Büyüklüğü	LogAktif	Aktif toplamının doğal logaritması

Çalışmanın veri seti 2018/Q1-2023/Q3 dönemleri arasında BİST100 endeksinde yer alan firmalardan oluşmaktadır. BİST100 endeksinde yer alan firmalar, 2023 üçüncü üç aylık dönem BİST Pay Endeksi kapsamında yer alacak firmalara ilişkin değişiklik sonrası endekste yer alan firmalar analize dahil edilmiştir. Analiz dönemi içinde borsada kesintisiz olarak işlem gören 61 firmanın çeyrek dönemlik verileri isyatirim.com web sitesinden ikincil kaynak olarak elde edilmiş ve Excell programında düzenlenerek Stata17 paket programı ile analiz edilmiştir. Çalışmada firmaların piyasa değerini hesaplamak için kullanılan veriler ise, investing.com web sitesinden elde edilmiştir. Çalışmanın yatay kesiti T=61 ve zaman boyutu N=23’tür. Çalışma toplam N*T=1403 gözlemden oluşmaktadır.

5.2. Araştırma Hipotezleri

Klasik organizasyon teorisi savunucuları, finansal gevşekliğin sağladığı esnekliğin firma performansı üzerinde olumlu etkisi olduğunu ifade ederken, vekalet maliyeti teorisi savunucuları kaynak israfına dayanarak, gevşekliğin firma performansı üzerinde olumsuz etkilerinin olacağını ifade etmektedir (Lee, 2011; Hailu vd., 2018). Finansal gevşekliğin varlığı durumunda, firma kaynaklarının israfının önlenmesi için izleme maliyetleri ön plana çıkmaktadır. Bu anlamda gevşeklik ile vekalet maliyetleri arasında firmanın dengeleme yapması için yönetsel kararların önemli olduğu düşünülmektedir. Literatür kanıtlarından elde edilen bilgilere göre, finansal gevşeklik ile firma performansı arasındaki ilişki için oluşturulan hipotezler Tablo 2’de sunulmuştur. Mülkiyet ve yönetim kurulu yapısının şirketin finansal kararları üzerinde etkili olduğuna ilişkin verilen literatür kanıtlarına dayanarak mülkiyet ve yönetim kurulu yapısının finansal gevşeklik ve firma performansı üzerinde düzenleyici etkisine ilişkin hipotezler Tablo 2’de sunulmuştur.

Tablo 2. Finansal Gevşekliğin Firma Performansına Etkisi ve Mülkiyet Yapısı ile Yönetim Kurulu Yapısının Düzenleyici Etkisi İçin Oluşturulan Hipotezler

Kod	Hipotez
H1 _a	Mevcut finansal gevşeklik ile firma performansı arasında pozitif ilişki vardır.
H1 _b	Potansiyel gevşeklik ile firma performansı arasında pozitif ilişki vardır.
H1 _c	Geri kazanılabilir gevşeklik ile firma performansı arasında pozitif ilişki vardır.
H2 _a	Yönetim mülkiyeti, mevcut gevşeklik ile firma performansı arasındaki ilişkiyi olumlu yönde etkilemektedir.
H2 _b	Yönetim mülkiyeti, potansiyel gevşeklik ile firma performansı arasındaki ilişkiyi olumsuz yönde etkilemektedir.
H2 _c	Yönetim mülkiyeti, geri kazanılabilir gevşeklik ile firma performansı arasındaki ilişkiyi olumsuz yönde etkilemektedir.
H3 _a	Yabancı mülkiyeti, mevcut gevşeklik ile firma performansı arasındaki ilişkiyi olumsuz yönde etkilemektedir.
H3 _b	Yabancı mülkiyeti, potansiyel gevşeklik ile firma performansı arasındaki ilişkiyi olumlu yönde etkilemektedir.
H3 _c	Yabancı mülkiyeti, geri kazanılabilir gevşeklik ile firma performansı arasındaki ilişkiyi olumlu yönde etkilemektedir.
H4 _a	Mülkiyet yoğunluğu, mevcut gevşeklik ile firma performansı arasındaki ilişkiyi olumsuz yönde etkilemektedir.
H4 _b	Mülkiyet yoğunluğu, potansiyel gevşeklik ile firma performansı arasındaki ilişkiyi olumlu yönde etkilemektedir.
H4 _c	Mülkiyet yoğunluğu, geri kazanılabilir gevşeklik ile firma performansı arasındaki ilişkiyi olumlu yönde etkilemektedir.

Tablo 2. Devamı

H5 _a	Yönetim kurulu bağımsızlığı, mevcut gevşeklik ile firma performansı arasındaki ilişkiyi olumlu yönde etkilemektedir.
H5 _b	Yönetim kurulu bağımsızlığı, potansiyel gevşeklik ile firma performansı arasındaki ilişkiyi olumsuz yönde etkilemektedir.
H5 _c	Yönetim kurulu bağımsızlığı, geri kazanılabilir gevşeklik ile firma performansı arasındaki ilişkiyi olumsuz yönde etkilemektedir.
H6 _a	Yönetim kurulu büyüklüğü, mevcut gevşeklik ile firma performansı arasındaki ilişkiyi olumsuz yönde etkilemektedir.
H6 _b	Yönetim kurulu büyüklüğü, potansiyel gevşeklik ile firma performansı arasındaki ilişkiyi olumlu yönde etkilemektedir.
H6 _c	Yönetim kurulu büyüklüğü, geri kazanılabilir gevşeklik ile firma performansı arasındaki ilişkiyi olumlu yönde etkilemektedir.

5.3. Yöntem

Havuzlanmış en küçük kareler, iki aşamalı en küçük kareler, tesadüfi etkiler ve sabit etkiler tahmincilerini kullanabilmek için içsellik probleminin olmaması gerekmektedir. İçsellik varlığı durumunda en küçük kareler tahmincileri tutarlı sonuçlar vermemektedir (Tatoğlu, 2018). Akimov ve diğerlerine (2009) göre, dinamik panel analiz yöntemleri karşılaşılan içsellik problemlerini çözülebilmektedir.

Birinci Fark GMM (GMM) ve Sistem GMM (S-GMM) olmak üzere iki temel dinamik panel veri analizi tahmincisi bulunmaktadır. Arellano ve Bond (1991) tarafından geliştirilen GMM yatay kesitlerin etkilerini ortadan kaldırmak için açıklayıcı değişkenlerin bir gecikmesini olarak analize dahil etmektedir. İki aşamada analizin gerçekleştirildiği bu yöntemde, birinci aşamada birinci fark araç değişken olarak analize dahil edilmekte ve ikinci aşamada ise en küçük kareler yöntemi ile tahminleme yapılmaktadır (Tatoğlu, 2018). GMM tahmincisi N'in T'den büyük olduğu durumlar için geliştirilmiştir (Mileva, 2007). GMM, panel verilerde en çok tercih edilen yöntem olarak görülmektedir (Akay, 2015). Arellano ve Bover (1995) tarafından geliştirilen S-GMM yönteminde GMM yönteminden farklı olarak, fark alma yönteminde serilerin birinci farkının alınması veri kaybına neden olmaktadır. Bu nedenle serilerin farkı yerine değişkenin tüm dönem değerlerinin ortalamasının farkı alınmaktadır (Tatoğlu, 2018).

GMM yöntemine göre yapılan analiz sonucunda tahmin sonuçlarının geçerliliği için bazı testlerin yapılması gerekmektedir. Analiz sonuçlarını tutarlılığına bu testler sonucunda karar verilmektedir. Bu testlerden ilki Sargan testidir. Sargan testi, araç değişkenlerin geçerliliği için yapılan içsellik testidir. Bu test sonucunda araçların dışsal olduğu ($p > 0,05$) belirlenmelidir (İskenderoğlu, 2008). Analizin geçerliliği için başvuru olan diğer test ise Arellano ve Bond (1991) tarafından belirlenen AR1 ve AR2 testleridir. AR testleri spesifikasyon ve otokorelasyon sorununu belirlemektedir. Bütün olarak modelin anlamlılığı ise Wald testi ile belirlenmektedir (Akdağ ve İskenderoğlu, 2018).

Çalışmada finansal gevşekliğin piyasa temelli firma performansına etkisi, mülkiyet ve yönetim kurulu yapısının finansal gevşekliğin firma performansı üzerinde düzenleyici etkisi, birinci farklar tahmincilerinden Arellano ve Bond (1991) tarafından geliştirilen Fark GMM olarak da adlandırılan Genelleştirilmiş Momentler Metodu (GMM) tahmincisi ile analiz edilmiştir.

Çalışmada kullanılan iki aşamalı GMM modeli aşağıdaki gibidir (Akdağ ve İskenderoğlu, 2018):

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Y_{i,t-1} + \beta_2 X1_{i,t} + \beta_3 \text{LogAktif}_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (1)$$

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Y_{i,t-1} + \beta_2 X1_{i,t} + \beta_3 X2_{i,t} + \beta_4 \text{LogAktif}_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (2)$$

Eşitlik 1 ve Eşitlik 2’de yer alan; $Y_{i,t}$ (TOBİNQ_{i,t}, F/K_{i,t} ve PD/DD_{i,t}) bağımlı değişkenleri, $Y_{i,t-1}$ (TOBİNQ_{i,t-1}, F/K_{t-1} ve PD/DD_{t-1}) bağımlı değişkenlerin farkını, $X1_{i,t}$ mevcut gevşeklik (CO), potansiyel gevşeklik (BO) ve geri kazanılabilir gevşekliği (SGA), $X2_{i,t}$ farklı gevşeklik seviyeleri için mülkiyet yapısı ve yönetim kurulu yapısının düzenleyici etkilerini, $\mu_{i,t}$ hata terimini, i şirketleri ve t zamanı göstermektedir.

6. Bulgular ve Tartışma

Tobin Q performans göstergesi ile mevcut gevşeklik, potansiyel gevşeklik ve geri kazanılabilir gevşeklik arasındaki ilişki ve bu ilişkide mülkiyet yapısı ve yönetim kurulu yapısının düzenleyici etkisine ilişkin fark GMM analiz sonuçları Tablo 3, 4 ve 5’te sunulmuştur. Tahmin sonuçlarının geçerliliğine ilişkin yapılan analizler sonucunda; Sargan test istatistiği sonuçlarının üç gevşeklik türü için de olasılık değerlerinin kritik %5 anlamlılık seviyesinden fazla olduğu ve dolayısıyla araç değişkenlerin dışsal olduğu belirlenmiştir (Tablo 3-4-5). Otokorelasyon sonuçları incelediğinde, üç gevşeklik türü için AR₁ değerlerinin birinci derecede negatif otokorelasyonlu ve AR₂ değerlerinin ikinci mertebede otokorelasyon barındırmadığı tespit edilmiştir (Tablo 3-4-5). Wald test sonuçlarına göre üç gevşeklik türü için de geliştirilen modellerin anlamlı olduğu görülmektedir (Tablo 3-4-5).

Mevcut gevşeklik ve geri kazanılabilir gevşeklik ile Tobin Q arasındaki ilişkinin pozitif yönde olduğu ve bu ilişkinin iki gevşeklik türü için %1 düzeyinde anlamlı olduğu belirlenmiştir. Potansiyel gevşeklik ile Tobin Q arasındaki pozitif ilişkinin anlamlı olmadığı tespit edilmiştir. Model 1 GMM analiz sonuçlarına göre H1_a ve H1_c kabul edilmiş, H1_b reddedilmiştir. Yönetimsel mülkiyetin gevşekliğin firma performansına etkisinde; mevcut gevşeklik için %1 düzeyinde pozitif anlamlı, potansiyel gevşeklikte %5 düzeyinde negatif anlamlı ve geri kazanılabilir gevşeklikte %10 düzeyinde negatif anlamlı etkisinin olduğu belirlenmiştir. H2 için farklı gevşeklik türünün düzenleyici etkisini ölçen Model 2 GMM analiz sonuçlarına göre, tüm hipotezler desteklenmektedir. Yabancı mülkiyet ile mevcut gevşeklik ve geri kazanılabilir gevşeklikte %1 düzeyinde pozitif anlamlı, potansiyel gevşeklikte ise pozitif ancak anlamsız ilişki tespit edilmiştir. Model 3 ile analiz edilen H3 için yalnızca H3_c için destekleyici sonuç bulunmuştur. Mülkiyet yoğunluğunun performans üzerindeki düzenleyici etkisinde; mevcut ve geri kazanılabilir gevşeklik türlerinde pozitif etki, mevcut gevşeklik için bu etki %1 düzeyinde anlamlı iken, potansiyel gevşeklikte ise negatif anlamsız etki belirlenmiştir. Sonuçlar, H4_a ve H4_c’yi desteklemektedir. Finansal gevşekliğin firma performansı ile olan ilişkisinde yönetim kurulu bağımsızlığının düzenleyici etkisi incelendiğinde; mevcut gevşeklik türünde %1 düzeyinde pozitif anlamlı, potansiyel gevşeklikte pozitif anlamsız ve geri kazanılabilir gevşeklikte ise %1 düzeyinde negatif ilişki belirlenmiştir. Model 5 analiz sonuçlarına göre, H5_a ve H5_c desteklenmektedir. Yönetim kurulu büyüklüğünün düzenleyici etkisi incelendiğinde; mevcut gevşeklik türünde %1 düzeyde negatif, potansiyel gevşeklikte %10 düzeyinde pozitif ve geri kazanılabilir gevşeklikte %1 anlamlılık düzeyinde pozitif etki tespit edilmiştir. Yönetim kurulu büyüklüğünün düzenleyici etkisini belirlemek için oluşturulan Model 6 sonuçlarına göre, tüm gevşeklik türleri için Hipotez 6 kabul edilmiştir.

Tablo 3. Mevcut Gevşeklik İçin Tobin Q Performans Göstergesi GMM Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
Tobin Q _(t-1)	0.0593*** (0.0009)	0.0598*** (0.0010)	0.0570*** (0.0010)	0.0591*** (0.0009)	0.0593*** (0.0009)	0.0592*** (0.0009)
Tobin Q _(t-2)	0.0284*** (0.0004)	0.028*** (0.0004)	0.0269*** (0.0004)	0.0283*** (0.0004)	0.0284*** (0.0004)	0.0284*** (0.0004)
CO	0.0014*** (0.0001)	0.0014*** (0.0001)	0.0014*** (0.0002)	0.0096*** (0.0001)	-0.0364*** (0.0017)	0.0203*** (0.0021)
CO*YÖM		0.1677*** (0.0313)				
CO*YAM			0.1403*** (0.0280)			
CO*MY				-0.0143*** (0.0002)		
CO*YKBağ.					0.0048*** (0.0005)	
CO*YKBüy.						-0.0032*** (0.0000)
LogAktif	0.2469*** (0.0061609)	0.2507*** (0.0061)	0.2323*** (0.0074)	0.2470*** (0.0059)	0.2466*** (0.0060)	0.2472*** (0.0060)
Sargan Test	51.2210	49.8963	52.7761	51.1518	51.2398	51.2355
Prob.>Chi2	0.0744	0.0937	0.0560	0.0753	0.0741	0.0742
AR(1)	-1.0279	-1.0282	-1.0283	-1.0281	-1.0279	-1.0279
Prob.>z	0.3040	0.3039	0.3038	0.3039	0.3040	0.3040
AR(2)	-0.5867	-0.5628	-0.4933	-0.5723	-0.05869	-0.5830
Prob.>z	0.5574	0.5736	0.6218	0.5671	0.5572	0.5598
Wald Chi2	13197.18	9270.53	10994.29	12938.73	13477.48	12917.93
Prob.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Araç Değişken Sayısı	42	43	43	43	43	43

Tablo 4. Potansiyel Gevşeklik İçin Tobin Q Performans Göstergesi GMM Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
Tobin Q _(t-1)	0.0587*** (0.0280)	0.0591*** (0.0009)	0.0591*** (0.0009)	0.0587*** (0.0009)	0.0587*** (0.0009)	0.0586*** (0.0009)
Tobin Q _(t-2)	0.0280*** (0.0004)	0.0283*** (0.0004)	0.0283*** (0.0004)	0.01811*** (0.0004)	0.0280*** (0.0004)	0.0280*** (0.0004)
BO	0.0003 (0.0002)	0.0003 (0.0002)	0.0002 (0.0002)	0.0065 (0.0052)	-0.0621 (0.0526)	-0.0069* (0.0044)
BO*YÖM		-0.0059** (0.0034)				
BO*YAM			0.0054 (0.0047)			
BO*MY				-0.0231* (0.0223)		
BO*YKBağ.					0.0011 (0.0007)	
BO*YKBüy.						0.0006* (0.0000)
LogAktif	0.2474*** (0.0060)	0.2469*** (0.0059)	0.2466*** (0.0061)	0.2474*** (0.0061)	0.2474*** (0.0060)	0.2474*** (0.0060)
Sargan Test	51.0098	50.9953	50.9482	51.0189	51.0054	51.0269
Prob.>Chi2	0.0077	0.0774	0.0780	0.0771	0.0773	0.0770
AR(1)	-1.0282	-1.0283	-1.0285	-1.0282	-1.0282	-1.0282
Prob.>z	0.3039	0.3038	0.3037	0.3039	0.3039	0.3039
AR(2)	-0.5496	-0.5680	-0.5687	-0.5533	-0.5494	-0.5473
Prob.>z	0.5826	0.5700	0.5695	0.5800	0.5827	0.5842
Wald Chi2	11736.71	11883.62	12010.00	11742.42	11745.07	11739.75
Prob.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Araç Değişken Sayısı	42	43	43	43	43	43

Tablo 5. Geri Kazanılabılır Gevşeklik İçin Tobin Q Performans Göstergesi GMM Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
Tobin Q _(t-1)	0.0557*** (0.0008)	0.0595*** (0.0009)	0.0596*** (0.0009)	0.0562*** (0.0009)	0.0554*** (0.0008)	0.0552*** (0.0008)
Tobin Q _(t-2)	0.0258*** (0.0003)	0.0286*** (0.0004)	0.0286*** (0.0004)	0.0682*** (0.0004)	0.0256*** (0.0003)	0.0264*** (0.0003)
SGA	2.2273*** (0.1594)	2.2430*** (0.1582)	2.2668*** (0.1633)	0.9589*** (0.3152)	4.7514*** (0.6068)	0.3205 (0.5785)
SGA*YÖM		-2.7014* (4.1934)				
SGA*YAM			2.3963*** (0.5680)			
SGA*MY				5.9146*** (1.1474)		
SGA*YKBağ.					-7.2979*** (1.8473)	
SGA*YKBüy.						0.3099*** (0.0235)
LogAktif	0.2517*** (0.0076)	0.2446*** (0.0060)	0.2438*** (0.0058)	0.2758*** (0.0069)	0.2493*** (0.2493)	0.2593*** (0.0082)
Sargan Test	49.3979	50.1863	50.5809	51.2204	49.9573	50.0783
Prob.>Chi2	0.1020	0.0891	0.0832	0.0744	0.1042	0.0908
AR(1)	-1.0272	-1.0283	-1.0283	-1.028	-1.0268	-1.0264
Prob.>z	0.3043	0.3038	0.3038	0.3039	0.3045	0.3047
AR(2)	-0.3848	-0.5562	-0.5538	-0.4651	-0.3508	-0.4844
Prob.>z	0.7004	0.5780	0.5797	0.6418	0.7257	0.6281
Wald Chi2	9187.20	11473.91	11598.10	6131.26	9403.31	7836.43
Prob.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Araç Değişken Sayısı	42	43	43	43	43	43

Çalışmada kullanılan diğer piyasa performans göstergesi F/K'dır. F/K ile mevcut gevşeklik, potansiyel gevşeklik ve geri kazanılabılır gevşeklik arasındaki ilişki ve bu ilişki üzerinde mülkiyet yapısı ve yönetim kurulu yapısının etkisini belirlemek için yapılan GMM analiz sonuçları Tablo 6, 7 ve 8'de verilmiştir. GMM analiz sonuçlarının geçerliliği için gerekli olan içsellik probleminin tüm modeller düzeyinde olmadığı ve araçların dışsal olduğu ($p > 0,05$) belirlenmiştir. Analiz sonuçlarının geçerliliği etkileyen spesifikasyon ve otokorelasyon sorunlarını tespit etmek için kullanılan diğer analizler, Arellano ve Bond (1991) tarafından geliştirilen AR₁ ve AR₂ testleridir. AR değerlerinin anlamlılık düzeyinin en azından AR₂'de anlamsız olması gerekmektedir. Tüm modeller için AR₁ ve AR₂ değerlerinin $p > 0,05$ olduğundan otokorelasyon ve spesifikasyon problemi bulunmamaktadır. Tüm modellerin anlamlılığını gösteren Wald test sonuçlarına göre, tüm modellerin anlamlı olduğu belirlenmiştir.

F/K ile tüm gevşeklik türlerinin %1 anlamlılık düzeyinde pozitif ilişkili olduğu belirlenmiş ve tüm finansal gevşeklik türleri için H1 hipotezi kabul edilmiştir. Yönetimsel mülkiyetin finansal gevşeklik ile firma performansı olan F/K arasındaki ilişki incelendiğinde; mevcut gevşeklik türü için %5 düzeyinde pozitif anlamlı, potansiyel ve geri kazanılabılır gevşeklik için %1 düzeyinde negatif anlamlı etki tespit edilmiştir. Yönetimsel mülkiyetin, finansal gevşekliğin firma performansı üzerindeki etkisini belirlemeye yönelik geliştirilen tüm hipotezler kabul edilmiştir. Yabancı mülkiyetinin F/K ile finansal gevşeklik türleri üzerindeki düzenleyici etkisini ölçen Model 3'e göre; mevcut ve geri kazanılabılır gevşeklik türleri için %1 düzeyinde negatif anlamlı

ve potansiyel gevşeklikte negatif anlamsız etki tespit edilmiştir. Bu doğrultuda H3a kabul edilmiş ve H3_b ve H3_c reddedilmiştir. Mülkiyet yoğunluğu düzenleyici değişkeninin F/K performans göstergesi ile finansal gevşeklik arasındaki etkisi incelendiğinde; mevcut gevşeklik türünde %1 düzeyinde negatif anlamlı, potansiyel gevşeklik türünde %10 düzeyinde negatif anlamlı ve geri kazanılabilir gevşeklik türünde %1 düzeyinde pozitif anlamlı etkinin varlığı belirlenmiştir. Bulgulardan elde edilen sonuçlara göre, H4_a ve H4_c kabul edilirken, H4_b reddedilmiştir. Yönetim kurulu bağımsızlığı için mevcut gevşeklikte negatif anlamsız, potansiyel gevşeklikte %1 anlamlılık düzeyinde negatif ve geri kazanılabilir gevşeklikte negatif etki belirlenmiştir. GMM analiz sonuçlarına göre, Model 5 için H5_b kabul edilmiştir. Yönetim kurulu büyüklüğünün düzenleyici etkisinin incelendiği Model 6 analiz sonuçlarına göre H6_a ve H6_c reddedilmiş, H6_b kabul edilmiştir.

Tablo 6. Mevcut Gevşeklik İçin F/K Performans Göstergesi GMM Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
F/K _(t-1)	-0.1729*** (0.0002)	-0.1731*** (0.0002)	-0.1741*** (0.0002)	-0.1731*** (0.0001)	-0.1729*** (0.0002)	-0.1729*** (0.0002)
F/K Q _(t-2)	-0.2214*** (0.0003)	-0.2216*** (0.0003)	-0.2225*** (0.0003)	-0.2209*** (0.0002)	-0.2214*** (0.0003)	-0.2213*** (0.0003)
CO	0.2400*** (0.0288)	0.2405*** (0.0290)	0.2450*** (0.0298)	1.9012*** (0.0141)		
CO*YÖM		8.5732** (3.7171)				
CO*YAM			-95.7013*** (2.9556)			
CO*MY				-2.7562*** (0.0573)		
CO*YKBağ.					-9.4422 (0.6848)	
CO*YKBüy.						0.4155 (0.0392)
LogAktif	207.207*** (2.9289)	206.734*** (2.9320)	207.258*** (3.4663)	207.117*** (3.0588)	207.981*** (2.8742)	207.927*** (2.8298)
Sargan Test	51.2099	51.3549	51.4107	51.8422	51.4512	51.4772
Prob.>Chi2	0.0745	0.0726	0.0719	0.0665	0.0714	0.0710
AR(1)	-1.7290	-1.7291	-1.7287	-1.7356	-1.7294	-1.7293
Prob.>z	0.0838	0.0838	0.0839	0.0826	0.0837	0.0838
AR(2)	1.9219	1.9246	1.9085	2.001	0.0454	1.9277
Prob.>z	0.0546	0.0543	0.0563	0.0454	0.0542	0.0539
Wald Chi2	11.56	11.66	12.06	13.26	11.66	11.86
Prob.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Araç Değişken Sayısı	42	43	43	43	43	43

Tablo 7. Potansiyel Gevşeklik İçin F/K Performans Göstergesi GMM Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
F/K _(t-1)	-0.1730*** (0.0001)	-0.1730*** (0.0001)	-0.1730*** (0.0001)	-0.1724*** (0.0002)	-0.1767*** (0.0001)	-0.1730*** (0.0001)
F/K Q _(t-2)	-0.2217*** (0.0002)	-0.2217*** (0.0002)	-0.2217*** (0.0002)	-0.2213*** (0.0002)	-0.2252*** (0.0002)	-0.2217*** (0.0002)
BO	0.0240*** (0.0059)	0.0291*** (0.0102)	0.2905*** (0.0022)	4.7703*** (0.8147)	73.3797*** (14.4751)	-2.5972*** (0.4214)
BO*YÖM		-1.3949*** (0.4025)				
BO*YAM			-0.7785 (0.1798)			
BO*MY				-18.1156* (3.1267)		
BO*YKBağ.					-220.06*** (43.4269)	
BO*YKBüy.						0.2193*** (0.0353)
LogAktif	207.21*** (3.0201)	207.383*** (3.0142)	207.405 (3.0112)	209.887 (2.2922)	209.070*** (2.8377)	206.691*** (3.1760)
Sargan Test	52.1247	52.1155	52.1404	53.3101	51.8896	51.6371
Prob.>Chi2	0.0632	0.0633	0.0630	0.0507	0.0659	0.0690
AR(1)	-1.728	-1.728	-1.728	-1.7285	-1.7286	-1.7282
Prob.>z	0.0840	0.0840	0.0840	0.0839	0.0839	0.0840
AR(2)	1.9152	1.9169	1.9145	1.9277	1.9657	1.9185
Prob.>z	0.0555	0.0553	0.0556	0.0539	0.0493	0.0550
Wald Chi2	12.66	14.26	13.56	11.96	21.08	12.97
Prob.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Araç Değişken Sayısı	42	43	43	43	43	43

Tablo 8. Geri Kazanılabilir Gevşeklik İçin F/K Performans Göstergesi GMM Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
F/K _(t-1)	-0.1719*** (0.0002)	-0.1712*** (0.0002)	-0.1717*** (0.0002)	-0.1746*** (0.0002)	-0.1720*** (0.0002)	-0.1659*** (0.0002)
F/K Q _(t-2)	-0.2193*** (0.0003)	-0.2196*** (0.0003)	-0.2191*** (0.0003)	-0.2230*** (0.0004)	-0.2193*** (0.0004)	-0.2144*** (0.0003)
SGA	604.489*** (12.0196)	611.398*** (11.7390)	612.387*** (11.630)	56.6867** (24.1037)	617.325*** (169.811)	2152.95*** (34.793)
SGA*YÖM		-80.177*** (7.9881)				
SGA*YAM			-16.212*** (0.4839)			
SGA*MY				2479.25*** (49.5366)		
SGA*YKBağ.					-18.923 (518.187)	
SGA*YKBüy.						-215.8193* (3.6746)
LogAktif	206.286*** (3.0081)	206.953 (2.9296)	206.505 (2.8814)	208.425*** (2.8769)	206.27*** (3.0170)	201.591*** (3.0756)
Sargan Test	50.8979	52.4993	51.2059	52.8814	51.1174	49.3430
Prob.>Chi2	0.0787	0.0590	0.0746	0.0549	0.0757	0.1029
AR(1)	-1.7286	-1.7285	-1.7285	-1.7337	-1.7287	-1.7276
Prob.>z	0.0839	0.0839	0.0839	0.0830	0.0839	0.0841
AR(2)	1.9068	1.9144	1.9068	2.0214	1.9087	1.8001
Prob.>z	0.0566	0.0556	0.0565	0.0432	0.0563	0.0718
Wald Chi2	14.15	15.83	14.18	19.35	14.64	13.94
Prob.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Araç Değişken Sayısı	42	43	43	43	43	43

Piyasa performans göstergesi olarak kullanılan PD/DD bağımlı deęişkeni için, finansal gevşeklik türlerinin performansla ilişkisi ile mülkiyet ve yönetim yapısının bu ilişki üzerindeki düzenleyici etkisini analiz etmek için yapılan GMM analiz sonuçları, Tablo 9, 10 ve 11’de verilmiştir. Regresyon modelinin geçerlilięi için yapılan testlerden Sargan test sonucuna göre tüm modeller için p deęerinin %5’den büyük olduęu ve içsellik probleminin bulunmadığı belirlenmiştir. Otokorelasyon ve spesifikasyon problemi için yapılan AR testlerinden birinci ve ikinci derecede AR deęerlerinin anlamlılık seviyesinin %5 kritik deęerin üstünde olduęu, modeller için otokorelasyon ve spesifikasyon probleminin bulunmadığı belirlenmiştir. Oluřturulan modellerin anlamlılıęını belirleyen Wald test sonuçlarına göre, tüm modellerin anlamlı olduęu tespit edilmiştir.

Tablo 9. Mevcut Gevşeklik İçin PD/DD Performans Göstergesi GMM Tahmin Sonuçları

Deęişkenler	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
PD/DD _(t-1)	0.2114*** (0.0020)	0.21192*** (0.0020)	0.2104*** (0.0020)	0.2114*** (0.0020)	0.2119*** (0.0019)	0.2118*** (0.0020)
PD/DD _(t-2)	0.1009*** (0.0009)	0.1009*** (0.0009)	0.1002*** (0.0009)	0.1014*** (0.0009)	0.1018*** (0.0009)	0.1015*** (0.0009)
CO	0.0023*** (0.0007)	0.0022*** (0.0007)	0.0023*** (0.0007)	0.0156*** (0.0006)	-0.0520*** (0.0045)	0.0549*** (0.0029)
CO*YÖM		0.2928*** (0.0390)				
CO*YAM			0.0488 (0.0294)			
CO*MY				-0.0218*** (0.0009)		
CO*YKBaę.					0.1596*** (0.0131)	
CO*YKBüy.						-0.0089*** (0.0005)
LogAktif	1.0783*** (0.0176)	1.0865*** (0.0167)	1.06963*** (0.0209)	1.0726*** (0.0176)	1.0731*** (0.0161)	1.0653*** (0.0177)
Sargan Test	46.57203	47.6931	46.1803	46.4747	47.3175	46.7983
Prob.>Chi2	0.1604	0.1347	0.1701	0.1627	0.1429	0.1549
AR(1)	-1.2267	-1.2262	-1.2263	-1.2267	-1.2263	-1.2261
Prob.>z	0.2200	0.2201	0.2201	0.2199	0.2201	0.2201
AR(2)	-1.1912	-1.1902	-1.1843	-1.2569	-1.1859	-1.2084
Prob.>z	0.2336	0.2340	0.2363	0.2301	0.2357	0.2269
Wald Chi2	15777.58	16181.99	15828.23	18005.41	19709.77	14825.40
Prob.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Araç Deęişken Sayısı	42	43	43	43	43	43

Mevcut gevşeklik, potansiyel gevşeklik ve geri kazanılabilir gevşeklięin piyasa performans göstergesi olan PD/DD’ni pozitif yönde etkiledięi ve bu etkinin mevcut gevşeklik ve geri kazanılabilir gevşeklik türlerinden %1 düzeyinde anlamlı, potansiyel gevşeklik türünde ise anlamsız seviyede olduęu belirlenmiştir. Analiz sonuçlarına göre H1_a ve H1_c hipotezleri kabul edilmiş olup, H1_b hipotezi reddedilmiştir. Mülkiyet yapısının finansal gevşeklięin firma performansı deęişkeni olan PD/DD ile ilişkisi üzerindeki düzenleyici etkisini belirlemek için Model 2, 3 ve 4 için yapılan analiz sonuçları incelendięinde; Model 2’de oluřturulan yönetsel mülkiyetin düzenleyici etkisi için tüm gevşeklik türlerinde %1 düzeyinde anlamlı ilişki belirlenmiş ve bu ilişki mevcut gevşeklikte pozitif yönlü iken potansiyel gevşeklik ve geri

kazanılabilir gevşeklikte negatif yöndedir. Yönetimsel mülkiyet için oluşturulan H2 hipotezi, tüm gevşeklik türleri için kabul edilmiştir. Diğer mülkiyet yapısı değişkeni olan yabancı mülkiyeti için oluşturulan Model 3 analiz sonuçlarına göre, mevcut gevşeklikte anlamsız negatif ilişki bulunarak H3_a hipotezi reddedilmiştir. Potansiyel gevşeklikte %1 düzeyinde ve geri kazanılabilir gevşeklikte %10 düzeyinde pozitif ilişki tespit edilerek H3_b ve H3_c hipotezleri kabul edilmiştir. Mülkiyet yapısı için son değişken olarak kullanılan mülkiyet yoğunluğu için oluşturulan Model 4’e göre, mevcut gevşeklik için pozitif ve geri kazanılabilir gevşeklik için ise negatif ilişki bulunmuşken, her iki değişken için de anlamlılık düzeyi %1 olduğundan H4_a ve H4_c hipotezleri kabul edilmiştir. Potansiyel gevşeklik için ise beklentinin aksine %10 düzeyinde negatif anlamlı ilişki belirlenmiş ve H4_b hipotezi reddedilmiştir. Yönetim kurulu yapısına ilişkin düzenleyici değişkenlerin finansal gevşeklik ile PD/DD performansı üzerindeki düzenleyici etkilerinde; mevcut gevşeklik ve potansiyel gevşeklik için oluşturulan hipotezlerin %1 anlamlılık seviyesinde desteklediği, geri kazanılabilir gevşeklikte ise her iki yönetim kurulu yapısı değişkeni için %10 anlamlılık seviyesinde oluşturulan hipotezlerin desteklediği belirlenmiştir. Bulgular sonucunda H5_{a,b,c} ve H6_{a,b,c} desteklenmiştir.

Tablo 10. Potansiyel Gevşeklik İçin PD/DD Performans Göstergesi GMM Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
PD/DD _(t-1)	0.2111*** (0.0018)	0.2115*** (0.0018)	0.2114*** (0.0018)	0.2115*** (0.0018)	0.2116*** (0.0018)	0.2114*** (0.0018)
PD/DD _(t-2)	0.1009*** (0.0008)	0.1010*** (0.0008)	0.1010*** (0.0008)	0.1010*** (0.0016)	0.1017*** (0.0009)	0.1010*** (0.0008)
BO	0.0006 (0.0005)	0.0001*** (0.0002)	0.0004 (0.0101)	0.0049*** (0.0016)	0.2726*** (0.0623)	-0.0263*** (0.0010)
BO*YÖM		-0.0510*** (0.0013)				
BO*YAM			0.0101*** (0.0052)			
BO*MY				-0.0188* (0.0061)		
BO*YKBağ.					-0.8177*** (0.1868)	
BO*YKBüy.						0.0022*** (0.0000)
LogAktif	1.0793*** (0.0178)	1.0803*** (0.0179)	1.0773*** (0.0179)	1.0806*** (0.0177)	1.0695*** (0.0226)	1.0799*** (0.0179)
Sargan Test	46.7451	46.6857	46.7323	46.9351	45.6254	46.6619
Prob.>Chi2	0.1562	0.1576	0.1565	0.1517	0.1847	0.1582
AR(1)	-1.2271	-1.2277	-1.2272	-1.2272	-1.2257	-1.2276
Prob.>z	0.2198	0.2196	0.2198	0.2197	0.2203	0.2196
AR(2)	-1.1861	-1.1765	-1.1884	-1.1836	-1.1886	-1.1688
Prob.>z	0.2356	0.2420	0.2347	0.2372	0.2346	0.2425
Wald Chi2	14603.50	26401.35	17064.75	18847.02	21369.62	19140.99
Prob.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Araç Değişken Sayısı	42	43	43	43	43	43

Tablo 11. Geri Kazanılabilir Gevşeklik İçin PD/DD Performans Göstergesi GMM Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
PD/DD _(t-1)	0.2084*** (0.0014)	0.2085*** (0.0014)	0.2084*** (0.0014)	0.2068*** (0.0012)	0.2095*** (0.0015)	0.2084*** (0.0015)
PD/DD _(t-2)	0.0988*** (0.0007)	0.0988*** (0.0007)	0.0988*** (0.0007)	0.0988*** (0.0006)	0.0996*** (0.0007)	0.0993*** (0.0007)
SGA	2.1285*** (0.1770)	2.1148*** (0.1756)	2.1577*** (0.1779)	-0.6016 (0.4006)	4.0200*** (1.0309)	0.4490 (0.4092)
SGA*YÖM		-17.46*** (1.5591)				
SGA*YAM			0.6410* (0.5767)			
SGA*MY				13.0487*** (1.6788)		
SGA*YKBağ.					-5.5251* (3.0058)	
BO*YKBüy.						0.2185* (0.0616)
LogAktif	1.0934*** (0.2093)	1.0926*** (0.0209)	1.0922*** (0.0209)	1.1218*** (0.0247)	1.0848*** (0.0234)	1.0984*** (0.0208)
Sargan Test	47.9902	47.7228	47.6773	47.4762	47.3919	47.8626
Prob.>Chi2	0.1285	0.1341	0.1351	0.1394	0.1413	0.1311
AR(1)	-1.2268	-1.2268	-1.2268	-1.2279	-1.2269	-1.2266
Prob.>z	0.2199	0.2199	0.2199	0.2195	0.2198	0.2200
AR(2)	-1.1591	-1.1593	-1.1594	-1.1837	-1.1736	-1.1736
Prob.>z	0.2464	0.2463	0.2463	0.2365	0.2405	0.2406
Wald Chi2	22207.02	22151.89	22430.07	31670.40	20402.75	23310.70
Prob.	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.00000	0.0000
Araç Değişken Sayısı	42	43	43	43	43	43

Finansal gevşekliğin firma performans göstergeleri olarak belirlenen piyasa bazlı performans göstergelerinden Tobin Q, F/K ve PD/DD ile ilişkisi ve bu ilişkide mülkiyet yapısı ve yönetim kurulu yapısının düzenleyici etkisi için oluşturulan hipotezlerin kabul ve ret durumları Tablo 12’de özetlenmiştir.

Finansal gevşekliğin firma performansı üzerindeki etkisine ilişkin iki görüş bulunmaktadır. Bunlardan ilki kaynak temelli ve davranışsal firma teorisi gibi klasik organizasyon teorilerine ait görüş iken, ikincisi ise vekalet teorisyenlerinin görüşleridir. Kaynak temelli görüş, finansal gevşekliğin firmaya sağladığı serbestlik ve atıl fonların potansiyel fırsatlar yakalamada sağlayacağı avantaj ile firma performansını olumlu etkileyeceğini, vekalet temelli görüş ise gevşekliğin israfa yol açarak firma performansını olumsuz etkileyeceğini ifade etmektedir. Yapılan analizler sonucunda, BİST100’de faaliyet gösteren işletmeler için kaynak bağımlılığı ve kaynak temelli görüşün etkin olduğu yani Tablo 12’de de görüldüğü gibi gevşekliğin performansı olumlu etkilediği sonucuna ulaşılmıştır. Elde edilen bulgular, Daniel vd. (2004), Chiu ve Liaw (2009), Marlin (2014) ve Hailu ve diğerlerinin (2018) çalışmaları ile tutarlılık gösterirken, potansiyel gevşeklik ile firma performansı arasında negatif ilişki belirleyen Javid vd. (2020) ve gevşeklik ile performans arasında hiçbir ilişki olmadığını tespit eden Lin ve diğerlerinin (2020) çalışmalarından farklılaşmaktadır.

Tablo 12. Hipotezlerin Kabul-Ret Sonuçları

Bağımlı Değişken	Hipotezler	Gevşeklik Türleri	Modeller	H _a (Mevcut Gevşeklik)	H _b (Potansiyel Gevşeklik)	H _c (Geri Kazanılabılır Gevşeklik)
Tobin Q	H ₁ (Performans)		Model 1	✓	✗	✓
	H ₂ (Yönetimsel Mülkiyet)		Model 2	✓	✓	✓
	H ₃ (Yabancı Mülkiyeti)		Model 3	✗	✗	✓
	H ₄ (Mülkiyet Yoğunluğu)		Model 4	✓	✗	✓
	H ₅ (Yönetim Kurulu Bağımsızlığı)		Model 5	✓	✗	✓
	H ₆ (Yönetim Kurulu Büyüklüğü)		Model 6	✓	✓	✓
F/K	H ₁ (Performans)		Model 1	✓	✓	✓
	H ₂ (Yönetimsel Mülkiyet)		Model 2	✓	✓	✓
	H ₃ (Yabancı Mülkiyeti)		Model 3	✓	✗	✗
	H ₄ (Mülkiyet Yoğunluğu)		Model 4	✓	✗	✓
	H ₅ (Yönetim Kurulu Bağımsızlığı)		Model 5	✗	✓	✗
	H ₆ (Yönetim Kurulu Büyüklüğü)		Model 6	✗	✓	✗
PD/DD	H ₁ (Performans)		Model 1	✓	✗	✓
	H ₂ (Yönetimsel Mülkiyet)		Model 2	✓	✓	✓
	H ₃ (Yabancı Mülkiyeti)		Model 3	✗	✓	✓
	H ₄ (Mülkiyet Yoğunluğu)		Model 4	✓	✗	✓
	H ₅ (Yönetim Kurulu Bağımsızlığı)		Model 5	✓	✗	✓
	H ₆ (Yönetim Kurulu Büyüklüğü)		Model 6	✓	✓	✓

Çalışmada gevşeklik seviyesinin firma performansına etkisine ek olarak, vekalet teorisinin kapsamı genişletilerek gevşeklik-performans arasındaki ilişkide farklı mülkiyet ve yönetim yapılarının etkileri incelenmiştir. İlk olarak mülkiyet yapısı türlerinden yönetimsel mülkiyetin, firmaların mevcut gevşekliği ile firma performansı arasındaki ilişki üzerindeki düzenleyici etkisinin analiz edildiği Model 2’de, Tobin Q ve PD/DD performans göstergelerinde anlamlı ilişki belirlenmiş ve H2a kabul edilmiştir. Yönetimde söz sahibi hissedarın ortaklık oranındaki artış, firmada vekalet maliyetlerini azalttığı ve bu durumun, vekalet maliyetlerinden kaçınmak için borçlanmaya başvurulmasının önüne geçerek, firmanın nakit mevcudunda artışa gidildiği düşünülmektedir. Bu bulgular, dağılık sahipliğin borçlanmayı artırdığını belirten Karabıyık (2011) ve Özen’in (2019) çalışmaları ile tutarlılık göstermektedir. Yine potansiyel gevşeklik ve geri kazanılabilir gevşeklik ile firma performansı arasındaki ilişkiyi analiz eden Model 2 sonuçları incelendiğinde, yönetimsel mülkiyetin negatif anlamlı etkisi görülmekte ve H2b,c kabul edilmektedir. Potansiyel gevşeklik ve geri kazanılabilir gevşeklik seviyeleri üzerinde negatif etkinin yine firmaların kaynak kullanımından kaçınmasına bağlı olduğu söylenebilir. Javid ve diğerlerinin (2020) de belirttiği üzere, hissedarlar uzun vadeli firma performansına odaklanarak firma değerini artıracak fırsatlar için kaynak biriktirdiği şeklinde yorumlanabilir.

İkinci mülkiyet yapısı türü olan yabancı mülkiyetinin finansal gevşeklik ile firma performansı arasındaki düzenleyici etkisinin ölçüldüğü Model 3 için yapılan analiz sonucunda, farklı performans göstergeleri için farklı gevşeklik türleri analiz sonuçlarının birbirinden farklılaştığı ve yabancı mülkiyetin düzenleyici etkisi ile ilgili kesin kanıtlara ulaşamadığı belirlenmiştir. Tobin Q ve PD/DD performans göstergelerinde pozitif etkinin belirlendiği ancak bu etkinin F/K bağımlı değişkeni için devam etmeyerek negatif etkiye sahip olduğu tespit edilmiştir. Elde edilen bu sonuçların, ülkenin kendine özgü riskleri ve son dönemlerde yaşanan pandemi, savaş gibi olumsuzluklarla 2018 yılında başlayıp günümüze kadar devam eden, yabancı sahipliğindeki düşüşten kaynaklanabilir. (MKK, 2024).

Diđer mülkiyet yapısı türü olarak analize dahil edilen en büyük üç hissedarın Herfindahl endeksine göre hesaplanan mülkiyet yoğunluđu deđişkenin düzenleyici etkisini incelendiđi Model 4 sonuçlarına göre; mevcut gevşeklik ile geri kazanılabilir gevşeklik için oluşturulan hipotezler, üç performans göstergesi için oluşturulan modelde (H4a,c) kabul edilmiştir. Ancak beklenenin aksine, potansiyel gevşeklik türünün firma performansına etkisinin analiz edildiđi modelde, her bir performans göstergesi için oluşturulan hipoteze (H4c) destek bulunamamıştır. Mevcut gevşeklik türü için elde edilen bulgular, Brailsford ve diđerlerinin (2002) çalışma sonuçlarını destekleyerek firma sahipliđinin artması durumunda, büyük hissedarlar firmanın daha fazla borçlanarak yöneticileri denetleme eğiliminde olduklarını göstermektedir. Irmak'ın (2023) çalışmasında belirttiđi gibi, mülkiyet yoğunluđunun borçlanmayı azalttıđı yönünde görüşü desteklenmemekte ve elde edilen bulgular Friend ve Lang'in (1988) çalışma sonuçları ile tutarlılık göstermemektedir.

Yönetim kurulu yapısının finansal gevşeklik ile firma performansı arasındaki ilişki üzerindeki düzenleyici etkisini belirlemek için yönetim kurulu büyüklüđu ve yönetim kurulu bađımsızlıđu deđişkenleri analiz edilmiştir. Yönetim kurulu bađımsızlıđu deđişkeninin gevşeklik ile performans arasındaki ilişki üzerindeki düzenleyici etkisinin analiz edildiđi Model 5 analiz sonuçlarına göre, mevcut gevşeklik türünde Tobin Q ve PD/DD performans göstergelerinde pozitif etki belirlenirken, F/K performans göstergesi için oluşturulan hipotez reddedilmiştir. Geri kazanılabilir ve potansiyel gevşeklik için oluşturulan model analiz sonucunda, gevşeklik ile performans arasında negatif etkinin varlıđu tespit edilmiştir. Dolayısıyla bađımsız yönetim kurulu üyelerinin firmanın profesyonel yönetilmesine katkı sunarak asimetric bilgi ve vekalet maliyetlerini azalttıđını ifade eden Evliyaođlu (2020) ve bađımsız yönetim kurulu sayısının firmayı finansal olarak güçlü yaptıđını ve güçlü firmaların finansman ihtiyacında borçlanma yerine temettüleri kullanmayı tercih ettiđini belirten Tarus ve Ayabei (2016) çalışmaları ile tutarlı sonuçlar elde edilmiştir.

Diđer yönetim kurulu yapısı olan yönetim kurulu büyüklüđünün firma performansı ile finansal gevşeklik arasındaki düzenleyici etkisinin analiz sonuçlarına göre, Tobin Q ve PD/DD performansı için elde edilen sonuçların anlamlı olduđu görülmektedir. Tobin Q ve PD/DD performans deđişkeni için yapılan analiz sonuçlarında, yönetimsel mülkiyet arttıđıca mevcut gevşeklik düşmekte ve potansiyel gevşeklik ile geri kazanılabilir gevşeklik artmaktadır. Yönetim kurulu üye sayısının fazlalıđının, karar alma süreçlerinde kuruldaki çok sesliliđin fikir çatışmasına neden olduđu, firmayı kontrol etmede problemler doğurduđu ve bu durumda vekalet maliyetlerini arttırdıđı düşünölmektedir. Bu sebeple, firmaların vekalet maliyetlerinden kaçınmak için borçlanma eğilimine girmiş olabilecekleri düşünölmektedir.

7. Sonuç

Ekonomik ve sektörel belirsizlik dönemlerinde řirketi korumak ve karşılaşılan fırsatları deđerlendirebilmek adına firmaya önemli katkılar sađlayan finansal gevşeklik, sađlamış olduđu gevşek kaynakların kullanımı ile ilgili ortaya çıkabilecek kaynakların etkin kullanılmaması sorununu içeren vekalet maliyetlerine de yol açabilmektedir. Literatürde finansal gevşeklik ile firma performansı arasındaki ilişkinin varlıđu ve bu ilişki üzerinde vekalet teorisi bağlamında mülkiyet yapısı ve yönetim kurulu yapısının etkisinin Türkiye özelinde incelenmesinin literatüre katkı sađlayacađı düşünölmektedir. Bu amaçla çalışmada, finansal gevşeklik ile firma

performansı arasındaki ilişki ve bu ilişkide mülkiyet yapısı ve yönetim kurulu yapısının düzenleyici etkisini araştırılmıştır. Araştırma kapsamında BİST100 endeksi için 2018/Q1-2023/Q3 dönemleri arasında, 2023 yılının üçüncü üç aylık BİST Pay Endeksi’ne alınan firmalar açıklandıktan sonra BİST100’de yer alan ve analiz dönemi boyunca sürekli işlem gören 61 firma analize dahil edilmiştir.

Elde edilen bulgulara göre, gevşekliğin firma performansına etkisinde tüm gevşeklik türleri için çalışma kapsamında ele alınan performans göstergeleriyle belirlenen pozitif ilişki, BİST100 endeksinde çalışma dönemi için kaynak temelli ve kaynak bağımlılığı görüşünün geçerli olduğu belirlenmiştir. Yönetimsel mülkiyetin finansal gevşeklik ile firma performansı arasındaki düzenleyici etkisinin ele alındığı modellerde, mevcut gevşeklik ile firma performansı arasında pozitif anlamlı, diğer gevşeklik türleri için ise negatif anlamlı ilişki belirlenmiştir. Yönetimsel mülkiyet için elde edilen bulgular incelendiğinde, yönetimsel sahipliğin vekalet maliyetlerini azalttığı düşünülebilir. Dolayısıyla firmaların atıl fonları elde tutmada kararlı oldukları söylenebilir. Çünkü yönetimi elinde tutan hissedarlar, firmanın kısa vadeli başarısından ziyade uzun vadeli başarısına odaklanmaktadır. Gelecek nesiller için şirketinin devamlılığını sağlamak isteyen yönetici hissedarların, firmanın karşılaşılabileceği olağan dışı riskler ve/veya gelecekte ortaya çıkabilecek fırsatlar için fon biriktirdiği söylenebilir. Yabancı mülkiyeti için oluşturulan hipotezlerin geçerliliğine ilişkin kesin kanıtlara ulaşılamamıştır. Yabancı mülkiyetin düzenleyici etkisinin farklı gevşeklik türü ve farklı performans göstergelerinde karışık sonuçlar verdiği ve bu sonuçların, Türkiye’de özellikle 2018 sonrası yabancı sahipliğinden yaşanan düşüşten kaynaklandığı düşünülmektedir. Mülkiyet yoğunluğunun düzenleyici etkisinin araştırıldığı hipotezler için; mevcut gevşeklik ile performans arasında negatif anlamlı, potansiyel gevşeklik ve geri kazanılabilir gevşeklik ile performans arasında pozitif anlamlı düzenleyici etki belirlenmiştir. Bu durum, araştırma döneminde firmalarda büyük hissedarların şirkette baskın oldukları ve vekalet sorunlarının baskılanması yönünde hareket ederek borçlanmayı artırma eğiliminde olduklarını gösterir. Finansal gevşeklik ile firma performansı arasında yönetim kurulu büyüklüğünün düzenleyici etkisi incelendiğinde; mevcut gevşeklik düzeyinde negatif anlamlı, potansiyel gevşeklik ve geri kazanılabilir gevşeklikte pozitif düzenleyici etki belirlenmiştir. Yönetim kurulu büyüklüğü analiz sonuçlarına göre, büyük kurullardaki karar almada yaşanan sorunlar, karmaşa ve çatışmaların vekalet sorunlarını beslediğinden dolayı firmaların borçlanma ile vekalet sorunlarını aşmaya çalıştığı söylenebilir. Yönetim kurulu bağımsızlığının gevşeklik ile performans arasındaki ilişkide; mevcut gevşeklik için pozitif anlamlı, potansiyel ve geri kazanılabilir gevşeklik için ise negatif anlamlı düzenleyici etkinin varlığı belirlenmiştir. Elde edilen bulgulara göre, bağımsız yönetim kurulu, profesyonel yönetime katkı sağladığından vekalet sorunlarının azaldığı söylenebilir. Vekalet sorunları azalan firma, denetim gücü nedeniyle başvurduğu borçlanmaya ihtiyaç duymayacaktır.

Elde edilen bulgulara göre, gevşeklik kaynakları firma performansına olumlu katkılar sunmaktadır. Ancak olumlu katkı üzerinde yönetim yapısı ve mülkiyet yapısının gevşekliğin firma performansına etkisi bakımından değişiklik göstermektedir. Firma vekalet sorunlarını kontrol altında tutabildiği sürece, biriktirdiği gevşek kaynaklar ile performansını artırabilir.

Türkiye’de finansal gevşekliğin firma performansına etkisini araştıran az sayıda çalışmadan birisi olan ve bu ilişkide mülkiyet ve yönetim kurulu yapısının düzenleyici etkisini ilk kez araştıran bu çalışma ile literatüre önemli bir katkı sağlanacağı düşünülmektedir. Uluslararası literatür çalışmalarında da özellikle yönetim kurulu yapısının düzenleyici etkisinin araştırılmadığı

ve bu alıřmanın uluslararası literatüre de katkı sunacağı düşünölmektedir. Firma sahipleri, ortaklar, yöneticiler, potansiyel yatırımcılar ve karar alıcılara sağlanacak olan pratik ıkarımda ise bu alıřma; firma deęerini maksimum yapacak gevřeklik türü ve bu iliřkiye mülkiyet ve yönetim kurulu yapılarının etkisi konusunda bilgi sunacak ve ilgili kesimlerin, firmanın mülkiyet ve yönetim kurulu yapısı ile gevřeklik türünü dikkate alması konusunda yol gösterici olacaktır.

Bundan sonraki alıřmalarda, Türkiye ölçeęinde belirli bir sektöre yönelik olmayan bu arařtırmanın sektörel farklılaşma olması durumu göz önüne alınarak, farklı sektörler için tekrarlanması literatüre ve pratik bilgi kullanıcılarına katkı sağlayacağı düşünölmektedir. Pandemi, savaş gibi olaęanüstü dönemleri içeren arařtırma döneminin, daha stabil dönemi kapsayan alıřmalarla tekrarlanması, sonuçların geçerlilięine iliřkin ek katkılar sağlayabilir. İleride yapılacak alıřmalarda vekalet teorisi bağlamında arařtırmayı derinleřtirmek adına, daha farklı yönetsel deęiřkenlerin etkisini belirleyebilmek için, analize farklı yönetim yapısı deęiřkenleri (yönetici cinsiyeti, eğitim durumu, devlet mülkiyeti vb.) eklenerek ve muhasebe performans göstergelerini de analize dahil edilerek gerçekleştirilebilir. Bu alıřma, Türkiye’de gevřeklik ile firma performansı arasındaki iliřkiyi arařtıran nadir alıřma olarak ve mülkiyet yapısı ve yönetim kurulu yapısı deęiřkenlerinin vekalet teorisi bağlamında gevřeklik ile firma performansı arasındaki düzenleyici etkisini inceleyerek finans literatürüne katkı sağlayacağı düşünölmektedir.

Arařtırma ve Yayın Etięi Beyanı

Etik kurul izni ve/veya yasal/özel izin alınmasına gerek olmayan bu alıřmada arařtırma ve yayın etięine uyulmuřtur.

Arařtırmacıların Katkı Oranı Beyanı

Yazar, makalenin tamamına yalnız kendisinin katkı sağlamıř olduęunu beyan eder.

Arařtırmacıların ıkar atıřması Beyanı

Bu alıřmada herhangi bir potansiyel ıkar atıřması bulunmamaktadır.

Kaynakça

- Akay, Ç.E. (2015). *Dinamik panel veri modelleri, STATA ile panel veri modelleri* (1. bs.). İstanbul: Der Yayınları.
- Akdağ, S. ve İskenderoğlu, Ö. (2018). Avrupa Birliğine üye ve aday ülkelerde yenilenemeyen enerji, yenilenebilir enerji ve nükleer enerji tüketiminin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi. *Economics, Finance and Politics*, 13(30), 1-14. doi:10.7827/TurkishStudies.14423
- Akimov, A., Albert, W. and Brian, D. (2009). Financial development and economic growth: Evidence from transition economies. *Applied Financial Economics*, 19(12), 999–1008. doi:10.1080/09603100701857880
- Ang, S. and Straub, D.W. (1998). Production and transaction economies and IS outsourcing: A study of the U.S. Banking Industry. *MIS Quarterly*, 22(4), 535-552. doi:10.2307/249554
- Anh, T.X.A., Tuan, L.Q. and Phuong, B.N. (2018). Impact of ownership structure on firm value by financial decisions: New evidence from Vietnamese listed firms. *International Journal of Business & Management Science*, 8(1), 167-198. doi:10.3390/ijfs11030100
- Arellano, M. and Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51. doi:10.1016/0304-4076(94)01642-D
- Arellano, M. and Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297. doi:10.2307/2297968
- Bokpin, G.A. and Arko, A.C. (2009). Ownership structure, corporate governance and capital structure decisions of firms: Empirical evidence from Ghana. *Studies in Economics and Finance*, 26(4), 246-256. doi:10.1108/10867370910995708
- Bourgeois, L.J. (1981). On the measurement of organizational slack. *Academy of Management Review*, 6(1), 29-39. doi:10.5465/amr.1981.4287985
- Brailsford, T.J., Oliver, B.R. and Pua, S.L.H. (2002). On the relation between ownership structure and capital structure. *Journal of Accounting and Finance*, 42(1), 1-26. doi:10.1111/1467-629X.00001
- Bromiley, P. (1991). Testing a causal model of corporate risk taking and performance. *Academy of Management Journal*, 34(1), 37-59. doi:10.5465/256301
- Carnes, C.M., Xu, K., Sirmon, D.G. and Karadag, R. (2019). How competitive action mediates the resource slack–performance relationship: A meta-analytic approach. *Journal of Management Studies*, 56(1), 57-90. doi:10.1111/joms.12391
- Chiu, Y.C. and Liaw, Y.C. (2009). Organizational slack: Is more or less better? *Journal of Organizational Change Management*, 22(3), 321-342. doi: 10.1108/09534810910951104
- Chu, S.H., Ren, Y., Cai, H., Xu, Y. and Bao, S. (2021). Financial slack, operational slack and firm performance during episodes of financial crises: A panel data analysis. In L. O’Conner (Ed.), *2021 International Conference on Public Management and Intelligent Society* (pp. 144-148). Papers presented at 2021 International Conference on Public Management and Intelligent Society, Shanghai. China: Conference Publishing Services (CPS).
- Cyert, R. and March, J. (1963). *A behavioral theory of the firm*. (5. ed.). Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Çilingir Kara, C. ve Yılmaz Türkmen, S. (2024). Finansal gevşeklik türlerinin firma performansına ve hisse senedine olan etkisinin incelenmesi. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 20(2), 339-359. <https://doi.org/10.17130/ijmeb.1432910>
- Daniel, F., Lohrke, F.T., Fornaciari, C.J. and Turner Jr, R.A. (2004). Slack resources and firm performance: A meta-analysis. *Journal of Business Research*, 57(6), 565-574. doi:10.1016/S0148-2963(02)00439-3
- Doğan, M. (2016). Mülkiyet yapısının finansman kararları üzerindeki etkisi. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 70, 157-170. doi:10.25095/mufad.396687

- Driffield, N., Mahambre, V. and Pal, S. (2007). How does ownership affect capital structure and firm value? Recent evidence from East Asia. *Economic of Transition*, 15(3), 535-573. doi:10.1111/j.1468-0351.2007.00291.x
- Evliyaođlu, F. (2020). Yönetim kurulu yapısının sermaye yapısı üzerine etkisi: BIST 100 işletmeleri üzerine bir inceleme. *Finansal Arařtırmalar ve Çalıřmalar Dergisi*, 12(23), 437-458. doi:10.14784/marufacd.782966
- Fama, E.F. and Jensen, M.C. (1983). Separation of ownership and control. *Journal of Law and Economics* 26(2): 301-25. doi:10.1086/467037
- Friend, I. and Lang, L.H. (1988). An empirical test of the impact of managerial self-interest on corporate capital structure. *The Journal of Finance*, 43(2), 271-281. doi:10.1111/j.1540-6261.1988.tb03938.x
- Geiger, S.W. and Cashen, L.H. (2002). A multidimensional examination of slack and its impact on innovation. *Journal of Managerial Issues*, 14(1): 68-84. doi:10.1111/j.1540-6261.1988.tb03938.x
- George, G. (2005). Slack resources and the performance of privately held firms. *Academy of Management Journal*, 48(4), 661-676. doi:10.5465/amj.2005.17843944
- Gral, B. (2014). *How financial slack affects corporate performance: An examination in an uncertain and resource scarce environment*. Steyr: Springer Science & Business Media.
- Hailu, D.H., Wang, M., Ayalew, M.M. and Dinberu, D.Y. (2018). Financial slack and firm performance in africa: The mediating effects of the banking sector and stock market development. *Global Journal of Management and Business Research*, 18(7), 30-47. Retrieved from <https://www.joc.com/>
- He, Z. and Wintoki, M.B. (2016). The cost of innovation: R&D and high cash holdings in US firms. *Journal of Corporate Finance*, 41, 280-303. doi:10.1016/j.jcorpfin.2016.10.006
- Irmak, F. (2023). *Menkul kıymet ihracında piyasa zamanlamasının sermaye maliyeti ve firma performansına etkisi* (Yayımlanmamıř Doktora Tezi). Hitit Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Çorum.
- İskenderođlu, Ö. (2008). *İřletmelerin büyümesinde büyüklüğün etkisi: Türkiye için bir inceleme* (1. bs.). Adana: Nobel Kitabevi.
- Javid, S., Saleem, I. and Khan, H.N. (2020). Financial slack and firm's performance: Does ownership structure matters? *Abasyn University Journal of Social Sciences*, 13(1), 249-263. doi:10.34091/AJSS.13.1.18
- Jensen, M.C. and Meckling, W.H. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305-360. doi:10.1016/0304-405X(76)90026-X
- Karabıyık, H. (2011). *Türkiye'de firma büyüklüğü ve sahiplik yapısını etkileyen sektöre özgü firma belirleyicilerinin analizi: İMKB'de sektörel karşılařtırma* (Yayımlanmamıř doktora tezi). Atılım Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara.
- Kim, B.N., Lee, N.S., Wi, J.H. and Lee, J.K. (2017). The effects of slack resources on firm performance and innovation in the Korean pharmaceutical industry. *Asian Journal of Technology Innovation*, 25(3), 387-406. doi:10.1080/19761597.2018.1434007
- Kim, H., Kim, H. and Lee, P.M. (2008). Ownership structure and the relationship between financial slack and R&D investments: Evidence from Korean firms. *Organization Science*, 19(3), 404-418. doi:10.1287/orsc.1080.0360
- Latham, S.F. and Braun, M.R. (2008). The performance implications of financial slack during economic recession and recovery: Observations from the software industry (2001-2003). *Journal of Managerial Issues*, 20(1), 30-50. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/40604593>
- Lee, S. (2012). Corporate governance, financial slack and firm performance: A comparative study between US and UK. *Seoul Journal of Business*, 18(1), 4-23. Retrieved from <https://hdl.handle.net/10371/79401>

- Lin, W.L., Ho, J.A., Ng, S.I. and Lee, C. (2020). Does corporate social responsibility lead to improved firm performance? The hidden role of financial slack. *Social Responsibility Journal*, 16(7), 957-982. doi:10.1108/SRJ-10-2018-0259
- March, J.G. and Simon, H.A. (1993). *Organizations* (2. ed.). Wiley: Blackwell Published.
- Marlin, D. (2014). Industry influences on organizational slack. *Journal of Business & Economics Research (JBER)*, 12(1), 23-28. doi:10.19030/jber.v12i1.8373
- Marlin, D. and Geiger, S.W. (2015). A reexamination of the organizational slack and innovation relationship. *Journal of Business Research*, 68(12), 2683-2690. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2015.03.047>
- Mileva, E. (2007). *Using Arellano-Bond dynamic panel GMM estimators in Stata*. New York: Fordham University.
- MKK. (2024). Merkezi kayıt kuruluşu. Erişim adresi: <https://www.mkk.com.tr/>
- Moh'd, M., Perry, L.G. and Rimbey, J.N. (1998). The impact of ownership structure on corporate debt policy: A time series and crosssectional analysis. *Financial Review*, 33(3), 85-99. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6288.1998.tb01384.x>
- Mosakowski, E. (2017). Overcoming resource disadvantages in entrepreneurial firms: When less is more. In M.A. Hitt, R.D. Ireland, S.M.Camp and D.L. Sexton (Eds.), *Strategic Entrepreneurship: Creating A New Mindset* (pp.106-126). <https://doi.org/10.1002/9781405164085.ch6>
- Murro, E.V.B., Teixeira, G.B., Beuren, I.M., Scherer, L.M. and Lima, G.A.S.F.D. (2016). Relationship between organizational slack and innovation in companies of BM&FBOVESPA. *Resources and Entrepreneurial Development*, 17(3), 132-157. <https://doi.org/10.1590/1678-69712016/administracao.v17n3p132-157>
- Myers, S.C. and Majluf, N.S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13(2), 187-221. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(84\)90023-0](https://doi.org/10.1016/0304-405X(84)90023-0)
- Nohria, N. and Gulati, R. (1996). Is slack good or bad for innovation? *Academy of Management Journal*, 39(5), 1245-1264. <https://doi.org/10.5465/256998>
- Oerlemans, L. and Pretorius, M. (2008). On the relationship between organizational slack and the level of innovation of firms. In D.F. Kocaoglu, T.R. Anderson and U.D. Tugrul (Eds.), *Management of engineering and technology Portland international conference 2008 (PICMET 2008)* (pp. 664-671). Technology Management for a Sustainable Economy, Portland. USA: Institute of Electrical and Electronics Engineers (IEEE).
- Özen, A.K. (2019). *Sahiplik ve sermaye yapısının işletmelerin finansal performansı üzerindeki etkileri: BİST sınai endeksi ve BİST hizmet endeksi firmaları üzerinde karşılaştırmalı bir uygulama* (Yayımlanmamış doktora tezi). Gebze Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Gebze, Türkiye.
- Pfeffer, J. and Salancik, G.R. (1978). *The external control of organizations: A resource dependence perspective*. New York: Harper and Row.
- Rafailov, D. (2017). Financial slack and performance of Bulgarian firms. *Journal of Finance and Bank Management*, 5(2), 1-13. doi:10.15640/jfbm.v5n2a1
- Santos, M.S., Moreira, A.C. and Vieira, E.S. (2014). Ownership concentration, contestability, family firms, and capital structure. *Journal of Management & Governance*, 18, 1063-1107. doi:10.1007/s10997-013-9272-7
- Smith, R.L. and Kim, J.H. (1994). The combined effects of free cash flow and financial slack on bidder and target stock returns. *Journal of Business*, 67(2), 281-310. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/2353106>
- Şahin, E. ve Karaca, S.S. (2024). *Finansal gevşekliğin firma performansına etkisi*. İstanbul: Çizgi Kitabevi.

- Tan, J. and Peng, M.W. (2003). Organizational slack and firm performance during economic transitions: Two studies from an emerging economy. *Strategic Management Journal*, 24(13), 1249-1263. <https://doi.org/10.1002/smj.351>
- Tarus, D.K. and Ayabei, E. (2016). Board composition and capital structure: Evidence from Kenya. *Management Research Review*, 39(9), 1056-1079. <https://doi.org/10.1108/MRR-01-2015-0019>
- Tatođlu, Y.F. (2018). *İleri panel veri ekonometrisi: Stata uygulamalı* (3. bs.). İstanbul: Beta Yayıncılık.
- Wan, W.P. and Yiu, D.W. (2009). From crisis to opportunity: Environmental jolt, corporate acquisitions, and firm performance. *Strategic Management Journal*, 30(7), 791-801. <https://doi.org/10.1002/smj.744>
- Wang, H., Su, Z. and Zhang, W. (2019). Synergizing independent and cooperative R&D activities: The effects of organisational slack and absorptive capacity. *Technology Analysis & Strategic Management*, 31(6), 680-691. <https://doi.org/10.1080/09537325.2018.1543867>
- Zhang, K., Wang, J.J., Sun, Y. and Hossain, S. (2020). Financial slack, institutional shareholding and enterprise innovation investment: Evidence from China. *Accounting & Finance*, 61(2), 3235-3259. <https://doi.org/10.1111/acfi.12700>
- Zou, H. and Xiao, J.Z. (2006). The financing behaviour of listed Chinese firms. *The British Accounting Review*, 38(3), 239-258. <https://doi.org/10.1016/j.bar.2006.04.008>

THE RELATIONSHIP BETWEEN FINANCIAL SLACK, OWNERSHIP-BOARD STRUCTURE, AND FIRM PERFORMANCE: EVIDENCE FROM BIST 100

EXTENDED SUMMARY

Aim of the Study

A review of the literature covering the theories developed to date based on resource dependence and agency theories, which are organizational theories, reveals that there are ambiguous relationships between financial slack and firm performance and the role of the board of directors in these relationships is complex. For this reason, this study aims to investigate the relationship between existing, recoverable, and potential financial slack, which are the types of financial slack, and Tobin's Q, PD/DD, and F/K, which are performance indicators, and the regulatory effect of ownership structure and board structure variables in this relationship for the enterprises operating in the BIST100 index in the 2018/Q1-2023/Q3 periods. In addition to contributing to the literature on financial slack, which is rare in Turkey, this study is the first to investigate the relationship between ownership structure and board structure and slackness and performance.

The Literature

Loose resources, which emerge with the concept of organizational slack, refer to all the resources that the organization has in order to sustain its existence. The concept of organizational slack refers to the existing cash assets of the firm and the cash resources that the firm can create in case of need. In the literature studies, it is seen that concepts such as buffer, idle resources, and excessive assets come to the fore in the definitions of loose resources. Considering the literature studies, it would not be wrong to evaluate financial slack as the totality of the resources that the firm has and may have in the future. When the studies investigating the effect of slack on firm performance are examined, it is seen that classical organization theorists and agency theorists differ and both groups find sides in the studies. While behavioral theory and resource-based theory developed by classical theorists state that various resources increase firm performance, agency theorists argue that managers will waste resources and this will negatively affect firm performance. As stated above, the results of the study show that there are views that support both theorists. In this study, while determining the effect of financial slack on firm performance, on the other hand, the regulatory effect of ownership and board structure on the relationship between slack and performance is addressed by taking into account the effects of managers suggested by agency theorists.

Results

In order to determine the effect of financial slack on firm performance, the data of the firms in the BIST100 index for the 2018/Q1-2020/Q3 period were analyzed with the GLS method and as a result of the analysis, it was determined that three types of slack increased firm market

performance. Management ownership, ownership concentration, the number of board members, and the ratio of the number of independent board members to the total number of board members are found to have different levels of effect between financial slack and firm performance for different types of slack. The moderating effect of foreign ownership between financial slack and firm performance is not clear.

Conclusion

An increase in firms' slack resources increases firm performance. The moderating effect of the managerial ownership variable on the relationship between slack and firm performance is found to be negative for the current type of slack and positive for the other two types of slack. Mixed results were obtained in the models regarding the moderating effect of the foreign ownership variable, and it is thought that this may be due to the decline in foreign ownership after 2018. The moderating relationship of ownership concentration between performance and slack is found to be negative in the current slack type and positive in the other two slack types. Board structure has a positive effect on current slack and a negative effect on recoverable and potential slack. The board size variable has a negative effect on existing slack and a positive effect on the other two types of slack.

As a result of the study, a positive relationship was determined between slack resources and firm performance, and different levels of management and ownership structure were found to have an effect on this relationship. Firm owners should take measures to reduce manager-shareholder conflicts in order to increase firm performance with slack resources. While the increase in managerial ownership supports the positive effect of slack resources, ownership concentration prevents slack resources from remaining in the firm due to agency costs. On the other hand, board independence can contribute to the monitoring of agency costs and improve the slack-performance relationship by providing specialization. However, the difficulties in making decisions in large board structures have a reducing effect on the positive effect of slack. It was determined that the board size which makes it difficult to make decisions does not contribute to the firm. Shareholders and managers should support an independent board with expert members instead of a large board. These findings will contribute to firm owners, shareholders, managers, potential investors, regulators, and other market participants regarding the importance of existing slack for firm performance and the moderating effect of ownership and board structure on the importance of slack.

START-UP DEĐERLEMESİ: YENİ BİR YÖNTEM ÖNERİSİ

Start-up Valuation: A New Method Proposal

İbrahim TUTAR*^{ID} & Özge ORBEY**^{ID}

Öz

Bu arařtırma, Türkiye’de yeni kurulan teknoloji ve yenilik odaklı fikir ařamasındaki giriřimlerin (start-up’ların) deđerlemesinde kullanılacak yeni bir yöntem geliřtirmeyi amaçlamaktadır. Bu çalıřma, start-up’ların fikir veya projelerinin ölçeklenebilirliđi, ekibinin niteliđi, kurucuların sayısı, ekibin eđitim dereceleri, yatırımının içinde bulunduđu endüstri gibi bazı deđiřkenleri test etmek suretiyle, deđerlerini etkileyen etmenlerin neler olduđunu; bulunan bu etmenlerin deđerleri ne kadar etkilediđini ve deđerlemede iře yarayacak yeni bir yöntem geliřtirmeyi amaçlamaktadır. Türkiye’de 2022-2023 döneminde kitle fonlama platformları (KFP) üzerinden tohum ařamasında satılan ya da giriřim sermayesi yatırım fonları (GSYF) tarafından birinci turda payı satın alınan start-up’ların yataykesit verilerinin ve Cobb-Douglas üretim modelinin kullanıldıđı bu çalıřmada, normal en küçük kareler regresyon analiziyle söz konusu start-up’ların deđerleri tahmin edilmiřtir. Arařtırma sonuçları, Türkiye’deki KFP’lerce fonlanan tohum iřletmelerin hisselerinin deđerleri için yüksek teknolojinin ve proje ekibinin eđitim derecelerinin önemli bir etkiye sahip olduđunu; GSYF’lerin satın aldıđı start-up’lar için yapılan deđerlemelerde ise, start-up’ların yüksek teknolojiye ve ölçeklenebilirlik özelliklerine sahip projelerinin nispeten daha yüksek etkiye sahip olduđunu göstermektedir. Arařtırma sonucu, ABD gibi geliřmiş ölkelerdeki start-up deđerlemesinde kullanılan Berkus, puankartı deđerleme yöntemi veya risk faktörlerini toplama yöntemi gibi deđerleme yöntemlerindeki deđer katsayılarının Türkiye’ye uygulanması halinde, çok gerçekçi sonuçlar alınmayacađını; her ölkedeki řirketlerin deđer katsayılarının farklı olabileceđini göstermektedir.

Abstract

This research aims to develop a concrete new method for the valuation of start-ups that have just been initiated or are still in their infancy period. In other words, this study aims to develop a new valuation method for a business idea or companies that are at the seed stage or prototype/ trial production stage by testing some variables such as the scalability of the project, the qualification of the leading and research team, the number of the founders, the degrees of the team members, the industry in which the investment is made, etc. In this study, cross-section panel data and Augmented Cobb-Douglas production function for start-ups, which were sold through crowdfunding platforms or purchased by venture capital investment funds in Turkey in the period of 2022-2023, are used. The values of these start-ups were estimated with the ordinary least squares regression analysis and it is shown that the high-tech projects and the project team’s education degrees have an important impact on the values of the start-ups funded through crowdfunding platforms; while the valuations made by venture capital funds show that start-ups with high technology and scalability characteristics have relatively higher values. This study also shows that start-up models like Berkus, scorecard valuation, or risk factors summation methods developed for high-income countries like the USA might not be suitable for valuation of the start-ups in developing countries like Turkey.

Anahtar Kelimeler:
Start-up Deđerlemesi,
İnovasyon,
Ölçeklenebilme,
Cobb-Douglas
Üretim Fonksiyonu,
Regresyon

JEL Kodları:
C53, G17, G32

Keywords:
Start-up Valuation,
Innovation,
Scalability, Cobb-
Douglas Production
Function, Regression

JEL Codes:
C53, G17, G32

* Dr., Etiix, Marmara Üniversitesi Teknoparkı, Türkiye, ibrahim.tutar@etiix.com (Sorumlu Yazar)

** Arařtırmacı Mühendis, Etiix, Marmara Üniversitesi Teknoparkı, Türkiye, ozge.orbey@etiix.com

Makale Geliř Tarihi (Received Date): 29.04.2024 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 19.09.2024

Bu eser Creative Commons Atıf 4.0 Uluslararası Lisansı ile lisanslanmıřtır.



1. Giriş

Start-up sözcüğü ilk defa 1976’da bugünkü anlamından biraz uzak olmakla birlikte, Forbes tarafından ‘*elektronik veri işleme alanındaki start-up’lara yatırım yapmak gibi modası geçmiş bir iş*’ bağlamında kullanılmıştır. Birley ve Westhead (1994), İngiltere için yaptığı araştırmada, start-up’ı kendi işini kurmak isteyen girişimcinin açtığı küçük, bağımsız ve yeni işyeri olarak tanımlamaktadır. Granlund ve Taipaleenmäki (2005), start-up’ı bilgi ve iletişim, biyoloji gibi yüksek teknoloji alanlarında çalışan ve hızla büyüyen *yeni ekonomi* girişimi olarak açıklamaktadır. Buradan anlaşılmaktadır ki, start-up tanımı 2000’den sonra günümüzdeki anlamına yaklaşılmaya başlamıştır.

Start-up’ın günümüzde ifade ettiği anlam, daha çok Wikipedia tarafından yapılan “*ölçeklenebilir bir ekonomik modeli araştırmak, geliştirmek ve kabul ettirmek üzere bir girişimci tarafından yüklenilen şirket veya proje*” tanımına uymaktadır. Wikipedia’nın tanımına göre, bir start-up, geleneksel bir girişimden farklı olarak kurucusunun hedeflediği sade bir amacın çok üzerinde büyümeyi hedef almaktadır. Blackman’e (2023) göre, bir start-up, hızla büyüyen, işleri mevcutlardan farklı yapan, azimli ve yüksek kabiliyetli kişileri çalıştıran, çalışanlara yüksek tutarda ödeme yapamasa bile onlara hissedene pay vererek teşvik eden, esnek bir girişimdir. İş yapış tarzındaki farklılığın önemi vurgulanırken, bunun çok büyük bir teknolojik farklılık olmasına gerek olmadığı da belirtilmektedir. Örneğin, Google kurulduğunda, Yahoo, Lycos ve AltaVista gibi arama motorları mevcut olduğu halde, Google’un arama motorunun, siteleri ve portallar arasında bağlantı kurarak tarama yaptığı için arama konusunda daha geniş ve yetkin sonuçlar ortaya koyduğu ve hükümlerini kabul ettirdiği ifade edilmektedir.

Her ne kadar, literatürde start-up kavramı için üzerinde uzlaşmış kesin bir tanım yoksa da çok genel olarak, start-up’lar için üzerinde görüş birliğine varılan bazı özellikler vardır. Damodaran (2009), start-up’ların ortak özelliklerini, geçmişi olmayan veya çok kısa olan, çok küçük bir gelir elde eden veya zarar eden, düzenli olmayan özsermaye veya yardımlarla ayakta duran, batma olasılığı çok yüksek, erken finansman esnasında borç veya destek alınan birçok yatırımcının söz sahibi olabilmesi nedeniyle, zaman zaman yönetim sorunları olan, rakiplerine göre daha az likit varlıklara sahip, yüksek büyüme sağlayan girişimler olarak sıralamaktadır.

Bu özelliklere ilave olarak, start-up’lar, tercihen bir ekosistem içinde yer alan, geleneksel üretim modellerinin dışında yeni teknolojileri, hatta en son çağdaş teknikleri esas alan, muhtemelen bir buluş, patent, faydalı model, know-how ve/veya bir yenilikle (inovasyon) sonuçlanacak formüle, yazılıma, tasarıma veya projeye veya bunlara dair bir fikre sahip olan ve fakat henüz sermaye malları yatırımlarını tamamlamamış, ölçeklenebilir, dinamik ve esnek girişimler olarak tanımlanmaktadır (Blank ve Dorf, 2012; Hernandez ve Gonzalez, 2016; Altundal ve Başar, 2020; Çavuşoğlu ve Göksu, 2024).

Başarılı start-up’ların en önemli özelliklerinden diğeri birisi de çeşitli ekonomik, teknolojik, finansal, çevresel (pandemik) engelleri veya ürünün pazarda karşılaştığı sorunları aşmak için pivot etme (koşullara göre evrilme) özelliği gösterebilmesidir (Welter vd., 2021). Özdemir ve diğerlerine (2024) göre, bir vaka analizinde açıkladıkları üzere hem idealist bir ekibin varlığı hem de pivot etme kabiliyeti, start-up’ların hayatta kalması için hayati öneme sahiptir.

Yukarıdaki açıklamalardan da anlařıldıđı üzere, start-up tanımında, sermaye mallarının yatırımından daha çok bir yenilik ieren fikirler ve projeler öne ıkmaktadır. Damodaran'a (2009) göre, start-up'ların en önemli özelliđi inovasyon yapmak üzere kurulmuş olmalarıdır. Örneđin, Amazon gibi bir řirketin, mađazacılık yapan geleneksel bir marketler zincirinden ıkma olasılıđı son derece düşüktür ünkü bir start-up'ın başarısızlık halinde kaybedeceđi řey, geleneksel řirketlere görece çok daha küçüktür. Bu bakımdan, ilk bařta start-up'lar için yatırım malları (makinelere, fabrikalar vb.) geri planda kalmakta; her türlü yeniliđi (inovasyonu) kapsayan gayrimaddi haklar öne ıkmaktadır (Vallejo-Alonso vd., 2015). Pena (2002), İspanya için yaptıđı arařtırmada, start-up'ların hayatta kalması ve büyümesi için en önemli gücün gayrimaddi hak elde etmek olduđu sonucuna varmıřtır. Santisteban ve Mauricio (2021) da Peru'daki teknoloji řirketleri için yaptıkları arařtırmada, start-up'ların hayatta kalmalarını sađlayacak 10 ölçüt arasında en önemlilerinin, inovasyon, teknolojik rekabet ve alıřanların anlama kapasitesi olarak deđerlendirmektedir.

Bu çerevede denebilir ki, geleneksel iř modellerinde, giriřimci sahip olduđu sermayeye göre yapacađı iři řekillendirirken, bir start-up önce hayal ettiđi fikri ve projeyi gerekleřtirmeyi düşünerek iře bařlamakta, daha sonra iřin sermayesini ve finansmanı da bu fikre göre řekillendirmeye alıřmaktadır. Bu nedendir ki start-up'lar genellikle projelerini tamamlayamadan finansman sıkıntısına girebilmektedir. Bu durum, esasında, start-up'ların geleneksel iř modellerine göre daha riskli olmasına neden olmakta ve dolayısıyla start-up'ın daha hızlı büyümesi ya da erkenden batması sonucunu dođurmaktadır.

Start-up ekosistemi kavramı Türkiye'ye batıya görece daha geç girmiřtir. Özellikle, planlı ekonomiye geiřle birlikte 1963'de kurulan TUBİTAK'ın ve 1990'da kurulan KOSGEB'in arařtırma-geliřtirme (Ar-Ge) harcamalarına, yeniliki fikirlere verdiđi teřviklerin artmasıyla ve devamında 2001 yılında kabul edilen 4691 sayılı Kanunla, teknoloji geliřtirme bölgeleri, ya da yaygın adıyla 'teknopark'ların kurulmaya ve yaygınlařmaya bařlamasıyla birlikte, üniversiteler-giriřimciler-kamu destekleri ve vergi teřvikleri ile yatırımcılardan oluřan 'ekosistem' altyapısının 2000'li yıllardan itibaren oluřtuđu ve böylece start-up'ların sayısının hızla arttıđı, hatta 2010'dan sonra Türkiye'den 10'a yakın unicorn start-up bile ıktıđı görülmektedir (Tekin, 2021).

Türk giriřimcilerinin ve yatırımcılarının artan yatırım talebini ve iřtahını karřılamak üzere, Sermaye Piyasası Kurulu (SPK) tarafından 2019'da yayımlanan Kitle Fonlama Tebliđi ile, start-up ekosistemine KFP katılmıřtır. 1996'dan itibaren kurulmaya bařlayan giriřim sermayesi yatırım ortaklıklarına (GSYO) ek olarak 2013'te yürürlüğe giren melek yatırımcılık mevzuatı ve 2014'ten itibaren kurulmaya bařlayan GSYF ile birlikte, geniřleyen ekosistem ve sermaye piyasası, start-up'ların kitlesel finansman kaynaklarına erken ařamalarda kavuřma imkanını getirmiřtir.

Bütün bu geliřmeler, Türkiye'de kurulmuş olan söz konusu ekosistem kapsamında, önemli bir start-up piyasası da yaratmaya bařlamıřtır. Bu çerevede, sadece nitelikli yatırımcılara deđil, diđer yatırımcılara ek olarak, tüm yatırımcılara açık hale gelmiş bulunan KFP'lerdeki start-up halka arzları ve melek yatırım ađları vasıtasıyla yapılan arzlar, start-up deđerleme faaliyetlerine de hız kazandırmaktadır. Bu nedenle, tüm dünya literatüründe olduđu gibi, start-up deđerleme yöntemleri üzerindeki arařtırmalar Türkiye'de de artmıřtır (Altundal ve Bařar, 2020; řahin, 2023; řahin ve Arzova, 2024). Bu deđerleme süreci, henüz olgunlařmamıř, seri üretime gememiş, düzenli bir gelirin ve nakit akıřının sađlanmadıđı ve fakat sahip olduđu

fikir veya projesi çok cazip olduğu halde yaptığı Ar-Ge harcamaları yarım kalan bu start-up'ların finansal değerlerinin doğru bir biçimde belirlenmesi, ekosistemin adil, verimli ve etkin biçimde çalışması ve en önemlisi cazibesini koruması bakımından çok büyük önem taşımaktadır. Ancak, start-up değerlendirme yöntemleri, geleneksel yöntemlere göre sayıca çok olmakla birlikte daha karmaşık olup, üzerinde de uzlaşmış bir yöntem henüz mevcut değildir. Bunun bir sebebi de start-up'ların niceliksel olduğu kadar niteliksel yönlerinin de değerlemede büyük önem taşıyor olmasıdır (Altundal ve Başar, 2020).

Bu çalışma, start-up'ların değerlerinin belirlenmesi için yerel koşullara uyarlanabilen yeni bir yaklaşım geliştirmek üzere, Türkiye'deki start-up değerlerinin belirlenmesinde hangi değişkenlerin etkili olduğu hususunu incelemektedir. Bu çerçevede, start-up'ların değerini etkilediği düşünülen ölçeklenebilirlik derecesi, ekibin niteliği, eğitim düzeyi, yatırımın içinde bulunduğu endüstri gibi bazı endeks değişkenlerin start-up'ın değerine yaptığı etki araştırılmakta ve start-up'ların değerlerinin birinci veya ikinci tur yatırımcı görüşmelerinde, değerlerinin nasıl belirlendiği hususunda yeni bir yöntem veya niceliksel yaklaşım geliştirmeyi amaçlamaktadır.

Bu çalışma, start-up'lar için Cobb-Douglas Üretim Fonksiyonu ve regresyon analizi teknikleri kullanılarak bir start-up'ın değerinin tahmin edildiği yeni bir yöntem önermektedir. Bu yöntemin göreceli değerlendirme yaklaşımı için yeni bir yöntem olduğu söylenebilir, çünkü mevcut start-up'ların yatırım sonrası değerinden türetilen katsayıları ve söz konusu start-up'ın ölçeklenebilirliğini, lider ekibin kapasitesini, endüstriyi ve diğer özelliklerini ölçen değişkenleri kullanmaktadır ki bu yaklaşım henüz literatürde yer almamaktadır.

Çalışmanın aşağıdaki bölümlerinde, önce literatürde mevcut olan start-up değerlendirme yöntem ve modellerini incelenecek, daha sonra, start-up değerlendirme için bu çalışmada önerilen model açıklanıp ve test edilecektir. Makale, test sonuçlarının değerlendirilip, özetlenmesiyle sona erecektir.

2. Literatür

Çağdaş ekonomik sistemlerin en önemli amaçlarının başında, ekonomik kaynaklardan etkin biçimde yararlanıp, mümkün olan en yüksek ekonomik büyümeyi ve katma değeri yaratarak toplumların refah düzeyini artırmak gelmektedir. Büyümeyi ve kalkınmayı sağlayacak en önemli kaynak ise beşeri sermayedir. Beşeri sermayenin yani insanoğlunun gelişme ve büyüme keşifleri her yönüyle ve özellikle de start-up'lar etrafında bir araya gelen genç insan gücünün enerjik, dinamik ve yaratıcı yönlerine eskisine görece daha çok önem vererek devam etmektedir. *Yeni ekonomi* teorisinde üretim fonksiyonları, artık *artan marjinal maliyet* arz eden geleneksel üretim biçimini geride bırakıp, sürekli olarak *azalan marjinal maliyet* arz eden internet, sosyal medya, yapay zeka, makine öğrenmesi, artırılmış gerçeklik, sanal gerçeklik, büyük veri (big data) analizi, finansal teknolojiler gibi *ölçeklenebilir* alanları esas almaktadır. Bu gelişmelerin somut sonucu olarak ortaya çıkan Microsoft, Apple, Facebook, Google, Whatsapp, Telegram, X (Twitter), Amazon, Alibaba gibi çok başarılı şirketlerin bir zamanlar genç ve nispeten küçük ekipler tarafından oluşturulmuş birer start-up olduğu bilindiğinden, artık bütün ekonomiler, start-up'ların ekonomik büyüme için ne kadar önemli olduğu hususunu kanıksamış bulunmaktadır.

Türkiye, gecikmeyle de olsa bu ‘yeni ekonomi’deki yerini almaktadır. İstanbul, dünyadaki start-up ekosistemleri içinde 16’ncı sırada yer alarak, önemli bir ekosisteme sahip olduğunu göstermektedir (Tekin, 2021). Bu ilginin sonucu olarak Türkiye’de de hızla çoğalan start-up’lar, kendi ikinci el pazarını da doğurmuş bulunmaktadır.

Bu nedenlerle, start-up değerlemesi konusundaki çalışmaların son yıllarda hem dünyada hem de Türkiye’de belirgin biçimde arttığı gözlemlenmektedir. Ancak, bu alanda çalışan arařtırmacıların üzerinde uzlaştığı bir ortak nokta varsa o da start-up değerlemesinin olgun şirketlerin değerlemesine göre çok daha zor ve karmaşık olduğu hususudur (Damodaran, 2009).

Literatürde genel olarak ifade edildiği üzere, şirket değerlendirme işi, bir şirketin gelecekteki performansı ile ilgili finansal tahmin yapma işidir (Benninga ve Sarig, 1997). Start-up’ları ve genel olarak tüm işletmeleri değerlemek için, bu işletmelerin varsa geçmiş dönem verilerini, gelecekle ilgili projeksiyonlarını, sahip olduğu iş fikrini veya modelini, patent ve yeniliklerini, bulunduğu pazarı, fırsatlarını, hedefini, kurucuların ve ekibinin niteliklerini, teknik kapasitesini, satış ve pazarlama kanallarını, prototip mal veya hizmetin, benzer yatırımların ve rakiplerin mali durumlarını, risklerini, deneyimlerini, varsa gelirlerini, nakit akışlarını, büyüme potansiyelini, ölçeklenebilirliğini ve getiri-risk oranını belli ölçülerde ele alan yöntemleri incelemek gerekmektedir (Dhochak ve Doliya, 2019; Moro-Visconti, 2019; Altundal ve Başar, 2020; Damodaran, 2021; Campani vd., 2021; Şahin, 2023; Hayatul ve Rahadi, 2023; Özdemir vd., 2024).

Hayatul ve Rahadi (2023), start-up değerlendirme yöntemlerini ‘niteliksel’ ve ‘niceliksel’ diye ikiye ayırdıktan sonra, Berkus, Puan Kartı ve Risk Faktörlerini Toplama yöntemlerini *niteliksel* grup altında; First Chicago ve risk sermayesi yöntemlerini de *niceliksel* yöntem altında sıralamaktadır. Bu çerçevede, olgun şirketler için sıkça kullanılan yöntemler de kullanılabilir. Bunlara en tipik örnek, indirgenmiş serbest nakit akışları (İSNA) Yöntemidir. Start-up’lar, henüz düzenli bir kazanç elde etmediği ve aktif varlıkları genellikle sadece bir gayrimaddi haktan (patent, faydalı model, yenilik, yeni bir fikir, yazılım, buluş, proje, vb.) oluştuğu için piyasa çarpanları yöntemi de uygulanamamakta; uygulanırsa bile, değerlemede çok büyük sapma göstermektedir.

Damodaran (2009), geleneksel değerlendirme yöntemleri içinde en çok kullanılan İSNA yönteminin, genç (young) şirketlerin değerlemesinde kullanılmasının çok zor olduğunu çünkü genç şirketlerin ne zaman istikrarlı bir büyüme aşamasına gelecekleri ve hatta gelip gelemeyecekleri bile belli olmadığından, değerlemede değerlerin %90-100’ünü teşkil eden terminal değerlerin hesaplanmasının neredeyse mümkün olmadığını; bu yöntemin kullanılabilmesi için mevcut formülde, start-up’ın hayatta kalma olasılığı ve anahtar insan kaynağını tutma iskontosunu yansıtan düzeltmeler yapılması gerektiğini ileri sürmektedir. Bu nedenle, çarpanlar ve karşılaştırılabilir fiyatlandırma yöntemi gibi göreceli değerlendirme (relative valuation) yöntemlerine başvurulabileceğini ancak bu yöntemin de çok zor bir yöntem olduğunu belirtmektedir. Bu zorluğun en önemli sebepleri arasında, karşılaştırılabilir rakiplerin bulunmasında ve seçimindeki zorlukları ile çarpan katsayılarının genç şirketlerdeki risk faktörünü içermemesi hususlarını saymaktadır.

Amerika’da 2000 yılların başında, özellikle melek yatırımcılar ve risk sermayesi fonları, start-up’ların hızlı büyüme potansiyeli olanlarını erken dönemde keşfedip, yatırım yaparak yüksek oranlı bir getiri elde etmeyi amaçladıklarından, henüz gerçekleştirilmiş olduğu somut bir seri üretimi veya düzenli bir geliri olmamasına rağmen start-up değerlemesinde geleneksel aktif

kıymetlere veya gelire dayalı değerlendirme yöntemlerinin dışında bir yöntem arayışına girmişlerdir. Bu çerçevede, İSNA, çarpan katsayıları, aynısını yapma maliyeti, karşılaştırılabilir işlem, defter değeri, tasfiye değeri, reel opsiyon, First Chicago, risk sermayesi, Berkus, puan kartı (scorecard), risk faktörlerini toplama yöntemleri gibi teoride ve uygulamada ilgi çeken birçok değerlendirme yöntemi önerilmiştir (Altundal ve Başar, 2020; Şahin, 2023).

Altundal ve Başar (2020), hem geleneksel değerlendirme modelleri başlığı altında gösterilen İSNA ve çarpan yöntemlerini, hem de alternatif yöntemler başlığı altında yer alan risk sermayesi yöntemi, First Chicago yöntemi, puan kartı yöntemi, Berkus yöntemi ve risk faktörlerini toplama yöntemini, üç ayrı örnek olaya uyguladıktan sonra elde ettiği sonuçları kıyaslamış ve alternatif değerlendirme yöntemlerinin genel olarak aktif veya gelir esaslı geleneksel yöntemlerle elde edilen şirket değerlerinden daha geçerli ve anlamlı olduğu sonucuna varmıştır. Bu kıyaslama sonucuna göre, İSNA yöntemi yukarı doğru çok büyük; aktif varlıklara ve gelire dayalı (F/K, PD/DD vb.) çarpanlar ise aşağı doğru çok büyük bir sapma göstermiştir.

Şahin ve Arzova (2024), birçok değerlendirme yöntemini inceledikten sonra, First Chicago yöntemini hem İSNA yönteminden yararlanması hem de bu yöntemin, start-up'ın başarılı, dengeli (veya gerçekçi) ve başarısız olmak üzere üç muhtemel senaryonun esas alındığı ağırlıklı ortalama değeri kullanması, diğer bir deyişle, start-up'ın başarısız olma olasılığını da dikkate alması nedeniyle, avantajlı bir yöntem olduğunu ifade etmektedir.

Bu değişkenlere ek olarak, Çitçi ve Petekçi (2022), start-up'ların katıldığı İTÜ Big Bang gibi yarışmalardaki sunumlarda, iddia ve ifade edilen argümanların bile alınan değerlemeye ve toplanan finansmana etki ettiğini göstermektedir. Özdemir vd. (2024), Çanakkale'de bulunan bir start-up'ın başarısını ele alan vaka analizinde, start-up'ların yer seçiminin, teknik servis ve pazarlama maliyetiyle, her ne kadar farklı şehirlerde teknokentler kurulmuş olsa da periferde kurulan start-up'ların İstanbul ekosisteminin sağladığı faydalardan uzak kalmasının yarattığı dezavantaj açısından önemli bir role sahip olduğuna işaret etmektedir. Fitza vd. (2013), start-up'ların bulunduğu ülkelerin, onların değerlerinin belirlenmesinde ne kadar rol oynadığını araştırmış ve bir ülkedeki ekonomik, siyasi, kültürel ve finansal koşulların değerlemede önemli bir etkiye sahip olduğunu bulmuştur. Alexander ve Joseph (2016), yaptıkları istatistiki araştırmada, sosyal medyayı çok iyi kullanan ve/veya girişimin kurucu ortaklarının yüksek hünere sahip olduğu start-up'ların daha uzun süre hayatta kaldığı sonucuna varmıştır.

Yukarıda değinildiği üzere, literatürde bahsedilen geleneksel yöntemlere özgü zorlukları aşmak amacıyla, 1996'da Dave Berkus isimli bir melek yatırımcı tarafından birçok yatırımcının kolayca anlayabileceği ve aynı zamanda teorik olarak ele alınan zorlukları çok pratik biçimde derecelendiren (Berkus yöntemi diye anılan) daha basit bir model önerilmiştir (Berkus, 2016). Berkus yöntemini takiben, 2001'de, diğer bir melek yatırımcı olan Bill Payne tarafından benzer şekilde pratik ve biraz daha kapsamlı olan puan kartı (scorecard) yönteminin ve 2011'de OhioTechAngels adlı melek yatırımcılar grubu tarafından risk faktörlerini toplama yönteminin önerildiği görülmektedir (Payne, 2011). Bu modellerin start-up değerlendirme uygulamasında özellikle son on yılda en çok atıf alan yöntemler olmuşlardır (Nasser, 2016; Montani vd., 2020; Hayatul ve Rahadi, 2023). Ancak, bu yöntemler start-up'ların sadece niteliklerine odaklanmış ve değer belirleme sürecini yatırımcı tarafından atanan öznel puan ve değerlere (puan başına 250,000 veya 500,000 dolar) dayandırmıştır.

Bu çalışma, Berkus ve puan kartı gibi niteliksel değerlendirme yaklaşımlarda ABD start-up'ları için öngörülen 250,000 ve 500,000 dolar gibi resen belirlenmiş puan değerlerinin yerine,

Türkiye'nin kendi ekonomik gerçeklerine uygun olarak tahmin edilmiş puan değerlerinin büyüme teorisine uygun biçimde ekonometrik olarak tahmin edilmesine ilişkin bir model önermektedir. Ayrıca, bu çalışmadaki yaklaşımın nesnelliği, aynı modelin herhangi bir başka ülkenin ekosistemine uygulanmasına da imkân vermektedir. Ancak, bu yaklaşımı açıklamadan önce, yukarıda saydığımız değerlendirme yöntemlerinden start-up'lar için en kullanışlı olanlarının incelenmesi, bu çalışmadaki yaklaşımın amacını daha açık biçimde gösterecektir. Aşağıdaki bölümde bu inceleme yapılmaktadır.

2.1. Berkus Yöntemi

Bu yöntemde, start-up'lar beş adet özelliği açısından değerlendirilmektedir. ABD'deki start-up'ların değerlemesi için geliştirilmiş olan bu yöntemde, her bir özellik için, işletmenin değerine sıfır ile 500,000 ABD doları arasında bir değer eklenmektedir. Berkus yönteminin puanlamasına göre değerlendirme Tablo 1'deki gibi yapılmaktadır. Ancak, bu değerlendirme Türkiye'deki veya bir başka gelişmekte olan ülkedeki bir start-up için yapılıyorsa, yine 500,000 ABD dolarının mı katsayı olarak alınacağı sorusu şimdikiye dek henüz ele alınmış ve cevaplanmış değildir. Bu çalışmada, bu sorunun cevabı da araştırılmaktadır.

Tablo 1. Berkus Yöntemi

Her biri için sıfır ile 500,000 ABD doları arasında bir değer ekleyiniz:	(ABD Doları)
Fikir (Temel değer)
Örnek Üretim Var mı? (Teknoloji riskinin ölçütü)
Kalite Yönetim Ekibi (Uygulama riskinin ölçütü)
Stratejik İlişkiler Ağı (Pazarlama kapasitesinin ölçütü)
Üretim veya Hizmet Satışı Var mı? (Seri üretim riskinin ölçütü)
Toplam Değer

Kaynak: Berkus, 2016; Akkaya, 2019; Montani vd., 2020.

2.2. Puan Kartı (Scorecard) Değerleme Yöntemi

Puan kartı değerlendirme yöntemi iki aşamalı bir yöntemdir. Yöntemin birinci aşamasında, puanlanacak yedi adet özellikten her birinin, işletmenin bulunduğu ülke ve endüstrideki değerleri bulunur. Bulunan değerleri, Tablo 2'de gösterilen ağırlıkla (puanla) çarpılarak toplam değer bulunur. Bu yöntemin nasıl uygulanacağı Tablo 2'de gösterilmektedir.

Tablo 2. Puan Kartı Değerleme Yöntemi

	Verilen Puan	Endüstrideki Ortalama Değer	Start-up Değeri (ABD Doları)
Yönetim Ekibinin Gücü-(%0-%30 arası)	%24
Fırsatın Büyüklüğü – (%0-%25 arası)	%22
Ürün/Teknoloji – (%0-%15 arası)	%15
Rekabet Ortamı – (%0-%10 arası)	%4
Pazarlama/Satış Kanalları/Ortaklıklar – (%0-%10 arası)	%6
İlave Yatırım İhtiyacı – (%0-%5 arası)	%5
Diğer Hususlar – (%0-%5 arası)	%4
Toplam Değer	%100

Kaynak: Nasser, 2016; Montani vd., 2020.

Tablo 2’de yer alan “ortalama değer”, bu yöntemin uygulanmasında, anahtar katsayıdır. Bu katsayı, her ülke ve endüstri için ne kadar doğru biçimde belirlenebilirse, o kadar gerçekçi sonuç elde edilir. Ancak, en nihayetinde, bu rakam ortalama bir değer olduğundan, bir ortalama değer zafiyetlerini de taşımaktadır.

2.3. Risk Faktörlerini Toplama Yöntemi

Risk Faktörlerini Toplama Yöntemi, Puan Kartı Yöntemine benzer biçimde, iki aşamalıdır. Önce, değerlendirilecek olan işletmenin bulunduğu ülke ve endüstrideki benzer işletmelerin 12 adet özellik bakımından değerleri bulunur. Eğer, bu endüstriye ait değerler bulunamıyorsa, her bir özellik için 250,000 ABD doları ortalama değer verilir. Daha sonra, yatırımcının -2 ila +2 arasında vereceği bir puanla bu değer çarpılır ve toplam değer bulunur. Mesela, verilecek olan -1 puan için toplam değerden (-1 x 250,000=) 250,000 düşülür; sıfır puanın herhangi bir etkisi olmaz veya +1 puan için 250,000; +2 puan için 500,000 eklenir. Risk faktörleri yöntemine göre, söz konusu edilen 12 adet özellik ve yöntemin bir start-up’a uygulanışı Tablo 3’te gösterilmektedir.

Tablo 3. Risk Faktörlerini Toplama Yöntemi (RFTY)

	Puan	Puanın Değeri (ABD Doları)	İşletmenin Değeri (ABD Doları)
Yönetim	2	250,000	500,000
İşin Aşaması	2	250,000	500,000
Mevzuatı/Politik risk	-1	250,000	-250,000
Üretim riski	2	250,000	500,000
Satış ve pazarlama riski	1	250,000	250,000
Fonlama/sermaye bulma riski	-2	250,000	-500,000
Rekabet riski	2	250,000	500,000
Teknoloji riski	2	250,000	500,000
Dava açılma riski	2	250,000	500,000
Uluslararası risk	0	250,000	-
İtibar riski	1	250,000	250,000
Potansiyel sorunsuz çıkış (satış)	-2	250,000	-500,000
Toplam Değer			2,250,000

Kaynak: Nasser, 2016; Montani vd., 2020.

Berkus yönteminde olduğu gibi, RFTY için de her bir puanın değerinin her ülkede 250,000 ABD doları mı olacağı yoksa yatırımın bulunduğu ülkeye göre mi bu değer belirlenmesi gerektiği, belirlenecekse, nasıl belirleneceği sorusu akla gelmektedir.

Altundal ve Başar (2020), alternatif yöntemlerde yer alan 250,000 veya 500,000 ABD doları gibi değerlerin diğer ülkelerde geçerli olmayacağını, bunun yerine 250,000 veya 500,000 lira olarak esas alınabileceğini; bunun da yatırım çarpanının 10x olması nedeniyle, start-up’ların ortalama 2,500,000 lira değere sahip olmasından kaynaklandığı ifade etmektedir. Ancak, bu öneri de belli ölçüde bir keyfilik içerdiğinden, bu konunun daha sayısal bir yöntemle çözülmesi gerekmektedir. Bu çalışmanın aşağıdaki kısımlarında, bu sorunun cevabı da araştırılacaktır.

2.4. Risk Sermayesi Yöntemi

Risk sermayesi yöntemi, İSNA yönteminden esinlenmiştir. Bu yaklaşımın getirdiği ilave katkı, bir start-up'ın yatırım öncesi gelecekte yaratacağı nakit akışlarını karşılaştırılabilir şirketlerin verileriyle ve çarpanlarıyla bulduktan sonra, bu değeri yüksek bir iskonto oranıyla günümüze indirgeyip, elde edilen yatırım öncesi şirket değerinin, yatırım sonrasında elde edilecek net bugünkü şirket değeriyle arasındaki farkın, yatırım yapmaya değip, değmeyeceğini hesaplama fikrine dayanmaktadır. Bu yöntem, daha açık biçimde şöyle gösterilebilir (Montani vd., 2020).

$$NBD_{yatırım\ öncesi} = \frac{P_{T,vc}}{(1+R)} - \sum_{t=1}^T \frac{I_{t,vc}}{(1+R)} - I_{0,vc} \quad (1)$$

$$NBD_{yatırım\ sonrası} \geq NBD_{yatırım\ öncesi} + Yatırım\ Tutarı (I_{0,vc}) \quad (2)$$

Denklemlerde yer alan; NBD net bugünkü değeri, $P_{T,vc}$ girişim sermayesi şirketinin T tarihindeki şirket değeri tahminini, R iskonto oranını, $I_{t,vc}$ girişim sermayesi şirketinin tahmin ettiği ilave yatırımları ve $I_{0,vc}$ girişim sermayesi şirketinin yapacağı başlangıç yatırımını ifade etmektedir.

Bu analizden sonra, girişim sermayesi yatırım şirketine verilecek asgari hisse payı, bu şirketin yapacağı yatırım tutarının yani sermaye artışının bugünkü değerinin, şirketin yatırım sonrası değerine bölünmesi sonucunda bulunmaktadır (Damodaran, 2009). Yani, asgari verilecek pay;

$$\frac{I_{0,vc}}{NBD_{yatırım\ sonrası}} \quad (3)$$

olmaktadır. Diğer bir ifadeyle, bir şirkete yatırım yapıldığında, elde edilen yatırım sonrası değerin, yatırım öncesi değerle yatırımın toplamına eşit veya büyük olması gerekir.

2.5. First Chicago Yöntemi

First Chicago yöntemi, girişim sermayesi yönteminin evrilmesi sonucunda geliştirilen bir yöntemdir. Bu yöntemde, değişik senaryo varsayımları ile değerlendirme çalışması yapılmakta ve çıkan değerlere verilen ağırlıklara göre ağırlıklı ortalama değer bulunmaktadır. Bu yöntemde, her biri farklı gerçekleşme olasılığı olan iyimser, orta ve en kötü senaryo diye adlandırılan üç adet senaryo ele alınmaktadır.

Bu yöntemde başlıca üç aşama mevcuttur. Birinci aşamada, şirketin, çok iyi, ortalama ve kötü sonuçlar elde edeceği üç değişik finansal performans tahmin edilmektedir. İkinci aşamada, şirketi elden çıkarıncaya kadar elde edilecek serbest nakış akışları toplamı ve ilaveten piyasa çarpanları kullanılarak her bir senaryoda, şirketi veya faaliyeti elden çıkarma halindeki değeri (maliyeti) hesaplanmaktadır. Elde edilen bu değer, terminal değer olmaktadır. Üçüncü aşamada, her bir senaryodan elde edilen nakit akıştan ve terminal değer toplamının değer net bugünkü değerinin, önceden belli edilmiş bir olasılıkla çarpımı sonucu elde edilen ağırlıklı ortalama değer bulunarak, şirketin nihai değeri hesaplanmış olmaktadır (Altundal ve Başar, 2020; Montani vd., 2020; Şahin ve Arzova, 2024).

2.6. Aynısını Yapma Maliyeti Yöntemi

Bu yöntem, hedefimizdeki veya elimizdeki start-up'ın aynısını yapmanın maliyetini esas almaktadır. Yöntemin ana fikri, yatırımcının, hazır bir işletmeyi satın alırken vereceği bedelin, bu işletmenin aynısını kurmak için gereken maliyetten fazla olmaması gerektiği düşüncesine dayanır. Yöntemin temel sorunu, işletmenin potansiyelini hesaplarken, maddi ve gayri maddi buluş ve patent gibi hakların ve yenilikçi mal ve teknolojilerin dikkate alınmamasıdır. Bu yöntem, genellikle bir işletmenin sahip olabileceği en düşük değeri hesaplamak amacıyla başvurulmaktadır. Aşağıdaki bölümde, start-up değerlemesi için bu çalışmada önerilen yöntem açıklanmaktadır.

3. Araştırma Modeli

Yukarıda açıklanan modellerin bir kısmı genel kabul görmüş modellerden ziyade şahsi gözleme ve kuvvetli varsayımlara dayanmakta, bir kısmı ise sayısal analize dayanmaktadır. Örneğin, Berkus, puan kartı ve risk faktörlerini toplama yönteminde varsayılan ex ante puan, katsayı ve değerler, genellikle ABD gibi çok gelişmiş start-up piyasalarından elde edilmiş şahsi gözlemleri yansıtmaktadır. Bu nedenle, bu yöntemler, niteliksel yöntemler diye sınıflandırılmaktadır. Risk sermayesi yöntemiyle, First Chicago yöntemi ise, İSNA'dan esinlendiği için, işletmelerin sağlayacağı serbest nakit akışının net bugünkü değerinin tahmin edilmesine dayanmaktadır. Bu yöntemler ise, niceliksel yöntemler olarak adlandırılmaktadır. Bütün bu mevcut yöntemlerin ortak özelliği, hiçbirinin yeni bir buluşu, bir yeniliği veya muhtemel yeni bir ürünü üretecek faktörlerin nicelik ve niteliklerini doğrudan '*bir açıklayıcı değişken*' olarak dikkate almamasıdır. Bu çalışmada, doğrudan bir yenilik yapmış veya yapmak üzere olan bir start-up'ın gelişmekte olan bir ülkede mesela Türkiye'deki ekosistem içindeki muhtemel değerinin ne olabileceğini gösteren değişkenler kullanılarak tahmin yapılmaktadır. Böylece aslında, Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde kullanılacak bazı puan ve katsayıların nasıl üretilmesi gerektiği hususunda bir yöntem önerilmesi amaçlanmaktadır.

Dhochak ve Doliya (2019), start-up'ları değerlemede çok önemli olarak gördükleri içsel kaynaklar, endüstriyel kaynaklar ve network imkanlarına dayanan stratejik yönetim kuramlarından yararlanılmasını önermektedir. Bu üç ana başlıkta topladıkları kıstasları ayrıca, girişimcinin kabiliyeti, liderlik vasıfları, yönetim ekibi, tek kurucu, çoklu kurucu, pazar özellikleri, mal farklılaştırması, endüstri büyüme oranı, dış bağlantılar, iş ağının (network) büyüklüğü, iş birliği imkanları gibi 12 alt kıstasa ayırmakta ve her birinin start-up değerine etkisini belirlemek amacıyla çok-kıstaslı karar alma tekniği olan fuzzy analitik hiyerarşi sürecini (fuzzy AHP) önermekte ve test etmektedir. Hindistan'da faaliyette bulunan çok sayıda start-up'ın kurucu, yönetici ve çalışanlarından topladıkları 25 adet anketi fuzzy AHP ile değerlendirmişler ve start-up'ların değerini belirlemede en büyük ağırlığa içsel kaynakların sahip olduğunu; 12 adet alt kıstas arasında da en büyük ağırlığa sırasıyla yönetici veya kurucunun dış bağlantılarının, girişimcisinin geçmiş başarılarının ve bağlantılarının genişliğinin sahip olduğunu bulmuşlardır.

Sudiyatno vd. (2020), Endonezya'da 2026-2018 döneminde halka açık sanayi firmaları üzerinde yaptıkları regresyon analizleri sonucunda, şirket değerlerinin, en çok şirketlerin büyüklüğünden etkilendiğini, bunun da karlılığa ve yönetimin paydaş olmasına bağlı olduğunu gözlemlemiştir. Bu çalışma start-up'ların değeri konusunda doğrudan bir hüküm önermese de,

bu alıřma bakımından ynetimin becerisine dikkate ektiđi ve regresyon analizlerini kullandıđı iin nem tařımaktadır.

Rakhmayil ve Yce (2008), 1985-2005 dneminde faaliyette bulunan ok uluslu Őirketlerin deđerlemelerinde, S&P 500, S&P Midcaps, and S&P Smallcaps endekslerinden aldıkları verilerle yaptıkları regresyon analizlerinde, ynetimin gemiř deneyimleri ile sahip oldukları MBA derecesi gibi gstergelerin Őirket deđerlerinde ok nemli rol oynadıđını gstermiřtir. Rakhmayil ve Yce (2008), regresyon analizlerinde, ynetimsel beceriler ile sahip olunan MBA derecesinin etkilerini kukla deđerkenleri aıklayıcı deđerken olarak kullanarak bulmuřtur.

Campani vd. (2021), Brezilya’da 2013-2018 yılları arasında bulunan 30 risk sermayesi fonunun ve 130 adet kurucunun kamuya aık bilgilerinden yararlanarak, kurucuların niteliklerinin, endstrideki byme oranının ve geniřliđinin, network byklđnn, verimlilik oranının, start-up deneyiminin, borsa pay indeksinin, Őirketin yařının, dotcom (internet satıcısı) olup olmadıđının, start-up’ların deđeri üzerindeki etkisini regresyon analiziyle incelemiř ve st ynetimde yer alan kurucunun istatistiksel olarak start-up’ların yatırım sonrası deđerini (Start-up’ın yatırım sonrası deđeri= Start-up’a risk sermayesi fonu tarafından konulan sermaye/Satın alınan yzde pay) anlamlı ve olumlu biimde etkilediđini, diđer deđerkenlerin ise anlamsız sonular verdiđini bulmuřtur.

Ba vd. (2021), in’de sađlık alanında kitle fonlaması yoluyla mali destek sađlayıp, 33,409 proje arasından yatırım yapılan 1,891 adet sađlık yatırımı projesinin fon toplama bařarısını etkileyen deđerkenlerin neler olduđunu regresyon analiziyle incelemiřtir. Bu alıřmanın sonucunda, kukla deđerkenler dahil niteliksel ve niceliksel olarak karıřık olmak zere 25 ayrı alanı kapsayan deđerkenin kitle fonlama bařarı yzdesi (‘toplanan fon/amalanan fon’ rasyosu) üzerindeki etkileri ortaya konulmuřtur. alıřmanın sonucu, in’deki sađlık alanındaki kitle fonlaması platformu yoluyla toplanan fonların, proje sahibinin sosyal statsnden, yařının gen olmasından, yařadıđı blgenin gayrisafi yurt ii hasılasının (GSYH) yksek olup olmamasından, Őehirleřme oranından, ailenin sosyal ve ekonomik statsnden, projeye aracılık eden kurumun hayır kurumu olup olmamasından, zm nerilen hastalıđın yaygın bir hastalık olup olmamasından anlamlı biimde etkilendiđini ortaya koymaktadır. Ancak, bu arařtırma, in’deki start-up’ların sayısal deđeri konusunda herhangi bir analiz iermemekte ve bu deđerkenlerin, projenin veya toplanan fonun deđerini ne kadar artırdıđını lmemektedir.

Yukarıda deđerindiđimiz zere, start-up’ların henz fikir (tohum) ařamasında herhangi bir somut hasılat, maliyet ve nakit akıřı verisine sahip olmaması nedeniyle, yatırımcıların kiřisel algılarına gre, risk, ekip, leklenebilirlik, sahip olduđu yenilik veya buluř, hak, yazılım gibi deđerkenleri kullanarak, start-up’ın iinde bulunduđu *lkenin* ve *endstrinin* de dikkate alındıđı ortalama bir deđer oluřturulması gerekmektedir. rneđin, genellikle Silikon Vadisindeki start-up’lar ile sađlık bilimiyle uđrařan start-up’lar, teknoloji Őirketlerine grece daha yksek deđerlemeye sahip olmaktadır (Hudson, 2015).

Kısacası, tanımı geređi start-up’lara iliřkin henz herhangi bir gelir-gider ve nakit akıř verisi bulunmadıđından, bunların gelecekte elde edecekleri nakit akıřlarını da tutarlı biimde tahmin etmek ok zordur. Damodaran’ın (2009) da belirttiđi gibi, bir start-up’ın deđerini, mevcut aktif kıymetleri ile kaliteli bymeyi sađlayacak aktif kıymetler iin ne kadar yatırım yapılması gerektiđi ve bunun getiri oranının ne olacađı ve bu fikri icraata dnřtrecek kilit

personelin gelecekte projeye olan bağlılığı belirleyecektir. Esasında, kaliteli büyüme için yatırımın getirisinin yatırımın maliyetinden çok büyük ve sürekli olmasına dair bu kısa tanım, büyük ölçüde start-up’ın sahip olduğu cazip fikrin gerçekleşmesine ve ortaya bir yeniliğin (inovasyon), buluşun veya faydalı modelin vb.’nin çıkmasına bağlı olmaktadır. Özetle, herhangi olgun bir şirket için olduğu kadar bir start-up için de sahip olunan yaratıcı fikir, iyi bir ekip ve bunların kullanacağı yatırım sermayesine sahip olunması şarttır. Bu değişkenlerin verileri, geleneksel muhasebe tekniklerini kullanan finansal tablolardan (bunların bilançoda mevcut olmaması nedeniyle) elde edilemediğine göre, gelenekselleşmiş yöntemlerin dışında başka yöntemlerin de uygulanması düşünülmelidir.

Bu nedenle, bu çalışmada yenilik(inovasyon) yapmış olan ekonomiler için literatürde sıkça kullanılmış olan ‘Augmented (genişletilmiş) Cobb-Douglas’ (C-D) üretim fonksiyonunu kullanılması amaçlanmıştır. Her ne kadar C-D üretim fonksiyonu bir ülkedeki makro-üretim miktarını, makro-ekonomik büyümeyi ve faktör verimliliğini açıklamak için formüle edilmiş olsa da bazı varsayımlarla makro ekonomik olduğu kadar mikro ekonomik tahminler için de kullanılabilirliğini kabul etmek gerekir. Bir işletmenin değerinin, o işletmenin gelecekteki tüm faiz, vergi, tükenme payı ve amortisman öncesi kazançlar (FAVÖK (EBITDA): Earnings before interest, tax, depreciation and amortisation) toplamının iskonto edilmiş halinin, uzun vadede, bazı küçük varsayımlarla, o işletmenin indirgenmiş net serbest nakit akışına yakınsayacağı varsayılabilir. Bu çerçevede, C-D üretim fonksiyonu, bir işletmenin üretim miktarını tahmin etmede kullanılabiliriyorsa, bu işletmenin değerini bulmak amacıyla da kullanılabilir. Çünkü, gelecekteki tüm üretimden elde edilen gelirin fiyat artışlarının olmadığı bir ortamda yani sabit fiyatlarla çarpımı sonunda bulunan değer, o işletmenin getireceği gelirlerin toplamına ve nakit akışına yaklaşık bir değere sahip olacaktır.

Genişletilmiş C-D üretim fonksiyonu aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$Q(t) = A(t) * K(t)^\alpha * L(t)^\beta \quad (4)$$

Eşitlik 4’te yer alan; Q üretim miktarını (Tüm fiyatların sabit olduğunu varsayarsak, reel kazanç olarak da alınabilir), A toplam faktör verimliliğini (Teknoloji düzeyi, inovasyon sayısı, Ar-Ge harcamalarının vb. etkisi), K sermaye (yatırım) mallarını, L beşeri sermayeyi (Toplam işgücü, ekip, çalışan veya çalışabilir nüfus), α üretimin sermaye mallarına olan kısmi esnekliğini, β üretimin insan kaynaklarına olan kısmi esnekliğini ve t zamanı temsil etmektedir.

Buradaki $A(t)$ ifadesi, üretime K ve L dışında yapan bütün etkenleri kapsamaktadır. Üretime katkı yapan etkenlerin başında, teknolojik gelişmeye imkan veren inovasyonlar, buluşlar, yeni faydalı modeller ve yeni iş yapış tarzları vb. gelmektedir. $A(t)$, teknolojik gelişmeler dahil her türlü nedenle meydana gelen toplam faktör verimliliğini göstermektedir. Ancak, matematiksel modelin tanımlanmasına göre, teknolojik gelişmenin sadece sermaye malları veya sadece işgücü verimliliğindeki artışları da göstermesi sağlanabilir. Özetle, $A(t)$ ’nin üretim modelinde yer almasının nedeni, teknolojik gelişmenin K ve L ’nin verimliliğini yalın bir makinenin veya işgücünün yapabileceğinin çok üstünde artıracağına varsayılmasıdır (Nicholson, 1989: 290-298).

Cobb-Douglas (C-D) üretim fonksiyonu, doğrusal olmayan bir üretim fonksiyonudur. Bu fonksiyonun logaritması alındığında ekonometrik olarak tahmin edilebilir (doğrusal) hale gelir:

$$\text{Log}Q(t) = c + \alpha \text{log}K(t) + \beta \text{Log}L(t) + u(t) \quad (5)$$

Eřitlik 5'te, sabit katsayı ($c = \log A(t)$), K ve L'nin haricinde, üretimi etkileyen tüm deęişkenleri, normal şartlar altında, üretimdeki yenilikleri veya krizleri; Q(t), gelecekteki tüm gelirler ve dolayısıyla deęerler toplamını (yani, V(t)'yi); L ise, projede yer alan kilit personeli göstermektedir. Bu fonksiyon, işletmenin deęerinin, ekibi ve sermaye mallarının yanı sıra sahip olduęu yeni fikir, buluş, uygulama vs. sayesinde üretimde saęlanan yenilik ile açıklanabileceğini ifade etmektedir.

Bu çalışmada, yukarıdaki genişletilmiş C-D üretim modeli kullanılarak, gelecekte bir işletmede elde edilecek üretimi tahmin edip, bu tahminleri bir finansal deęerleme modeline dönüřtürme amaçlanmıştır.

Deęerlemede, genellikle *doęrusal* modeller kullanılmaktadır. Oysa, günümüzdeki teknolojik gelişmeler ve internet uygulamaları, içsel (endogenous) büyüme teorisine uygun olan *üssel (exponential)* ya da burada denendięi gibi *logaritmik* büyümeyi mümkün kılmaktadır. Buna örnek olarak sanal uygulamalar (application), e-ticaret yapan siteler, internet üzerinden hizmet veren eğitim, danışmanlık, sosyal medya vb. şirketler verilebilir. Bu nedenle, e-ticaret sitelerinin 'doęrusal olan' duraęan (steady state) deęerleme yöntemleriyle deęerlenmesi, yanıltıcı olabilir. Roubalova ve Viskotova (2019), zaman eklenerek dinamik hale getirilmiş olan genişletilmiş C-D üretim fonksiyonunun, duraęan modelden daha tutarlı sonuçlar verdięini göstermiştir. Ancak, bu tür bir dinamik model, zaman serisi kullanmayı gerektirmesi ve fakat Türkiye'deki start-up'ların deęerlerine iliřkin verilerin henüz yeteri uzunlukta olmaması nedeniyle, gelecek çalışmaların konusu olarak düşünölmelidir.

Start-up deęerlemesi için genişletilmiş C-D üretim fonksiyonundan esinlenilerek, tüm fiyatların sabit kaldıęı varsayımıyla, ařaęıdaki model kullanılabilir.

$$\log Q(t) = \log V = c_1 + c_2 \cdot \log K + c_3 \cdot \log L + c_4 \cdot \text{EKD} + c_5 \cdot \text{ÖD} + u(t) \quad (6)$$

Tüm regresyon analizleri en küçük kareler (OLS) yöntemiyle yapılmıştır. Bütün analizlerde, start-up (post-money) deęeri (V), baęımlı deęişken olarak alınmıştır. Modellerde kullanılan açıklayıcı (baęımsız) deęişkenler ve tanımları;

EKD: Start-up'ın içinde bulunduęu endüstrinin kukla deęişkeni (İlgili endüstrideki deęeri 1, tüm dięer hallerde sıfır).

ÖD: Start-up'ın ölçeklenebilme derecesi. Her bir şirkete on (10) ila 100 (en yüksek derecede ölçeklenebilme) arasında bir deęer verilerek oluşturulmuştur. Bu deęişken, start-up'lar için en çok aranan özelliklerden birisidir çünkü genel olarak start-up'ların on yıldan sonra çok azı büyük ölçeęe çıkabilmekte ve çok daha az bir olasılıkla da unicorn olabilmektedir. Özellikle, internet üzerinde çalışan uygulama ve sitelerin, herhangi bir teknolojik kapasiteye, coęrafi alana, dile, kültüre veya bir başka kısıtlayıcı sınıra tabi olmaksızın, aynı zamanda kalite ve etkinliğinde bir azalma ve geliri artarken sabit maliyetinde büyük bir artış yaşamadan hizmet verebilme kabiliyetini ve kapasitesini göstermektedir. Ölçeklenebilirlik derecesi, genel olarak bir girişimin oluşturduęu ortaklıklar, network (iş aęı), bulut teknolojisi, modüler yapı, süreç otomasyonu, birçok ülke ve coęrafyaya yayılabilmeye özellięi, sürdürülebilir iş modeli gibi niteliklere göre belirlenmektedir (Jakobsson ve Jenefeldt, 2020; Susilo, 2020; Hanifzadeh vd., 2021; Ramos ve Pedrosa, 2022; Lange vd., 2023; Neves ve Zilber, 2023).

Bu çalışma için oluşturulan ölçeklenebilirlik endeksi, projelerin KFP'deki bilgi formları, web siteleri ve basındaki yazılar ve haberler incelenmiş ve start-up'ın üreteceęi veya ürettięi

projenin (web sitesi, uygulama, metodoloji, patent vb.) her coğrafyada kolay kullanılabilir, ihtiyaç duyulan, geniş kitlelerin talep edebileceği ve yararlanacağı ve satın almak isteyeceği bir ürün veya hizmetin, talep arttığında kesintisiz olarak ve *azalan* bir marjinal maliyetle verilebilir olmasına göre puanlanarak tarafımızca belirlenmiştir.

PEN: Ekibin yapısı. Start-up’ların websitelerindeki bilgilerden ve KFP’lerin bilgi formlarından, kurucu ekiplerin profilleri incelendikten ve ekibin proje amacına uygun olarak oluşturulup oluşturulmadığı belirlendikten sonra, her bir şirkete on (10) ila 100 (en yüksek derecede uygunluk) arasında tarafımızca bir değer verilerek oluşturulmuştur.

PhD: Ekipteki doktoralı kurucu veya Ar-Ge elemanı sayısı.

MA: Ekipteki yüksek lisanlı (MA) kurucu veya Ar-Ge elemanı sayısı.

NOI: Kurucu sayısı.

K: Sermaye Malları. Sahip olunan alet, teçhizat, bilgisayar donanımları, yazılımları, patentler, vb. Start-up’larda, fikir veya proje dışında henüz kayda değer miktarda sermaye malı (K) olmadığı için, bu değişken (K) ihmal edilebilir.

EKD: Endüstriyi gösteren kukla değişken.

Diğer taraftan, işgücü (L) yerine, start-up’taki çekirdek (kilit) kadronun niteliklerini gösteren PEN’i koymak gerekir çünkü burada bir maldan ziyade bir yenilik yapılmaya çalışıldığından, yeniliği yapacak olan çekirdek kadronun niteliklerini (PEN) hesaba katmak yeterli olacaktır. Buna göre, tahmin edilecek olan nihai model şöyle olmaktadır:

$$\text{Log. } V = c_1 + c_2.PEN + c_3.EKD + c_4.ÖD + u(t) \quad (7a)$$

veya

$$V = c_1 + c_2.PEN + c_3.EKD + c_4.ÖD + u(t) \quad (7b)$$

4. Kullanılan Yöntem, Veriler ve Tahmin Sonuçları

Bu bölümde, önerilen modelin tahmin yöntemi ve verileri açıklanmaktadır. Bu çalışmada ele alınan genişletilmiş C-D modelini tahmin etmek için, normal en küçük kareler yöntemi (OLS) ve Türkiye ekonomisi verileri kullanılmıştır. Kullanılan veriler, 2022 ve 2023 yıllarında Türkiye’de hızla çoğalan GSYF’lerin yaptığı start-up hisse yatırımlarından ve KFP’lerin gerçekleştirdiği kitle satışlarından sonraki (post money) değerlerden derlenmiştir. Türkiye’de son yıllardaki GSYF ve KFP sayısındaki gelişmeler Tablo 4’te sunulmuştur.

Tablo 4. GSYF ve KFP Sayısındaki Değişim (2020-2023)

Yıl	Yeni Kurulan GSYF Sayısı	Yeni Kurulan KFP Sayısı
2020	32	-
2021	87	5
2022	94	3
2023*	38	3

Kaynak: www.tefas.gov.tr; www.kap.gov.tr ve SPK.

Not: * 2023 yılı ilk 6 ay verilerini ifade etmektedir.

Türkiye’deki sermaye piyasası mevzuatı henüz GSYF ve KFP’lerden elde edilen verilerin tek bir yerde yayınlanmasını ve paylaşılmasını zorunlu kılmadığından, GSYF’lerce yapılan satın almaların maddi boyutları ve KFP’ler vasıtasıyla yapılan kitlelere satılanların değeri, Türkiye Ticaret Sicili kayıtlarından, kamu bilgilendirme platformuna (www.kap.gov.tr) yapılan bildirimlerden ve/veya KFP’lere konulan bilgi formlarından derlenmiştir.

Bu kapsamda yapılan derleme sonucunda, Türkiye’de 2022-2023 yıllarında 25 adet birinci tur GSYF satın almasına ilişkin değerlendirme; 18 adet kitle fonlaması yapılan start-up’ın değerlendirme verisi bulunabilmiş ve kullanılmıştır. KFP üzerinden satın alınan 18 adet start-up’ın hangi endüstriye ait olduğu ve endüstriyel şirket değerleri istatistikleri Tablo 5’te yer almaktadır. Tablo 5’e göre, en çok değere sahip olan start-up’lar yüksek teknoloji (SAAS: Software as a service (hizmet veren yazılım)), çağrı merkezi, yapay zekâ yazılımlarıyla üretim vb.) yenilikleri üzerinde çalışmakta; en düşük değere sahip olanlar da eğitim sektöründeki yenilikler üzerinde çalışanlar olmaktadır.

Tablo 5. KFP Üzerinden Pay Satışında Start-up’ların Ortalama Değeri (2022-2023)

Endüstri	Start-up’ın Ortalama Değeri (TRY)	Start-up’ın Ortalama Değeri (USD)
Yüksek Teknoloji	19,050,000	1,642,365
Pazarlama	13,090,909	1,187,212
Sağlık	11,119,323	1,000,249
Eğlence	10,202,608	803,236
Tarım ve Gıda	9,950,681	712,216
Eğitim	8,095,070	644,429

KFP üzerinden alınan 18 adet start-up’ın toplam tanımlayıcı istatistikleri Tablo 6’da yer almaktadır. Bu tabloya göre, yatırımcılar start-up’lara KFP üzerinden ortalama 108,502 ABD doları yatırım yapmakta; girişimciler kitle fonlama yatırımcılarına ortalama olarak bir start-up’ın %10,67’sini satmakta; bu yatırım tutarı tüm yatırıma oranlandığında, KFP üzerinden kitle yatırımına açılan bir start-up’ın yatırım sonrası ortalama değeri (post money value) 988,359 ABD doları olarak hesaplanmaktadır.

Tablo 6. KFP’ler Üzerinden Satışta Tüm Start-up’ların Değer İstatistikleri (2022-2023)

	Yatırım Tutarı (TRY)	Yatırım Tutarı (USD)	Satın Alınan Yüzde	Şirket Değeri (TRY)	Şirket Değeri (USD)
Ortalama	1,341,915	108,502	10.67	11,957,616	988,359
Medyan	960,000	95,587	11.00	11,501,361	800,159
Maksimum	6,240,000	462,037	18.00	39,000,000	2,887,734
Minimum	300,000	35,778	5.00	3,571,429	376,681
Std, Sapma	1,307,565	94,333	3.56	7,649,788	570,230
Eğim (Skewness)	3.099	3.087	0.169	2.497	2.212
Kurtosis	12.332	12.362	2.408	9.916	7.985
Jarque-Bera	94.13	94.36	0.348	54.586	33.318
Olasılık	0.0000	0.0000	0.840	0.0000	0.0000
Gözlem sayısı	18	18	18	18	18

Not: Şirket değerlerine ait olan standart sapmanın, ortalama değerden çok küçük olması veri setinin aynı kümeye ait olduğunu göstermektedir. Şirket değeri verilerinin eğiminin sıfırdan farklı olması dağılımın asimetrik olduğunu, kurtosisin ise 3’e yakın olmaması ise normal dağılımdan farklı yani kalın bir dağılım eğrisine sahip olduğunu göstermektedir. Şirket değerlerine ait Jarque-Bera testinin olasılığının(p-değeri) yüzde sıfır(0) olması, normal dağılım olduğu varsayımına ait H_0 hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. Ancak, seriye dair önemlilik testi sonucuyla, uygulamadaki önemliliğin farklı kavramlar olduğunu hatırlamak gerekir (bkz. Maddala, 1988: 22).

Türkiye’de 2022-2023 döneminde GSYF’lerce birinci tur yatırımlar sonucunda (GSYF’larınca satın alınan start-up’lar, genellikle satacakları ürünün veya hizmetin prototipini üretmiş ve hatta az ya da çok satış yapmaya başlamış işletmelerdir) satın alınan 25 start-up için tanımlayıcı istatistikler Tablo 7’de sunulmuştur. Tablodan görüleceği üzere, GSYF’ler tarafından satın alınan start-up’lar arasında, en çok değere sahip olan start-up’lar yüksek teknoloji yenilikleri üzerinde, en düşük değere sahip olanlar da eğitim sektöründeki yenilikler üzerinde çalışmaktadır. Bu açıdan bakıldığında, kitle fonlama yatırımcılarının endüstri tercihi sıralamasıyla, GSYF’lerin sıralaması neredeyse özdeşdir. Bu özdeşlik, start-up’lar için yapılan değerlemenin, işletmenin içinde bulunduğu endüstri hakkındaki genel algıyla ilgili olduğunu göstermektedir.

Tablo 7. GSYF’lerce Pay Alımında Start-up’ların Endüstrilere Göre Ortalama Değeri (2022-2023)

Endüstri	Ortalama Değer (TRY)	Ortalama Değer (USD)
Yüksek Teknoloji	165,798,436	17,574,351
Otomobil (Batarya)	65,982,563	7,673,414
Sağlık	50,567,444	3,330,208
Finansal Teknoloji	32,590,500	2,346,190
Tarım ve Gıda	29,933,350	2,138,056
Eğlence	20,737,330	1,949,135
Pazarlama	15,000,000	1,466,056
Güvenlik	19,197,006	1,310,785
Eğitim	9,500,000	880,531

GSYF’ler tarafından birinci tur yatırım aşamasında satın alınan 25 adet start-up’ın toplam tanımlayıcı istatistikleri Tablo 8’de yer almaktadır. Tabloya göre, GSYF’ler, satın aldıkları start-up’lara bir kısım pay karşılığında ortalama 407,985 ABD doları yatırım yapmakta, yapılan yatırımla ortalama olarak bir start-up’ın %11,24’ü satın alınmakta, bu yatırım tutarı tüm yatırıma (post money value) oranlandığında, GSYF’ler tarafından ortak olunan bir start-up’ın ortalama yatırım sonrası değeri 4,307,741 ABD doları olarak hesaplanmaktadır.

Tablo 8. GSYF’lerce İlk Tur Pay Alımında Tüm Start-up’ların Değer İstatistikleri (2022-2023)

	Yatırım Tutarı (TRY)	Yatırım Tutarı (USD)	Satın Alınan Yüzde	Şirket Değeri (TRY)	Şirket Değeri (USD)
Ortalama	4,152,268	407,985	11.24	45,684,979	4,307,741
Medyan	1,600,000	100,000	8.00	24,396,977	1,845,466
Maksimum	31,009,703	3,666,663	32.00	395,196,262	46,728,972
Minimum	122,218	9,003	2.00	548,130	40,392
Std. Sapma	6,584,762	762,839	9.00	77,937,637	9,235,279
Eğim (Skewness)	2.97	3.38	1.00	3.83	4.13
Kurtosis	12.28	14.64	2.70	17.61	19.37
Jarque-Bera Testi	126.65	188.87	4.27	283.61	350.83
Olasılık	0.00000	0.00000	0.1177	0.00000	0.00000
Gözlem sayısı	25	25	25	25	25

Not: Şirket değerlerine ait olan standart sapmanın, ortalama değerden çok büyük olması veri setinin çıkıntı (outlier) değerler içerdiğini veya türdeş olmayabileceğini göstermektedir. Şirket değeri verilerinin eğiminin sıfırdan farklı olması dağılımın asimetrik olduğunu, kurtosisin üçe (3) yakın olmaması ise normal dağılımdan farklı yani kalın bir dağılım eğrisine sahip olduğunu göstermektedir. Şirket değerlerine ait Jarque-Bera testinin olasılığının (p-değeri) yüzde sıfır (0) olması, normal dağılım olduğu varsayımına ait Ho hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. Ancak, seriye dair önemlilik testi sonucuyla, uygulamadaki önemliliğin farklı kavramlar olduğunu hatırlamak gerekir (bkz. Maddala, 1988: 22).

Bilindiđi üzere, GSYF'ler, üzerinde çalıştıđı yeniliđin prototipini tamamlamıř ve satıř ařamasına gelmiř veya gelmek üzere olan řirketlere yatırım yapmaktadır. KFP'lerde hissesi satılan start-up'lar ise, henüz daha yeni kurulmuř olan, yapacađı yeniliđin tanımından ve bunu yapacak ekibin özgeçmiřinden bařka bir varlıđı olmayan ve fakat sadece KFP'lerin yatırım komitesince beęenilmiř bir fikri veya projesi olan řirketlerdir. Buna göre, bir start-up KFP ařamasında, ortalama 988,359 ABD doları deęere sahipken; prototip üretimini yapma ařamasına gelen bir start-up ise, 4,307,741 ABD doları deęere eriřmektedir.

Ařađıda, yukarıda yer alan yarı logaritmik (7a) ve dođrusal (7b) modelleriyle yapılan regresyon analizlerinden sadece istatistiki olarak anlamlı çıkan modellerin sonuçlarına yer verilmiřtir. Bu çerçevede, ařađıda genel F-testi istatistiđi ve düzeltilmiř R-karesi yüksek olan modeller tabloya konulmuřtur. Bu tablolara geçmeden önce, bu tablolardaki sonuçları elde etmek amacıyla, çok sayıda regresyon analizi yapıldıđını ve yarı logaritmik veya logaritmik modellerin anlamlı sonuçlar vermediđini; sadece dođrusal modelin anlamlı bir sonuç verdiđini; PEN (proje ekibinin niteliđini gösteren, eđitim düzeylerine iliřkin deęiřkenin) de anlamlı bir katsayı tahmini vermediđini; endüstriler arasında da sadece yüksek teknoloji endüstrisindeki start-up'ların kukla deęiřkeninin (EKD) istatistiki olarak anlamlı bir katsayı verdiđini; ÖD (ölçeklenebilirlik derecesi)'nin de pozitif bir katsayı verdiđini ve fakat istatistiki olarak anlamlı olmadıđını belirtmek gerekir. řirket kurucu sayısı (NOI), doktoralı (PhD), yüksek lisanslı ekip üyesi sayısının (MA) ise hiçbir modelde beklenen iřarete sahip olmadıđı ve istatistik olarak anlamlı bir katsayı vermediđi gözlemlendiđinden buraya konmamıřtır.

Buna göre, Türkiye'de 2022-2023 döneminde istatistiki olarak start-up'ların deęerini belirleyen ve beklenen katsayı iřaretine sahip deęiřkenler ile parametreleri ařađıdaki tablolarda yer almaktadır. Tablo 9'daki modeller, yüksek teknolojik özelliklere sahip projelerle, ekibinde yüksek lisans derecesi ve üstüne sahip olanların bulunduđu start-up'ların daha yüksek deęere sahip olduđunu göstermektedir. Bu modellerde ölçeklenebilirlik derecesine (ÖD) yer verilmemiřtir çünkü bu deęiřken modellere dahil edildiđinde F-testi istatistiđi ve düzeltilmiř R-Kare düşmektedir. Ayrıca, ÖD'nin katsayısı negatif çıktıđı için, beklenen etkinin tersine bir etki yaratıyor gözükmektedir.

Tablo 9. KFP'lerce Kitlelere Satılan Start-up'ların Deęerini Belirleyen Deęiřkenler (2022-2023)

Açıklanan Deęiřken	Sabit Parametre (c1)	Yüksek Teknoloji Kukla Deęiřkeni	Yüksek Lisans Derecesi Sahipliliđi	Düzeltilmiř R-Kare	Modelin F-Testi Katsayısı	F-Testi Olasılıđı	D-W İstatistiđi
Start-up Deęeri (TRY)	9,306,746 (2.260) (0.022)	9,147,164 (2.305) (0.036)	794,785 (0.200) (0.844)	0.16	2.663	0.102	1.094
Start-up Deęeri (ABD Doları)	730,811 (2.997) (0.009)	844,077 (3.171) (0.006)	89,967 (0.338) (0.740)	0.32	5.052	0.021	1.060

Not: Parametrelerin altındaki birinci parentez, t-istatistiđini; ikinci parentez, anlamlılık hipotezinin reddedilme olasılıđını göstermektedir.

KFP üzerinden satıřa çıkartılan tohum ařamasındaki start-up hisseleri her hâlükârda, diđer deęiřkenler sabitken, ortalama 730,811 ABD doları deđer taşımaktadır ki t-istatistiđi (2.997), bu katsayının istatistiki olarak anlamlı olduđuna iřaret etmektedir. Bu modellerde,

yüksek teknoloji fikrine sahip olan start-up’ların değeri, yüksek lisanslı çalışan istihdam etmekten daha çok değer yaratmaktadır. Bu modellerde, yüksek teknolojiye sahip bir start-up’ın değeri, 844,077 ABD doları; yüksek lisans derecesine sahip olan ekibi bulunan bir projenin değeri ise, 89,967 ABD doları artmaktadır. Bu iki modelin de F-istatistiği, buradaki parametrelerin reddedilme olasılığının çok düşük olduğuna işaret etmektedir. Düzeltilmiş R-Kare derecesi ise, ABD doları cinsinden model için %32’ye erişmektedir. Buna göre, bu model, bir start-up’ların değerinin %32’sini açıklamaktadır. Bu değer (yani, %32), zaman serisi analizi için düşük olmakla birlikte, yatay kesit verileri için belli ölçüde dikkate alınabilir bir seviyedir.

Tablo 10’da yer allan modeller, yüksek teknolojik özelliklere sahip projelerle, ölçeklenebilir projeye sahip olan start-up’ların daha yüksek değere sahip olduğunu göstermektedir. Bu modellerde ekibin niteliğini gösteren (yüksek lisans (MA) ve doktora (PhD) değişkenlerine) yer verilmemiştir çünkü bu değişkenler modellere dahil edildiğinde F-testi istatistiği ve düzeltilmiş R-Kare düşmektedir. Buna göre, bu aşamada artık prototip üretimini yapmış olan bir işletmenin ekibinin eğitiminden daha çok projenin ölçeklenebilirliğine bakılmaktadır denebilir.

Tablo 10. GSYF’lerce Satın Alınan Start-up’ların Değerini Belirleyen Değişkenler (2022-2023)

Açıklanan Değişken	Sabit Parametre (c1)	Yüksek Teknoloji Kuklası	Ölçeklenebilirlik Derecesi	Düzeltilmiş R-Kare	Modelin F-Testi Katsayısı	F-Testi Olasılığı	D-W İstatistiği
Start-up Değeri (TRY)	16,684,708 (0.448) (0.658)	134,641,460 (3.286) (0.003)	201,938 (0.367) (0.717)	0.28	5.702	0.010	0.992
Start-up Değeri (ABD Doları)	878,033 (0.193) (0.849)	14,838,001 (2.960) (0.007)	25,929 (0.385) (0.704)	0.23	4.667	0.021	1.029

Not: Parametrelerin altındaki birinci parantez, t-istatistiğini; ikinci parantez, anlamlılık hipotezinin reddedilme olasılığını göstermektedir.

GSYF’lerce satın alınan fikir veya proje şirketlerinin (start-up’ların) hisseleri, K ve L’deki değişimlerin sıfır olduğu varsayıldığında, ortalama 878,033 ABD doları değer taşımaktadır. Bu sabit katsayının t-istatistiği (0.193), bu sabit katsayının istatistiki olarak anlamlı olmadığını göstermekle birlikte, bu modellerin F-İstatistiğinin yüksek olması, genel olarak tahmin sonuçlarının anlamlı olduğuna işaret etmektedir. Bu modellerde, yüksek teknoloji fikrine sahip olan start-up’ların değeri, ölçeklenebilirliğin yarattığı değerden daha yüksek bir etki yaratmaktadır. Bu modellerde, yüksek teknolojiye sahip bir start-up’ın değeri, 14,838,001 ABD doları; ölçeklenebilirlik özelliği olan bir projenin değeri ise, 25,929 ABD doları artmaktadır.

Tablo 10’daki iki modelin de F-istatistiği, buradaki parametrelerin reddedilme olasılığının çok düşük olduğuna işaret etmektedir. Düzeltilmiş R-Kare derecesi ise, ABD doları cinsinden model için %23’ye erişmektedir. Buna göre, bu model, tohum aşamasını geçmiş start-up’ların değerinin %23’sini açıklamaktadır. Bu değer de (yani, %23), zaman serisi analizi için düşük olmakla birlikte, yatay kesit verileri için belli ölçüde dikkate alınabilir bir seviyedir.

Bu modeller, GSYF’lerce seçilen start-up’ların değerinin sadece yüksek teknoloji şirketleri söz konusu olduğunda, ortalamanın üzerinde bir değer verilerek satın alınmakta; diğer

endüstrilerde bulunan start-up'ların deęerini ise istatistiki olarak anlamlı biçimde açıklamamaktadırlar. Esasen bu sonuç, beklenenin aksine bir durum içermektedir. Buna göre, eęer kullanılan veri sayısı artarsa, elde edilecek sonuçların, start-up deęerlemesinde iřletmenin içinde bulunduęu endüstrinin önemli olduęunu göstermesi muhtemeldir. Zira, yukarıda tanımlayıcı istatistikler göstermektedir ki elektrikli otomobil, biyoloji ve finansal endüstriler gibi yüksek teknolojiyle uğrařan start-up'lar daha çok tercih edilmektedir. Bu da arz-talep kanununa uygun olarak, onların fiyatını artıracaktır.

Dięer bir husus da projeye ilgili algılara dayanarak oluşturulan ölçeklenebilirlik katsayılarının subjektif ve dolayısıyla doęru bir sonuç vermekten uzak olma olasılıęıdır. Start-up'lar için ölçeklenebilirlik ve risk verilerinin oluşturulması, bu çalıřmada kullanılan modelin deęerlerinin doęru tahmini bakımından çok büyük öneme sahiptir. Bu verilerin oluşturulması ve test edilmesi amacıyla gelecekteki arařtırmaları, bu iki deęiřkeni daha saęlıklı biçimde ölçmek için derinleřtirmek, literatüre önemli bir katkı yapacaktır.

Bu çalıřmada, ölçeklenebilirlik deęiřkeni tarafımızca olabildięince objektif biçimde endekslenmeye çalıřılmıřtır. Buna raęmen, *ölçeklenebilirlik derecesi* (ÖD) için daha net ve standart tanımlar geliřtirilmesinde ve yayımlanmasında fayda vardır. Bunun için, ölçeklenebilir bir uygulama veya ürünün, her coęrafyada din, dil, kültür, ırk, beęeni, ölçek ve girdi-çıkıtı ayırımına ve hukuksal kısıtlamalara maruz kalmadan uygulanabilmesini ve azalan marjinal maliyet kavramını ölçen bir deęiřken -tercihen bir endeks- oluşturulmalıdır.

Start-up'ların deęerini etkileyen start-up'ın içinde bulunduęu ülkenin tařıdığı risk katsayısı ve aęırlıklı ortalama sermaye maliyeti (AOSM) gibi deęiřkenlerin, gelecek çalıřmalarda, geniřletilmiş Cobb-Douglas üretim tahmin modeline dahil edilmesi de düşünölmelidir.

5. Sonuç

Türkiye'de 21. yüzyılın bařlarında start-up ekosisteminin önemli bir sac ayaęını oluřturan teknoparkların kurulmaya ve üniversitelerin Ar-Ge konusunda daha çok teřvik edilmeye bařlamasıyla birlikte, sanayi-üniversite iř birlięi artmıř ve start-up sayısı hızla çoęalmaya bařlamıřtır. Melek yatırım aęları, GSYF ve ortaklıkları, KFP gibi hızlandırıcıların da 2010'den itibaren çoęalmasıyla birlikte start-up ve inovasyon ekosistemi önemli finansman kaynaklarına kavuřmaya bařlamıřtır (Tekin, 2021). Bu ekosistem içindeki start-up piyasanın adil, etkin ve verimli çalıřması ve paydařların zarar görmemesi bakımından, start-up'ların yatırımcı arayıřlarındaki birinci ve ikinci turlarında veya dięer ařamalarda, yatırımlarının ve projelerinin doęru bir deęerlemeye tabi tutulması şarttır. Start-up'ların doęru deęerlenmemesi, gelecekte çok büyük deęer kazanabilecek bir projenin göz ardı edilmesi veya ileride bařarısızlıęa uğraması kesin olan bir fikre kaynak ayrılarak israfa sebep olması sonucunu doęurabilir. Bu nedenle, üretilen bir yenilięin doęru biçimde deęerlenerek, giriřimcinin adil bir çıkıřla (exit) ve/veya finansmanla ödöllandirilmesi gerekir.

Bu amaçlar doęrultusunda, bu arařtırmada, start-up'ları doęru ve önemli niteliklerini esas alıp endeksleyerek, kaynaklardan etkin biçimde pay almasını saęlayacak olan alternatif nesnel bir deęerleme modeli önerilmektedir. Böylece, Berkus, puan kartı (scorecard) veya risk faktörlerini toplama yöntemi gibi henüz istatistiksel bir ölçüme kavuřmamıř niteliksel start-up deęerleme modellerini, niceliksel bir modele kavuřturmak mümkün olmaktadır. Bu çalıřma

aynı zamanda, Damodaran’ın (2009) önerdiği gibi, benzer projeleri yapan start-up’ların rakiplerinin esas alınarak göreceli değerlendirme (relative valuation) yaklaşımının ekonometrik bir model çerçevesinde kullanılmasına imkânı vermektedir. Berkus modeli gibi niteliksel modeller genellikle gelişmiş ülkelere özgü öznel değerlendirme sonuçlarını yansıtırken, bu çalışmada, yerelleştirilebilen ve veriye dayalı daha nesnel bir değerlendirme modelinin nasıl oluşturulacağı açıklanmıştır.

Türkiye’de 2022-2023 döneminde KFP üzerinden tohum aşamasında satılan ya da GSYF tarafından birinci turda satın alınan start-up’ların yatay-kesit verileri ve genişletilmiş Cobb-Douglas üretim modelinin kullanıldığı bu çalışmada, normal en küçük kareler regresyon analiziyle söz konusu start-up’ların yatırım sonrası (post money) değerlerini etkileyen değişkenler araştırılmıştır. Araştırma sonuçları, eldeki veri sayısının kısıtlı olmasına rağmen, KFP’lerce satılan start-up’ların hisselerinin değerleri için yüksek teknolojinin ve proje ekibinin eğitim derecelerinin önemli bir etkiye sahip olduğunu; GSYF’lerce yapılan değerlemelerde ise, start-up’ların yüksek teknolojiye ve ölçeklenebilirlik özelliklerine sahip projelerinin nispeten daha yüksek değere sahip olduğunu göstermektedir. Start-up’taki insan kaynağının ve kurucu ekibin çok önemli olduğuna dair bu bulgu, Rakhmayil ve Yüce (2008), Campani vd. (2021) ve Özdemir ve diğerlerinin (2024) vaka analizindeki tespitlerle aynı yöndedir.

Ayrıca, regresyon analizleri sonuçları, sermaye mallarının ve işgücündeki değişimlerin etkisi sıfır olduğunda bile, diğer bir deyişle, start-up’ların, sadece iyi ve gelecek vaat eden bir fikre ve ekibe sahip olduğunda bile önemli bir değere eriştiğini; örneğin, KFP’lerce hissesi satılan 18 adet start-up’ın sahip olduğu projenin sabit değerinin 730,811 ABD doları; GSYF’lerce satın alınan 25 adet start-up’ın değerinin yine aynı varsayımlar altında sabit olarak 878,033 ABD doları olarak hesaplandığını göstermektedir. Bu sabit değerlerin, projenin yüksek teknolojiye sahip olup olmadığına, ekibin eğitimine ve ölçeklenebilirlik derecesine göre daha da arttığını göstermektedir. Nitekim, tanımlayıcı istatistikler, GSYF’lerce yapılan satın almalarda oluşan ortalama start-up değerinin, KFP’lerce satılan değer (4,307,741/988,359=)4.36 katına eriştiği görülmektedir. O halde, start-up’ların arzuladıkları değere erişmeleri için, öncelikle, amaçladıkları yeniliklerin prototipini oluşturduktan sonra yatırım turuna çıkmaları ve tercihen GSYF’ler ile görüşmeleri tavsiye edilebilir. Bu husus, start-up’ların, en azından bir gayrimaddi hak elde edinceye kadar olan süreçteki nakit akışlarını da baştan çok iyi planlamalarını gerektirmektedir.

Ayrıca, bulunan sayısal sonuçlar, ABD’de çokça kullanılan Berkus, Puan Kartı yöntemi veya Risk Faktörlerini Toplama yöntemi gibi modellerin kullandığı katsayı ve değerlerin (yani, 250,000 dolar veya 500,000 dolar, vb.) Türkiye’ye ve benzeri gelişmekte olan ülkelere uygulanmasının mümkün olmadığını göstermektedir. Türkiye için bu çalışmada bulunan değerler Berkus (2016), Nasser (2016) ve Montani ve diğerlerinin (2020) söz konusu modellerdeki değer katsayılarından uzaktır. Bu tespit çok önem taşımaktadır çünkü piyasaya hissesini arz eden start-up’ların sahip oldukları değerleri doğru fiyatlayamaması veya alıcıların farklı değerler önermesi, muhtemel bir alım-satımın gerçekleştirilememesiyle, yani piyasasının etkin biçimde çalışmamasıyla sonuçlanmaktadır. Start-up’ların değerlendirilmesinde ABD’deki fiyatlara veya parametrelere bağlı kalmaktansa, bu çalışmada önerilen yerelleştirilebilir start-up değerlendirme yönteminin kullanılmasının daha doğru bir ölçüt (benchmark) oluşturacağı ve ayrıca ekonomik büyüme teorisine uygun yeni bir nisbi değerlendirme yöntemi getirdiği ifade edilebilir. Bu yöntem, Damodaran (2009) ve Altundal ve Başar’ın (2020) gelişmekte olan

ülkelerin farklı katsayılarla ve verilere sahip olduđu ve kullanılacak yöntemleri o ülkenin koşullarına uyarlanması gerektiđine dair kaygılarını da telafi edecek bir özelliđe sahiptir.

Bundan sonraki arařtırmalarda, ölçeklenebilirlik derecesini gösteren endeksin yanı sıra, mevcut ekosistemin sağladıđı teşviklerin, ülke ekonomisinin taşıdıđı risklerin, girişimin bulunduđu yerin ve proje ekibinin eğitim dışındaki niteliklerinin (tecrübe vs.) ve start-up'ın içindeki bulunduđu ekonominin makro-ekonomik değerlerinin de analize dahil edilmesi önerilir.

Diđer bir arařtırma konusu ise ölçeklenebilirlik endeksinin oluşturulma yöntemidir. Bu çalışma, literatürde henüz üzerinde uzlaşımış niceliksel ölçüm tekniđi olmayan ölçeklenebilirlik deđişkeninin nasıl oluşturulacađı ve kullanılacađı konusunda da bir yaklaşım içermektedir. Bununla birlikte, daha objektif ölçeklenebilirlik standardına ve ölçümüne ihtiyaç vardır. Bu amaçla, bütün endüstrileri kapsayacak start-up'ların ölçeklenebilirlik derecesini gösteren standart endekslerin ve tanımların geliştirilmesi yerinde olacaktır.

Bu çerçevede, start-up'ların dođru değerlerle finansman sağlanması amacıyla, ekosistemi oluşturan paydařlara özellikle sanayi ve teknolojiye sorumlu bakanlıklara, teknopark yönetimlerine ve Türkiye İstatistik Kurumu'na, teknoparklarda üretilen kişisel verileri koruma kurallarına aykırı olmayan büyük verinin (big datanın) derlenerek -tıpkı para ve menkul kıymet piyasalarında olduđu gibi- şeffaf biçimde yayınlanması, etkin bir piyasanın oluşması için büyük önem taşımaktadır.

Son olarak, bu çalışmanın öncü nitelikte bir arařtırma sonucu olup, kısıtlı veriyle yapıldıđı göz önünde bulundurulmalıdır. Günümüzde sayıları hızla artan GSYF ve KFP'lerce yapılan satın almalar sayesinde start-up'ların değerlerine ait veri sayısının artması beklendiđinden, bu çalışmada önerilen yöntemin daha geniş bir veri setiyle tahmin edilmesinin daha özgün ve istikrarlı (robust) sonuçlar vereceđi düşünölmektedir.

Arařtırma ve Yayın Etiđi Beyanı

Etik kurul izni ve/veya yasal/özel izin alınmasına gerek olmayan bu çalışmada arařtırma ve yayın etiđine uyulmuřtur.

Arařtırmacıların Katkı Oranı Beyanı

1. Yazar: Literatür taraması, yöntem oluşturulması, regresyon analizleri, makale yazımı: %100 katkı
 2. Yazar: GSYF ve KFP'lere ilişkin bilgilerin, girişim şirketlerinin ve diđer veri setinin derlenmesi, deđişkenlerin endekslerinin oluşturulması ve arařtırma yazılımlarının yazılması: %100 katkı.
- Bu çalışmada herhangi bir potansiyel çıkar çatışması bulunmamaktadır.

Destek ve Teşekkür Beyanı (Acknowledgements)

Yazarlar, bu çalışma hakkında yorumlarını, önerilerini ve desteklerini esirgemeyen Erol Taymaz (ODTÜ), Ece Handan Güleriyüz (Marmara Üniversitesi), Özlem Fikirli'ye (Ankara Üniversitesi), Editör Ersan Ersoy'a ve iki hakeme şükran borçludur.

Kaynakça

- Akkaya, M. (2019). Start-up valuation: Theories, models, and future. In S.D. Köseoğlu (Ed.), *Valuation challenges and solutions in contemporary businesses* (pp. 137-156). doi:10.4018/978-1-7998-1086-5.ch008
- Alexander, T.L. and Joseph, M.N. (2016). Statistical and machine techniques for assessing the status of startups. *International Journal of Advanced Research*, 4(5), 480-487. <http://dx.doi.org/10.21474/IJAR01/565>
- Altundal, V. ve Başar, M. (2020). *Erken aşama startupların finansmanı ve değerlemesi*. Ankara: Detay Yayıncılık.
- Ba, Z., Zhao, Y.C., Song, S. and Zhu, Q. (2021). Understanding the determinants of online medical crowdfunding project success in China. *Information Processing and Management*, 58, 102465. <https://doi.org/10.1016/j.ipm.2020.102465>
- Benninga, S.Z. and Sarig, O.H. (1997). *Corporate finance, a valuation approach*. New York: The McGraw-Hill Companies.
- Berkus, D. (2016). *After 20 years: Updating the Berkus method of valuation*. Retrieved from <https://berkonomics.com/?p=2752>
- Birley, S. and Westhead, P. (1994). A taxonomy of business start-up reasons and their impact on firm growth and size. *Journal of Business Venturing*, 9(1), 7-31. [https://doi.org/10.1016/0883-9026\(94\)90024-8](https://doi.org/10.1016/0883-9026(94)90024-8)
- Blackman, A. (2023). What is a startup? Basic definition and characteristics. Retrieved from <https://business.tutsplus.com/tutorials/what-is-a-startup--cms-26045>
- Blank, S. and Dorf, B. (2012). *The Startup owner's manual: The step-by-step guide for building a great company*. California: K & S Ranch.
- Campani, C.H., Cheng, Y.D.A. and Roquete, R.M. (2021). Founder's added value in a start-up valuation. Could an expert be worth an extra penny? *Journal of Administrative Sciences*, 27(2), 9872. <https://doi.org/10.5020/2318-0722.2021.27.3.10172>
- Çavuşoğlu, S.B. ve Göksu, T.S. (2024). Start-up projeleri ve yatırımları içerisinde spor: Ekosistem raporlarının incelenmesi. *International Journal of Human Sciences*, 21(1), 73-95. <https://doi.org/10.14687/jhs.v21i1.6455>
- Çitçi, U.S. ve Petekçi, S. (2022). Start-up anlatılarının argümantasyon perspektifinden değerlendirilmesi: İTÜ Big Bang start-up challenge örnek olayı. *KAÜİİBFD*, 13(Kongre Özel Sayısı), 258-279. <https://doi.org/10.36543/kauibfd.2022.ozelsayi12>
- Damodaran, A. (2009). *Valuing young, start-up and growth companies: Estimation issues and valuation challenges* (SSRN Working Paper No. 1418687). Retrieved from https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1418687
- Damodaran, A. (2021). *The little book of valuation*. New York: John Wiley and Sons.
- Dhochak, M. and Doliya, P. (2020). Valuation of a startup: Moving towards strategic approaches. *Journal of Multi-Criteria Decision Analysis*, 27(1-2), 39-49. <https://doi.org/10.1002/mcda.1703>
- Fitza, M., Dowling, M. and Dobliger, C. (2013). Does country matter for the performance of new ventures? *Frontiers of Entrepreneurship Research*, 33(19). Retrieved from <https://digitalknowledge.babson.edu/fer>
- Granlund, M. and Taipaleenmäki, J. (2005). Management control and controllership in new economy firms - A life cycle perspective. *Management Accounting Research*, 16(1), 21-57. <https://doi.org/10.1016/j.mar.2004.09.003>
- Hanifzadeh, F., Talebi, K., Sajadi, S.M. and Sakhdari, K. (2021). The impact of the entrepreneurial team on the scalability of start-ups. *Journal of Entrepreneurship Development*, 14(3), 421-440. doi:10.22059/jed.2021.319035.653601

- Hayatul, Y. and Rahadi, R.A. (2023). Start-up valuation methods: A literature review. *Himalayan Journals Economics and Business Management*, 4(3), 1-7. doi:10.47310/hjebm.2023.v04i01.045
- Hernández, C. and González, D. (2016). Study of the start-up ecosystem in Lima, Peru: Collective case study. *Latin American Business Review*, 17(2), 115-137. <https://doi.org/10.1080/10978526.2016.1171678>
- Hudson, M. (2015). *The art of valuing a start-up*. Retrieved from <https://www.forbes.com/sites/mariannehudson/2015/03/06/the-art-of-valuing-a-startup/>
- Jakobsson, E.F. and Jenefeldt, A. (2020). *Scalability in start-ups: A case study of how technological start-up companies can enhance scalability* (Unpublished doctoral dissertation). Linköping University, Linköping, Sweden.
- Lange, F., Tomini, N., Brinkmann, F., Kanbach, D.K. and Kraus, S. (2023). Demystifying massive and rapid business scaling – An explorative study on driving factors in digital start-ups. *Technological Forecasting & Social Change*, 196(2023), 122841. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2023.122841>
- Maddala, G.S. (1988). *Introduction to econometrics*. New York: Macmillan Publishing.
- Montani, D., Gervasio, D. and Pulcini, A. (2020). Start-up company valuation: The state of art and future trends. *International Business Research*, 13(9), 31-45. <https://doi.org/10.5539/ibr.v13n9p31>
- Moro-Visconti, R. (2019). *The valuation of technological start-ups* (SSRN Working Paper No. 3533876). Retrieved from https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3533876
- Nasser, S. (2016). How to value a start-up - 9 methods explained. Retrieved from <https://www.stephnass.com/blog/how-to-value-a-start-up>
- Neves, A.P.Z. and Zilber, S.N. (2023). Digital start-ups survivor and scalability: Identifying variables for accelerated growth. *Open Journal of Business and Management*, 11, 1927-1947. <https://doi.org/10.4236/ojbm.2023.115107>
- Nicholson, W. (1989). *Microeconomic theory: Basic principles and extentions*. The Dryden Press Publishing.
- Özdemir, S., Arslan, S. ve Özdemir, F. (2024). Türkiye’de startup girişimlerine bakış: Çanakkale ilinde bir vaka analizi. *Alanya Akademik Bakış Dergisi*, 8(2), 533-550. <https://doi.org/10.29023/alanyaakademik.1388324>
- Payne, B. (2011). Valuations 101: The risk factor summation method. Retrieved from <https://gust.com/blog/valuations-101-the-risk-factor-summation-method/>
- Peña, I. (2002). Intellectual capital and business start-up success. *Journal of Intellectual Capital*, 3(2), 180-198. <https://doi.org/10.1108/14691930210424761>
- Rakhmayil, S. and Yüce, A. (2008). Effects of manager qualification on firm value. *Journal of Business & Economics Research*, 6(7), 127-138. Retrieved from <https://core.ac.uk/>
- Ramos, P.H.B. and Pedroso, M.C. (2022). Main elements involved in the start-up scalability process: A study on Brazilian agtechs. *Revista de Gestao*, 29(3), 220-237. <https://doi.org/10.1108/REGE-04-2021-0070>
- Roubalova, L. and Viskovotova, L. (2019). The time augmented Cobb-Douglas production function. *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, 67(5), 1347-1356. doi:10.11118/actaun201967051347
- Santisteban, J., Mauricio, D. and Cachay, O. (2021). Critical success factors for technology-based startups. *International Journal of Entrepreneurship and Small Business*, 42(4), 397-421. <https://doi.org/10.1504/IJESB.2021.114266>
- Sudiyatno, B., Puspitasari, E., Suwarti, T. and Asyif, M.M. (2020). Determinants of firm value and profitability: Evidence from Indonesia. *Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 7(11), 769-778. Retrieved from <https://koreascience.kr/>

- Susilo, D. (2020). Scalable start-up entrepreneurship and local economic development in emerging economies. *Applied Economics Journal*, 27(2), 145-163. Retrieved from <https://ageconsearch.umn.edu/>
- Şahin, B.Ş. (2023). *Start-up firmalarının değerlendirilmesi ve start-up yatırımlarının başarısını etkileyen unsurlar* (Yayımlanmamış doktora tezi). Marmara Üniversitesi SBE, Türkiye.
- Şahin, B.Ş. ve Arzova, S.B. (2024). Start-up değerlemesinde alternatif bir yaklaşım: First Chicago yöntemi. *Mali Çözüm*, 34(182), 333-350. Erişim adresi: <https://www.proquest.com/>
- Tekin, E. (2021). Türkiye’de start-up ekosistemi üzerine bir değerlendirme. *Econder International Academic Journal*, 5(1), 33-48. <https://doi.org/10.35342/econder.847279>
- Vallejo-Alonso, B., García-Merino, J.D. and Arregui-Ayastuy, G. (2015). Motives for financial valuation of intangibles and business performance in SMEs. *Innovar*, 25(56), 113-128. doi:10.15446/inno var.v25n56.48994
- Welter, C., Scrimshire, A., Tolonen, D. and Obrimah, E. (2021). The road to entrepreneurial success: Business plans, lean startup, or both? *New England Journal of Entrepreneurship*, 24(1), 21-42. <https://doi.org/10.1108/NEJE-08-2020-0031>

START-UP VALUATION: A NEW METHOD PROPOSAL

EXTENDED SUMMARY

The Purpose of the Research

The aim of this research is to provide a quantitative econometric model for some qualitative start-up valuation models that have not yet been measured statistically in the literature, such as Berkus, scorecard valuation, or risk factor summation method. This paper proposes a new valuation method for start-ups, by which the value of a start-up is estimated by using the Cobb-Douglas Production Function and regression analysis techniques. This method can be said to be a new method for a relative valuation approach because it uses coefficients that are derived from the post-money value of the existing start-ups and the variables that quantify the scalability, the capability of the leading team, the industry, and other features of the start-up in question together, which is not elaborated in the previous researches.

Literature

The main literature area that is focused on the start-up valuation in this paper consists of recently developed techniques such as Berkus, scorecard, risk factor summation, First Chicago, and venture capital methods. Only in a few studies, are the regression estimation techniques used in order to determine the value of a start-up by using statistically significant explanatory variables of the dependent variable. This research has been the first which try to extend the regression analysis to find the start-up values in the context of augmented Cobb-Douglas production function.

Methodology

In this study, for the period of 2022-2023 in Turkey, the variables affecting the post-money values of the start-ups in question were investigated by using cross-sectional data of start-ups sold at the seed stage through crowdfunding platforms (KFP) or purchased in the first round by venture capital investment funds (GSYF) within the augmented Cobb-Douglas production function regressed with ordinary least square regression equations.

Findings

The research results show that, although the number of available data is limited, high technology and the education levels of the project team have a significant impact on the value of the shares of start-ups sold by KFPs; valuations made with GSYFs' data show that start-ups' projects with high technology and scalability features have relatively higher values. In addition, regression analysis shows that assuming the effect of changes in classical capital goods and labor force is zero, the constant(average) value of the project owned by 18 start-ups whose shares were sold by KFPs is USD730,811. The regression estimations also show that the value of 25 projects (start-ups) purchased by GSYF was calculated as a constant amount of USD 878,033 under the same assumptions. It shows that these constant values increase depending on whether the project is high-tech, the education of the team, and the degree of scalability. The study also shows that the augmented Cobb-Douglas production function can be used for the

relative valuation of the companies even though this function is used for finding the amount of production and the input factor elasticities.

Conclusions

The research results show that, although the number of available data is limited, high technology and the education levels of the project team have a significant impact on the value of the shares of start-ups sold by KFPs; valuations made with GSYFs' data show that start-ups' projects with high technology and scalability features have relatively higher values. In addition, regression analysis shows that even in the case of the effects of changes in capital goods and labor force are held to be zero, the values of start-ups whose projects and teams are promising, may reach considerable values because the constant(average) values in regression equations run for the 18 start-ups and the 25 GSYFs are estimated as USD730,811 and USD878,033, respectively. The regression analysis shows that these constant values increase depending on whether the project is high-tech, the education of the team, and the degree of scalability.

Thus, the numerical results found show that it is not appropriate to apply the values (i.e. 250,000 dollars or 500,000 dollars) to start-ups in Turkey, which are proposed by models such as Berkus, scorecard valuation method, or risk factor aggregation method for the start-ups in the USA. The values found in this study for Turkey are far from the value coefficients in the models in question. This finding is very important because young entrepreneurs who offer their shares to the market cannot price their values correctly and so the deal cannot be made, which implies that such misleading valuation and mispricing leads to inefficient start-up markets. It can be stated that this study brings a new start-up valuation method in line with the economic growth theory that can be used for every different country.

Using the start-up valuation method suggested in this research can yield more accurate and effective results rather than depending only on the values of start-ups in developed countries like the USA in the valuation of start-up companies. Also, by using the approach in this study, one can find start-up values by appointing values to their scalability, features of their teams, and other indicators for each industry in every country including the developing ones.

For research in the future, it is recommended to conduct a time series analysis by measuring the degree of scalability, investment risk, and the qualifications of the project team (including not only education but also experience). This study also includes an approach to how to create and use the scalability variable, where there is not yet a fully quantitative measurement technique in the literature. However, a more objective definition and measurement of scalability is still needed. For this purpose, it would be appropriate to develop standard indices that cover all industries and show the degree of scalability of start-up companies. Future studies should be expected to contribute to this subject.

Another conclusion of this study is that for a better and more efficient start-up ecosystem, the authorities of statistics should collect the big data and make it public without violating privacy and perfect competition. Finally, it should be taken into consideration that this study is a pioneering research result that was conducted with limited data. Since the amount of data on the values of start-up companies is expected to increase thanks to the rapidly increasing number of venture capital investment funds and acquisitions made by crowdfunding platforms, it is thought that estimating the method proposed in this study with a larger data set will provide more consistent and robust results.

KAMU ÇEVRE KORUMA HARCAMALARININ ATIK EMİSYONUNA ETKİLERİ: BÜYÜKŞEHİR STATÜSÜNDEKİ MAHALLİ İDARELER TEMELİNDE BİR İNCELEME

The Effects of Public Environmental Protection Expenditures on Waste Emissions:
An Analysis Based on Local Authorities with Metropolitan Status

Bilgen Tařdođan*^{ID}

Öz

Bu çalışmada “ortak finansman ilkesi” temelinde çevre koruma harcamaları üzerinde durulmaktadır. Türkiye’de toplam çevre koruma harcamaları içinde özel sektörün payı kamuya göre daha fazladır. Fakat, çevrenin kamusal mal kabul edilmesi ve çevre kirliliğinin yarattığı dışsallık piyasa mekanizması ile azaltılmamaktadır. Yürürlükteki mevzuatlar geređi kamunun yaptığı çevre koruma harcamalarının büyük oranda belediyeler tarafından gerçekleştirilmektedir. Bu noktayı ele alan çalışma, 2013-2021 dönemi için 30 büyükşehiri iki alt gruba ayırarak analiz etmektedir. 2012 yılı öncesi büyükşehir statüsü kazanan 16 il ve 2012 sonrası büyükşehir olan 14 ilin değerlendirilmesinden elde edilen bulgulara göre; 16 il mahalli idaresinin atık emisyonunu azaltabilmek için atık yönetimi harcamalarına ek olarak toprak, yeraltı ve yüzey sularının korunması ve kalitesinin iyileştirilmesi harcamalarına da daha fazla kaynak ayırarak atık emisyonunun azaltılmasına daha fazla katkı sağlamaktadır. 2012 yılı sonrası büyükşehir statüsü kazanan 14 ilde yapılan atık emisyonunun azaltılmasına yönelik kamu harcamalarının atık emisyonlarını azaltıcı etkisinin, 16 ile göre daha düşük olduğu tespit edilmiştir. Dolayısıyla kamu kaynaklarının daha etkin kullanımı ve çevre kirliliğini önleme çalışmalarının daha verimli olması için, 14 belediyenin atık yönetimi uygulamalarını ve emisyonu azaltıcı tedbirlerini, 16 ildeki uygulamaları takip ederek iyileştirmesi gerekmektedir.

Abstract

This study focuses on environmental protection expenditures based on the "co-financing principle". In Turkey, the share of the private sector in total environmental protection expenditures is higher than the public sector. However, the environment is considered as a public good, and the externality created by environmental pollution is not reduced by the market mechanism. According to the legislation in force, the majority of public environmental protection expenditures are made by municipalities. In this point, the study analyzes 30 metropolitan cities by dividing them into two sub-groups for the period of 2013-2021. According to the findings obtained from the evaluation of 16 cities that gained metropolitan status before 2012 and 14 cities that became metropolitan after 2012; municipalities of 16 cities have more contribution to the reduction of waste emission by allocating more financial resources for the protection and quality improvement of soil, groundwater and surface water in addition to waste management expenditures. The waste emission reduction effect of the public expenditures on reducing the waste emission in 14 cities that gained metropolitan status after 2012 had a lower impact than in 16 cities. Therefore, for more efficient use of public resources and more effective pollution prevention efforts, 14 municipalities should improve their waste management practices and emission reduction measures by following the practices in 16 cities.

Anahtar

Kelimeler:

Çevre Koruma
Harcamaları,
Atık Yönetimi,
Hava Kirliliđi,
Kamu
Ekonomisi.

JEL Kodları:

H23, H50,
Q58, H72

Keywords:

Environmental
Protection
Expenditures,
Waste
Management,
Air Pollution,
Public
Economy.

JEL Codes:

H23, H50,
Q58, H72

* Dr. Öğr. Üyesi, Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Maliye Bölümü, Türkiye, bilgen.tasdogan@hbv.edu.tr

Makale Geliř Tarihi (Received Date): 15.07.2024 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 09.09.2024

Bu eser Creative Commons Atıf 4.0 Uluslararası Lisansı ile lisanslanmıştır.



1. Giriş

Çevre kirliliği olgusunun geri planında artan nüfus, hızlı sanayileşme ve çarpık kentleşmeye bağlı olarak artan doğal kaynak tüketimi yatmaktadır (Uslu, 1996: 111). Dünyadaki gelişmelere paralel bir şekilde Türkiye’de de hızlı ekonomik büyümenin bir sonucu olarak kentleşme ve doğal kaynak tüketimi artarken atıkların artışı da dikkat çekici boyutlara ulaşmıştır (Yıldız, 2005: 171). Buna ek olarak çevre konusunda Türkiye’nin bazı yetersizliklerle karşı karşıya olduğu görülmektedir. Bunlar; çevre konularına yeterli düzeyde önemin verilmemesi, doğal kaynakların hızla kirleniyor olması, çevre ile ilgili verilerin sistematik olarak kayıt altına alınmamış olması, elde edilen verilerin doğrulama, değerlendirme ve bilgiye dönüştürme konusunda belirli bir standarda sahip olmaması ve çevre politikalarının yeter derecede güçlü olmaması şeklinde sıralanmaktadır (Toprak, 2006: 164).

Öte yandan çevre politikalarının en önemli araçlarından biri olan ve mali araç olarak bilinen çevre koruma harcamalarının seyri de konuyla ilgili önemli ipuçları vermektedir. Türkiye’de çevre harcamalarının kurumsal sektörlere göre dağılımı Tablo 1’de yer almaktadır. 2017’de toplam çevre harcamalarının dağılımındaki paylara bakıldığında yüzde 33 kamu, yüzde 59 özel sektör ve yüzde 7 hanehalkı olarak gözükmektedir. Bu oranlar 2022 yılında sırasıyla yüzde 26, yüzde 70 ve yüzde 4 olarak gerçekleşmiştir. Buradan hareketle çevre koruma harcamalarında son 6 yıl içinde kamunun ve hanehalkının payı azalırken özel sektörün payının arttığı söylenebilmektedir. Çevre yatırım harcamalarında ise 2017 yılında kamunun payı yüzde 37 iken 2022 yılında bu pay yüzde 15’e gerilemiş ve özel sektörün buradaki payı da sürekli artış göstermiştir.

Tablo 1. Türkiye’de Çevre Harcamalarının Kurumsal Dağılımı (%)

Yıl	Toplam Çevre Harcamaları			Çevre Yatırım Harcamaları	
	Kamu	Özel Sektör	Hanehalkı	Kamu	Özel Sektör
2017	0.33	0.59	0.07	0.37	0.63
2018	0.37	0.56	0.07	0.36	0.64
2019	0.34	0.57	0.09	0.23	0.77
2020	0.33	0.57	0.10	0.18	0.82
2021	0.29	0.65	0.07	0.16	0.84
2022	0.26	0.70	0.04	0.15	0.85

Kaynak: Kurumsal Sektörlere Göre Çevre Koruma Harcamaları TÜİK (2022a).

Bayram (2023) bu dağılımın 2022-2025 döneminde de değişmeyeceğini ve özel sektörün toplam çevre harcamalarındaki payının sürekli olarak artacağını iddia etmektedir. Özel sektörün çevre harcamalarındaki payının artma eğilimi, piyasa ekonomisinin fiyat mekanizması yoluyla çevre kirliliğinin azaltılacağı beklentisine uygun gözükmektedir. Bununla birlikte çevre kirliliğinin bir dışsal maliyet olması ve negatif dışsallıkların fiyatlandırılmaması da özel sektörün yaptığı harcamalar ile kirlilik düzeyi arasındaki ilişkiyi yansıtamamakta ve önemli bir sorun olarak karşımızda durmaktadır. Bu tür durumlarda piyasa mekanizmasının yetersizliği ve piyasa başarısızlıkları gündeme gelerek kamunun görünür elinin devreye girerek kamu düzenlemelerine yer vermesi görüşü benimsenmektedir (Bulutoğlu, 1981: 361).

Kirlilik refah ekonomisinde bir piyasa başarısızlığı olarak ortaya çıkmaktadır. Tam rekabetçi dengeye göre pareto optimumum sağlanması, I. En iyi olan ideal durumu temsil etmektedir (Arrow, 1985: 107). Üretimde ve tüketimde etkinliğin sağlandığı pareto optimal kaynak tahsisinin temel koşulu ise, piyasa fiyatlarının yansıtılması gerekliliğidir (Kirmanoğlu,

2017: 79). Fiyatlandırma iinse ekonomik birimlerin karřılıklı ve tam bilgi saėlaması gerekmektedir. Fakat evre kirliliėinde bu mekanizma aksayarak zel karlılık / fayda ile toplumsal fayda maksimizasyonu arasında uyumsuzluk ıkararak tam rekabetten sapmalara neden olmaktadır. Bu aıdan dıřsalıklar zellikle sanayileřme srecindeki lkelerde tam rekabet şartlarının da oluřmamasına baėlı olarak bir ekonomik birimin faaliyetlerinin diėer birimlerin refahları zerinde piyasa fiyatları dıřında etki yapmaktadır (Rosen, 2002). Piyasa fiyatları dıřında etki ile aralarında baė olan ekonomik birimlerin zararlarının karřılıėının denmemiř ve faydalarının da karřılıėının alınmamıř olması kastedilmektedir (Stiglitz, 1994: 2). Bireysel ve toplumsal sonularda sapmalara yol aacak bu durum, pareto optimumun bozulduėunu ve dzeltilmesi iin alternatif yolların arandıėı sreci karřımıza ıkarmaktadır (Baumol, 1964: 358-359).

Bu kapsamda bir negatif dıřsallık olan evre kirliliėi yoluyla ortaya ıkan maliyetler de doėrudan fiyatlara yansıtılamadıėı iin kirliliėe neden olanlara yklenemeyen fakat, toplumun tamamına yklenen sosyal maliyet olarak tanımlanmaktadır (UN, 1997: 29). Ayrıca, evrenin bir tr serbest mal olarak algılanması da ekolojik dengenin retim ve tketim sreleri ile zorlanmaması gerektiėi gereėinin gz ardı edilmesine neden olmaktadır (Mutlu, 2002: 212). Negatif evresel dıřsalıkların nlenmesinde gerekli olan maliyetin piyasada fiyatlandırılması iin evre ekonomistleri glge fiyatlama ve etkinlik analizi yntemlerine bařvururken uygulamada aėırlık olan refah iktisatıları; kamu mdahalesi ve piyasa temelli zmlere ynelmektedir. Kamu mdahalesi vergi ve dzenlemeler yolu ile kirliliėi azaltmaya, piyasa temelli zm ise maliyetleri dıřsallıėın tarafı birimler arasında paylařtırmaya alıřmaktadır. Kamu mdahalesinde evresel vergiler, dzenleme ve kontroller, kirletme izinleri, standartla ve karbon ticaretleri sık karřılařılan rnekleridir (Bithas, 2011). Coase, Hicks ve Kaldor'un grřleri zerine temellenen piyasa temelli zmlerde ise evresel konularla ilgili mlkiyet haklarının tam tanımlanması zerine odaklanılmaktadır (Buchanan, 2008: 55-67).

evre kirliliėinin negatif dıřsalıklara neden olması ve kaynak daėılımında etkinsizliėe yol aması yanında evresel ortak mallardaki mlkiyet haklarını tam tanımlamanın iřlem maliyetleri nedeniyle yarattıėı zorluėu, ortaya ıkan sorunun piyasa mekanizması ile zlmesini engellemektedir. Dolayısıyla evre ve evrenin korunması kamusal mal olarak tanımlanmakta ve kamu ekonomisi de ortaya ıkan dıřsalıkların iselleřtirilmesi gerekliliėine vurgu yapmaktadır (Mutlu, 2006: 62). Kamu ekonomisinde evre kirliliėini nleyebilmek iin iki temel ara bulunmaktadır. Bunlardan birincisi temeli A.C. Pigou tarafından atılan dıřsalıkların vergilendirilmesi prensibine dayalı "kirleten der ilkesi", diėeri ise "ortak finansman ilkesi"dir. Kirleten der ilkesinde aėırlıklı kullanılan kullanılan ara karbon vergileri olurken (Ata, 2007: 301) ortak finansman ilkesindeki ara kamu harcamaları ve vergi kolaylıklarıdır. Bu yntemde kamu harcamaları ve vergi kolaylıkları ile kamu btesi zerinden evreyi korumak amacıyla mdahalelerde bulunmaktadır (Mutlu, 2002: 213).

Trkiye'de evre koruma harcamaları Birleřmiř Milletler İstatistik Komisyonu tarafından geliřtirilen evre Koruma Faaliyet Sınıflaması (CEPA) kapsamında tanımlanmaktadır. Genel olarak biyoeřitlilik, atık, su, grlt, hava ve toprak kirliliėi konularını kapsayan sınıflandırmalar (TİK, 2022a); Tablo 2'de evre koruma harcamaların toplam iindeki paylarında verilmiřtir.

Tablo 2. Türkiye’de Çevre Koruma Harcamalarının Toplam İçindeki Payı (%)

Yıl	Dış Ortam Havasını ve İklimi Koruma	Atıksu Yönetimi	Atık Yönetimi	Toprak, Yer Altı ve Yüzeysel Suların Korunması ve Kalitesinin iyileştirilmesi	Gürültü ve Vibrasyonun Azaltılması	Biyolojik Çeşitliliğin ve Peyzajın Korunması	Radyasyona Karşı Koruma	Araştırma ve Geliştirme	Diğer Çevre Koruma Harcamaları
2013	0.02	0.38	0.50	0.03	0.00	0.04	0.00	0.00	0.02
2014	0.01	0.38	0.50	0.03	0.00	0.04	0.00	0.00	0.02
2015	0.01	0.37	0.50	0.03	0.00	0.05	0.00	0.00	0.03
2016	0.01	0.38	0.48	0.03	0.00	0.06	0.00	0.01	0.03
2017	0.02	0.35	0.50	0.03	0.00	0.06	0.00	0.01	0.03
2018	0.02	0.35	0.47	0.04	0.00	0.07	0.00	0.01	0.04
2019	0.03	0.38	0.47	0.03	0.00	0.05	0.00	0.01	0.04
2020	0.02	0.31	0.55	0.03	0.00	0.04	0.00	0.00	0.04
2021	0.04	0.27	0.58	0.03	0.00	0.04	0.00	0.00	0.03

Kaynak: Konulara Göre Çevre Koruma Harcamaları TÜİK (2022a).

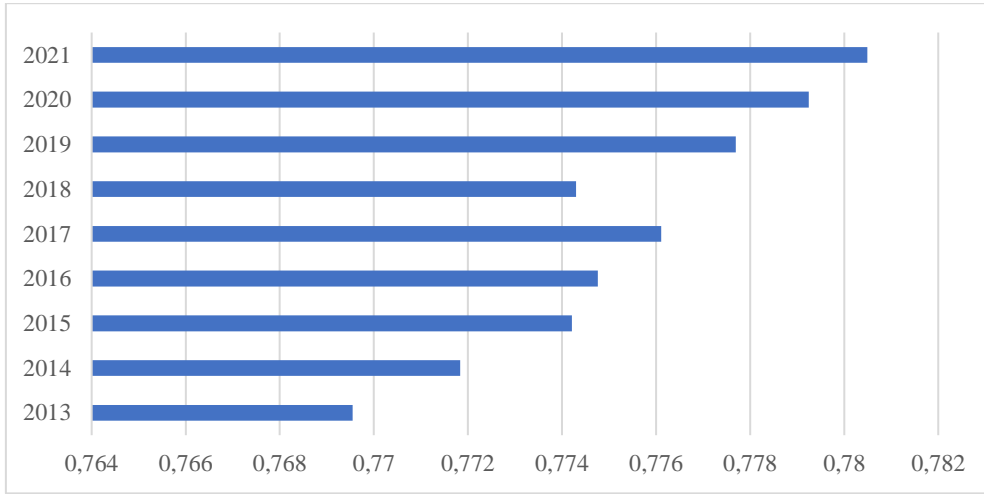
Tablo 2’ye bakıldığında 2013-2021 döneminde çevre koruma harcamaları içinde yer alan gürültü ve vibrasyonun azaltılması, radyasyona karşı koruma ve araştırma geliştirme harcamalarının toplam içindeki payının önemsiz olduğu fark edilmektedir. Toprak yeraltı ve yüzeysel suların korunması ve kalitesinin iyileştirilmesi için yapılan harcamaların söz konusu dönemde yüzde 3 düzeyinde seyrettiği, biyoloji çeşitliliğin ve peyzajın korunması harcamasının ise 2013 yılında yüzde 4 olan payının zaman içinde değişiklik gösterse de 2021 yılına gelindiğinde tekrar yüzde 4’te kaldığı görülmektedir. Söz konusu dönemde her ne kadar payı azda olsa zaman içerisinde istikrarsızlık gösteren dış ortam havasını ve iklimini koruma harcamalarıdır. Bu harcamanın 2013 yılında yüzde 2 olan payı zaman içinde farklı düzeylerde artış ve azalışlar göstererek 2021 yılında yüzde 4’e çıkmıştır. Atıksu yönetimi harcamaları, çevre koruma harcamaları içinde ikinci sırada yer alırken 2013 yılında yüzde 38 olan payı 2021 yılında yüzde 27’ye düşmüştür. Atık yönetimi harcamaları ise toplam çevre koruma harcamaları içinde en yüksek paya sahip gözükmektedir. Atık yönetimi harcamalarının toplam çevre koruma harcamaları içindeki payı 2013 yılında yüzde 50 iken 2021 yılında yüzde 58’e ulaşmıştır.

Türkiye’de çevre koruma harcamalarının büyük çoğunluğu mevzuatta yer alan nedenlerle yerel yönetimler tarafından üstlenilmektedir. Yerel yönetimler içinde de belediyeler büyük ölçüde harcamaları gerçekleştirmektedir. Belediyelerin gerçekleştirdiği çevre koruma harcamaları; su hizmetleri atıksu yönetim hizmetleri, atık yönetimi hizmetleri, biyolojik çeşitliliğin ve peyzajın korunması, araştırma ve geliştirme harcamalarından oluşmaktadır. Kamu kurumları, il özel idareleri ve mahalli idari birliklerinin çevre koruma harcamaları; su hizmetleri, atıksu yönetim hizmetleri, atık yönetimi hizmetleri, toprak ve yeraltı suyunu koruma, dış ortam havasını ve iklimi koruma, gürültü ve vibrasyonun azaltılması, biyolojik çeşitliliğin ve peyzajın korunması, radyasyona karşı koruma, araştırma ve geliştirme, enerji ve diğer çevre koruma harcamalarıdır. Büyükşehir olan illerde ise kamu tarafından yapılan çevre koruma harcamaları ağırlıklı olarak büyükşehir belediyeleri tarafından üstlenilmektedir. Özel sektörün çevre koruma harcamaları ise ağırlıklı olarak OSB (Organize Sanayi Bölgeleri) tarafından gerçekleştirilmektedir. Ayrıca Türkiye’deki kamu kesimi çevre koruma harcamalarının GSYH (Gayri Safi Yurtiçi Hasıla) içindeki payı AB (Avrupa Birliği) ve OECD (Ekonomik İşbirliği ve Kalkınma Örgütü)

ortalamasının üstünde yer alırken özel sektörün harcamalarının GSMH (Gayrisafi Milli Hasıla) içindeki payı AB ve OECD ortalamasının altında yer almaktadır (Çiçekalan vd., 2019: 731-738).

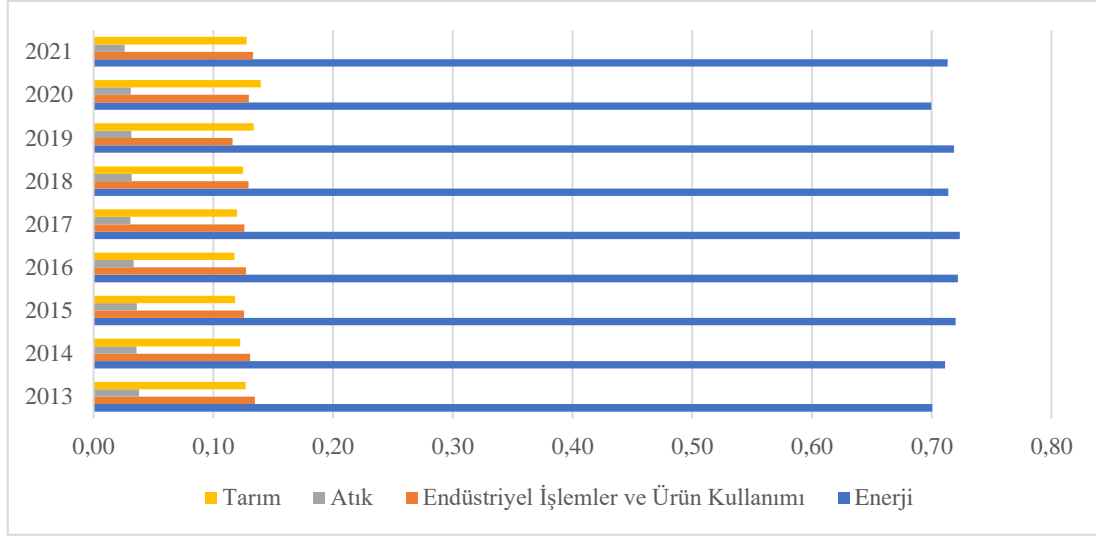
Türkiye’de çevre koruma harcamaları içinde kamu kesimi özel sektöre kıyasla daha az harcama yapmakla birlikte yapılan kamu harcamalarının büyük ölçüde büyükşehir belediyeleri tarafından yapıldığı ve burada da en büyük harcama kaleminin atık yönetimi ve atık su yönetimi harcamalarından kaynaklandığı görülmektedir. Bu harcamalarının bu denli yüksek olmasının bir diğer nedeni de Türkiye’de 2012 sonrası Büyükşehir sayısının 30’a yükselmesi ve toplam nüfusun önemli bir kısmının da söz konusu büyükşehirlerde ikamet ediyor olmasıdır (6360 Sayılı Kanun, 2012).

Şekil 1’de görüldüğü gibi 2013-2021 döneminde Türkiye’deki 30 büyükşehrin toplam nüfus içindeki payı sürekli olarak artmıştır. Bu pay 2013 yılında yüzde 76,9 iken 2021 yılında yüzde 78’e ulaşmıştır. Türkiye nüfusun yaklaşık 4/5’ini barındıran 30 büyükşehirdeki sürekli nüfus artışı çevre kirliliğinin de artmasını beraberinde getirmektedir.



Şekil 1. Türkiye’de 30 Büyükşehir Nüfusunun Toplam Nüfus İçindeki Payı (%)
Kaynak: İllere Göre Nüfus İstatistikleri TÜİK (2022b).

Büyükşehirlerde yoğunlaşan nüfusa karşın özellikle enerji kullanımına bağlı hava ve çevre kirlilik düzeyi de bu bölgeler için artmaktadır. Şekil 2’de, Türkiye’deki 30 büyükşehrin hava kirliliğine neden olan ve sera gazı emisyonu açısından ilk sırada yer alan enerji kullanımı gösterilmektedir. Şekil 2’de görüldüğü üzere enerji sektörü kaynaklı sera gazı emisyonlarının toplam içindeki payı yaklaşık yüzde 71’dir. Endüstriyel işlemler ve ürün kullanımı ve tarım sektörü kaynaklı emisyonların payı yaklaşık yüzde 13’tür. Buna göre enerji sektörü sera gazı emisyonlarına yönelik çevre harcamalarının payının ağırlıklı olması gerekmektedir. Belediyelerin ve dolayısıyla kamu sektörünün çevre harcama dağılımına bakıldığında ise en fazla kaynak ayrılan kalem, atık yönetimi harcamalarıdır. Oysaki atık kaynaklı emisyonların payı toplam içerisinde yalnızca yüzde 3 düzeyinde görülmektedir.



Şekil 2. 30 Büyükşehirdeki Sektörlere Göre Toplam Sera Gazı Emisyonlarının Payları (%)
Kaynak: Sektörlere Göre Toplam Sera Gazı Emisyon Miktarları TÜİK (2022c).

Bir taraftan atık yönetimi harcamalarına en fazla kamu kaynağı ayrılırken diğer taraftan hava kirliliği açısından atık kaynaklı emisyon miktarının oldukça düşük olması kaynakların etkin kullanılıp kullanılmadığı sorusunu akla getirmektedir. Dolayısıyla bu çalışmada Türkiye’deki 30 büyükşehir temelinde kamu kesimi çevre koruma harcamalarının atık kaynaklı emisyonla etkisi panel veri analizi ile incelenmekte ve elde edilen bulgular temelinde yapılan harcamaların etkinliği tartışılmaktadır. Çalışmanın ilgili literatürden farklılığı belediyelerin atık yönetimi harcamaları ve atık emisyonu arasındaki ilişkiyi illerin farklı gelişmişlik yapısını dikkate alarak incelemesidir.

2. Literatür Taraması

Kamu harcamaları ile çevre kirliliği arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalara bakıldığında hem negatif hem de pozitif etkilerin varlığının tespit edildiği görülmektedir. Birçok çalışmada kamu harcama artışının ekonomik büyümeyi destekleyerek çevre sorunlarının artmasına yol açtığı iddia edilirken toplam kamu harcamalarının aksine kamunun çevre harcamalarının kirliliği negatif etkilediğine dair bulgulara da sıklıkla yer verilmektedir.

Örneğin, Bernauer ve Koubi (2006) 1971-1996 dönemi için 42 ülkede yapılan kamu harcamalarının hava kirliliği üzerindeki etkisini incelemiş ve kamu harcamalarının hava kirliliğini artırdığını tespit etmişlerdir. Benzer bir şekilde Halkos ve Paizanos (2013), 1980-2000 döneminde 77 ülke için yaptıkları panel veri analizinde kamu harcamalarının hava kirliliği üzerindeki etkisini incelemiş ve kamu harcamalarının CO² (karbondioksit) salınımı üzerinde doğrudan bir etkisinin tespit edilmediğini buna karşılık SO² (kükürt dioksit) salınımı üzerinde pozitif bir etki yarattığını tespit etmişlerdir. Adewuyi (2016), kamu harcamalarının yanı sıra hanehalkı ve firma harcamalarının da karbon salınımı üzerinde etkisi olduğunu iddia ederek 1990-2015 döneminde farklı sektörler tarafından yapılan harcamaların kirlilik düzeylerine etkilerini kısa ve uzun dönemde incelemiştir. Elde ettiği bulgulara göre kamu harcamaları kısa dönemde hem dolaylı hem de doğrudan etkiler ile çevre kirliliğini artırmakta, uzun dönemde ise kamu harcamaları doğrudan olumsuz etkilere neden olmaktadır. Saud vd. (2019) 1971-2013 döneminde

Venezuela’da enerji sektörünün çevre kirliliğini artırdığını bununla birlikte kamu harcamalarının da çevre kirliliğine yol açtığını tespit etmiştir. Halkos ve Paizanos (2014) 1970-2008 dönemi için 71 ülkede ekonomik büyüme ve kamu harcamalarının çevre üzerindeki etkilerini incelemiştir. Modellerinde çevresel bozulmanın gelir ve kamu harcamalarındaki değişikliklere gecikmeli tepki vereceğini dikkate alarak dinamik bir yapı oluşturmuşlar ve kısa ve uzun dönemde hava kirliliği üzerindeki etkilerin ülkelerin gelir düzeyine göre değişiklik gösterdiğini tespit etmişlerdir. Halkos ve Paizanos (2017) 1970-2008 döneminde 94 ülkenin panel verilerini kullanarak yaptığı bir başka çalışmada kamu harcamaları ile çevre kalitesi arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Buna göre kamu harcamalarının hava kirliliği üzerinde üç farklı kanaldan etki yarattığı, bunların marjinal etki, ekonomik büyümeye bağlı etki ve kurumsal kaliteye bağlı etki olduğunu ifade etmişlerdir. Elde edilen bulgular kamu harcamalarının SO² ve NO_x (nitrik oksit) emisyonları üzerinde önemli bir hafifletici etkisi olduğunu ve bu etkinin ekonomik büyüme ve demokrasi seviyesiyle arttığını göstermektedir. Ullah vd. (2020) maliye politikalarının çevresel kalite üzerindeki etkilerini ülkelere göre farklılıklar gösterdiğini ve asimetrik etkiler ortaya çıktığını iddia etmektedir. Örneğin, kamu harcamalarındaki pozitif bir şokun Malezya, BAE (Birleşik Arap Emirlikleri), Tayland, Endonezya, Türkiye, İran, Hindistan ve Çin’de çevresel kaliteyi kötüleştirdiğini, Japonya’da ise iyileştirdiğini tespit etmişlerdir. Görüldüğü gibi kamu harcamalarının çevre kirliliğini artırdığına dair çalışmalar ile daha fazla karşılaşılmaktadır. Buna karşılık kamu harcamalarının çevre kalitesini artırmak için yapılan kısmının çevre kirliliğini azaltıcı etki yarattığına dair çalışmalara da rastlanmaktadır.

Lopez ve Palacios (2010), 1995-2006 dönemine 21 Avrupa ülkesi için hükümet harcamalarının ve çevre vergilerinin çevre kalitesi üzerindeki etkilerini incelemiş ve kamu mallarının payının artmasının ozon tabakasındaki yoğunluğu artırdığını tespit etmişlerdir. Lopez vd. (2011), kamu harcamalarının bileşiminin değiştirilmediği durumda çevre kirliliğinin azalmayacağını buna karşılık toplumsal ve kamu mallarına yönelik harcamalarının artırılmasının çevre kirliliğini azaltacağını öne sürmektedirler. Broniewicz (2011), 25 Avrupa ülkesi için 2002-2007 döneminde çevre koruma harcamalarının düşük olmasının çevre kirliliğini önleyemediğini tespit etmiştir. Kete vd. (2017), çevre sorunları ile mücadelede maliye politikasının önemine vurgu yaparak teşvikler, vergi indirimleri ve sürdürülebilir kalkınma yatırımlarının çevresel sorunların azaltılmasındaki önemine dikkat çekmektedir. Ercolano ve Romano (2018), 2002-2010 döneminde 21 Avrupa ülkesi için kamunun çevre harcamalarının ülkelerin çevre performansı üzerinde önemli katkılar yaptığını tespit etmişlerdir.

Zhang vd. (2017), 2002-2014 döneminde Çin’deki 106 şehir içinde kişi başına gayri safi yurtiçi hasılası yüksek olanlarda kamu harcamalarının dumandan kaynaklanan emisyonları azalttığını buna karşılık diğer şehirlerde kamu harcamalarının çevre kirliliğine yol açtığını tespit etmişlerdir. Soukopova ve Struk (2011), Çek Cumhuriyeti’nde belediyelerin çevre koruma harcamalarının etkinliğini değerlendirerek harcamaların maliyet etkinliğini sıralamıştır. Soukopova ve Bakos (2013), benzer şekilde Çek Cumhuriyeti’nde belediyelerin çevre koruma maliyet etkinliğini sıralayarak çevre koruma harcamalarının kirlilik ile ilişkisini açıklamışlardır. Islam ve Lopez’de (2015), merkezi ve yerel yönetimlerin sosyal ve kamusal mallara daha fazla harcama yapması durumunda hava kirliliğindeki yoğunluğun azaldığını hesaplamışlardır. He vd. (2017), Çin’de 30 farklı eyaletteki çevre kirliliğini engellemek için yapılan yerel yönetim yatırımlarının karbon emisyonunu azalttığını ancak bu etkinin eyaletlerin kalkınmışlık düzeylerine göre farklılıklar gösterdiğini ifade etmektedirler. Hua vd. (2018), beşeri sermaye birikiminin ve Ar-Ge harcamalarının temiz teknoloji benimsenmesine etkisi olup olmadığını

incelemişlerdir. Çin’deki farklı şehirler için yapılan bu çalışmada eğitim harcamalarının Ar-Ge harcamalarına kıyasla çevre kalitesi üzerinde daha fazla etkisi olduğu görülmüştür. Yang vd. (2023), katı atık yönetiminin sera gazı emisyonlarını azaltmada etkili olduğunu iddia etmektedir. Çin’de yapılan bu araştırmada sıfır atık yönetimi uygulamalarının karbon ayak izini azalttığını tespit etmişlerdir. Zhou ve Zhang (2020), Veri Zarflama Analizi çalışmalarında girdi göstergeleri olarak hem kamu harcama politikasını hem de kamu gelirler politikasını, çıktı göstergeleri olarak ise farklı kirlilik biçimlerini ve kaynaklarını yansıtan çevre kirliliği kontrol sonuçlarını kullanmışlardır. Çin’de 2007’den 2017’ye kadar 30 il düzeyindeki mahalli idarenin çevre kirliliği kontrolüne yönelik EFPE’yi (maliye politikalarının etkinliği) incelemişlerdir. Ayrıca, mali desantralizasyonun EFPE üzerindeki mekânsal etkisini, mekânsal gecikme modeli (SLM) kullanarak analiz etmişlerdir. Sonuçlar, Çin’deki EFPE değerlerinin 2014 yılından bu yana genel olarak büyük ölçüde iyileştiğini göstermektedir. TE’deki (teknik etkinlik) değişim esas olarak PTE’teki (saf teknik etkinlik) değişimden kaynaklandığını, EFPE değerlerinin bölgesel heterojenliğe ve yakınsamaya sahip olduğunu, Doğu bölgesinin diğer bölgelere göre daha yüksek EFPE değerlerine sahip olduğunu, düşük verimli bölgenin büyüme oranının yüksek verimli bölgeden daha fazla olduğunu, mali harcama desantralizasyonunun EFPE değerleri üzerinde doğrudan negatif etkiye ve mekânsal yayılma etkisine sahipken, mali gelir desantralizasyonunun anlamlı olmayan bir etkiye sahip olduğuna ulaşmışlardır. Bu sonuçlara dayanarak önerilen politika çıkarımları; çevre kirliliğinin kontrolü için mali harcama düzeyinin artırılması ve çevrenin korunması için merkezi transfer ödeme sisteminin iyileştirilmesi; hükümet performans değerlendirme sisteminde reform yapılması ve çevre kirliliğinin kontrolü için hükümet harcamalarının koşullarının yenilenmesi ve bölgeler arası çevre yönetiminde yatay mali işbirliğinin teşvik edilmesidir. El Hanande ve El-Zein (2009) Avustralya için yapmış oldukları çalışmalarında atık bertarafının Avustralya’daki toplam sera gazı emisyonlarının yaklaşık %3’üne denk gelmesine rağmen atık yönetimindeki teknolojik gelişmelerin doğru uygulanması sonucu evsel katı atık sektörünün karbon yutağı olarak hareket edeceği ve dolayısıyla ticareti yapılabilir karbon kredileri kazanımına olanak bulunduğunu ifade etmektedirler. Deng vd. (2012) çevre koruma harcamaları gibi daha fazla mali sorumluluğun yerel yönetimler tarafından üstlenildiği Çin’deki mali ademi merkezîyetçiliği tartışmaktadır. Çalışmada 2005 yılında 249 Çin şehrine ait yatay kesit veri seti mekânsal ekonometrik çerçevede kullanılarak şu önemli sonuçlara ulaşılmıştır. Şehir yönetimi, komşularının çevre koruma harcamalarındaki artışa bir yanıt olarak kendi çevre koruma harcamalarını kısma eğilimindedir. Bu bulgu, şehir yönetiminin çevre koruma harcamalarına ilişkin karar alma sürecinin komşu şehirler için pozitif dışsallıklara yol açtığı anlamına gelmektedir. Merkezi olmayan bir karar alma süreci altındaki pozitif yayılmalar, etkinlik kaybını azaltmak için dışsallıkların içselleştirilmesi gerektiği anlamına gelmektedir.

Yalçın ve Gök (2015) 2001-2012 döneminde AB ve Türkiye’de çevre koruma harcamalarını inceleyerek Avrupa’da çevre politikalarının kirliliği engelleyebildiğini buna karşın Türkiye’de emisyon salınımı ve su kirliliğinde iyileşmenin sağlanamadığını iddia etmektedirler. Kızıltan ve Yereli (2023) Türkiye’de Belediyelerin yapmış oldukları çevre harcamalarının başta sanayileşme düzeyi olmak üzere bir takım faktörlerden etkilendiğini ifade etmektedir. 2007-2016 dönemini kapsayan çalışmada belediyelerin kişi başına çevre koruma harcamalarının komşu il belediyeleri arasındaki mekânsal bağımlılık ve saçılım etkisi dikkate alınmaktadır. Elde edilen bulgulara göre sanayileşme düzeyinin artması daha fazla çevre koruma harcaması yapılmasını gerektirmekte, kişi başı çevre koruma harcamalarının belli bölgelerde yoğunlaşarak bedavacılık problemine yol açmakta, kişi başı çevre gelirlerinin artması kişi başı çevre koruma harcamalarını

artırmakta, nüfus yoğunluęu ve yüzölçümü büyüklüęü kiři baři çevre koruma harcamalarını artırmaktadır.

Tüm bunlar dikkate alındığında Türkiye’de kamu çevre koruma harcamalarının aęırlıklı olarak belediyeler tarafından yapılması, sanayileřimiş ve nüfus yoğunluęu yüksek illerde çevre koruma harcamalarının ve de çevre kirlilięinin daha fazla olması gibi nedenler bu alıřmada 30 büyükşehirde kamu kesimi tarafından yapılan çevre koruma harcamalarının çevre kirlilięine etkisinin incelenmesi için motivasyon kaynaęı olmuřtur. Çevre koruma harcamalarının bölgelere veya kalkınmışlık seviyelerindeki farklılıklara göre illerde farklı etkiler yaratması ise alıřmada 30 büyükşehirin 2012 yılı öncesi ve sonrası olmak üzere iki alt gruba ayrılarak incelenmesinin nedenidir. Bu alt ayırım, kamu çevre koruma harcamalarının emisyon miktarları üzerindeki etkisinin illerin gelişmişlik düzeyindeki farklılıkları dikkate alması bakımından önemli görülmektedir.

3. Yöntem

Bu alıřmada Panel Veri Analizi kullanılmaktadır. Panel veri analizi hem yatay kesit hem de zaman serilerini bir arada kullanarak bir veri seti oluřturmakta ve gözlem sayısının artmasını sağlayarak serbestlik derecesinin yükselmesine neden olmaktadır. Bir başka deyiřle panel veriler N sayıda kesit ve T sayıda gözlemden oluřmaktadır (Tatoęlu, 2012: 3). Panel veri analizinde kullanılan denklem genel olarak řu řekilde ifade edilmektedir.

$$Y_{it} = \alpha_{1it} + \beta_{2it}X_{2it} + \beta_{3it}X_{3it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Denklem 1’de yer alan zaman $t = 1 \dots T$ ve kesitler $i = 1 \dots N$ olarak tanımlanmaktadır. Panel veri denkleminde genel tanımlamaya göre α katsayısı tüm birimler için sabit kabul edilmektedir. Katsayılar birimlere göre deęiřiyor ancak zamana göre deęiřmiyorsa “sabit etkiler modeli” kullanılmakta ve bu durumda birimler arasındaki deęiřiklikler dikkate alınırken zamana göre deęiřim sabit kabul edilmektedir (Akıncı vd., 2014: 12).

Denklem 1’de X_{it} , açıklayıcı deęiřkenler vektörünü; Y_{it} , baęımlı deęiřkeni; β , eęim katsayılarını ve α sabit terim etkisini göstermektedir. Sabit etkiler modelinde sabit terimin zaman içerisinde deęiřmedięi řeklinde uygulamalar yapılmakla birlikte kesitler arasında sabit ancak zamana göre deęiřken olabildięi uygulamalarda yapılmaktadır (Kennedy, 2006: 333). Sonuç olarak her iki durumda da birimler ve zamanlar arası farklılıklar sabit terimdeki farklılıklardan kaynaklandığı varsayılmaktadır (Greene, 2003: 287)

Bundan farklı olarak kesitlerin sabit terimleri rassal olarak daęılıyorsa bu durumda panel veri modeli “rassal etkiler modeli” olarak tanımlanmaktadır. Rassal etkiler modelinde kesitlere veya zamana baęlı olarak ortaya ıkan deęiřmeler hata teriminin bir bileřeni olarak tanımlanmaktadır (Baltagi, 2001: 15).

$$Y_{it} = \alpha_{1it} + \beta_{2it}X_{2it} + \beta_{3it}X_{3it} + (\mu_i + v_{it}) \quad (2)$$

Burada μ_i , kesitlerde meydana gelen rassal hata terimlerini; v_{it} , geriye kalan hata terimlerini temsil etmektedir. $\varepsilon_{it} = (\mu_i + v_{it})$ hata terimi iki bileřenden oluřmaktadır.

Panel veri analizlerinde rassal etkilerin geerli olup olmadıęı Hausman testi ile sınanmaktadır. Hausman testinde H istatistięi varyans ve kovaryans arasındaki farkın sıfıra eřit olup olmadıęını test etmektedir.

Rassal etkiler modeli μ_i rassal değişkeni ile bağımsız değişkenler arasındaki korelasyonun sıfır olduğunu varsaymaktadır. Diğer bir ifade ile $cor(\mu_i, x_{it}) = 0$ olduğunda rassal etkiler modeli kullanılmakta aksi durumda sabit etkiler modeli tercih edilmektedir (Çemrek ve Burhan, 2014: 51).

Bunlara ek olarak panel veri modelinde yer alan değişkenlerin durağanlık düzeylerini ölçmek için birim kök testleri kullanılmaktadır. Birim kök testlerinde kullanılan denklem yapısı şu şekildedir;

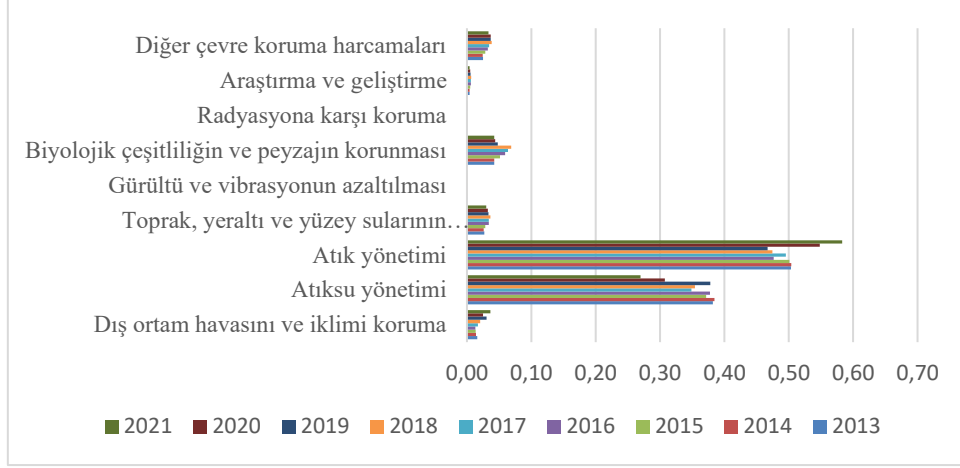
$$y_{it} = \alpha_i + \tau_i t + \rho y_{it-1} + \delta_i \theta_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Burada α_i ve τ_i parametreleri sırasıyla sabit etkileri ve trend katsayılarını temsil ederken ρ katsayısı ile durağanlık düzeyi belirlenmektedir. Bu çalışmada LLC (Levin vd., 2000), Fisher-ADF (Maddala ve Wu, 1999) ile Phillips Perron Fisher (Choi, 2001) birim kök testleri kullanılmaktadır. LLC testinde ρ katsayısının kesitlere göre değişmediği varsayımı kullanılırken ADF ve PP testlerinde ρ katsayısının kesitlere göre değiştiği kabul edilmektedir (Tatoğlu, 2007: 68).

4. Veri Seti ve Değişkenler

Türkiye’de çevre koruma harcamaları cari harcamalar ve yatırım harcamaları olarak iki kısma ayrılmaktadır. Toplam cari harcamalar içinde genel devlet ve kar amacı gütmeyen kuruluşların payı 2021 yılında yüzde 29 iken özel sektörün payı yüzde 65 hanehalklarının payı ise yüzde 7 olarak gerçekleşmiştir. Çevre yatırım harcamalarında da özel sektörün payı yüzde 84 olurken kamunun payı yüzde 16 olarak gerçekleşmiştir (TÜİK, 2022a). Görüldüğü gibi çevre harcamalarında özel sektör açık ara önde gözükmekte ve bu alanda kamu kesiminin harcamaları görece daha sınırlı kalmaktadır. Yapılan kamu harcamalarının ise yüzde 79.6’sı belediyeler, yüzde 5.5’i mahalli idare birlikleri ile il özel idareleri tarafından yapılırken merkezi yönetimin payı yüzde 14.8 olmaktadır. Dolayısıyla kamu çevre koruma harcamalarının yaklaşık yüzde 85’inin mahalli idareler tarafından yapıldığı görülmektedir (Yalçın ve Gök, 2015: 72).

Yapılan harcama kalemlerinin türlerine bakıldığında Şekil 3 karşımıza çıkmaktadır. Şekil 3’te görüldüğü gibi çevre koruma harcamaları içinde en büyük pay atık yönetimi ve atık su yönetimi olmaktadır. Her ikisi de mahalli idareler tarafından yapılan bu harcamaların 2021 yılındaki payı sırasıyla yüzde 58 ve yüzde 27’dir. Dolayısıyla belediyelerin yapmış olduğu harcamalar toplam çevre koruma harcamalarının yüzde 85’ine karşılık gelmektedir. Bununla birlikte 2021 yılında biyolojik çeşitliliğin korunması için yapılan harcamaların payı yüzde 4, toprak-yeraltı-yüzey sularının korunması ve kalitesinin iyileştirilmesi için yapılan harcamaların payı yüzde 3 ve dış ortam ve iklimi koruma harcamalarının payı yüzde 4 olmuştur. Bu payların 2013-2021 döneminde de önemli bir değişiklik göstermediği söylenebilir. Buna ek olarak mahalli idarelerin neredeyse tüm çevre koruma harcamalarını atık su ve atık yönetimi harcamalarında kullanmasına rağmen atıklardan kaynaklanan sera gazı salınımlarının toplam içindeki payı 2013 yılında yüzde 4 iken 2021 yılında yüzde 3’e gerilemiştir. Belediyeler tarafından yapılan önemli miktardaki kamu çevre koruma harcamalarının sera gazı emisyon salınımı azaltıcı etkisinin oldukça sınırlı olduğu düşünülmektedir.



řekil 3. Sektörel Çevre Koruma Harcamalarının Toplam İindeki Payları
Kaynak: Çevre Koruma Harcama İstatistikleri TÜİK (2022a).

alıřmanın ampirik uygulama kısmında kamu çevre koruma harcamalarının atıklardan kaynaklanan sera gazı emisyonları üzerindeki etkisini ölçmek için TÜİK veri tabanından 30 büyükşehir için 2013-2021 dönemine ait çevre koruma harcama istatistiklerinden ve sera gazı emisyon istatistiklerinden yararlanılmaktadır. İlgili dönem için yapılan analizde 30 büyükşehir iki alt gruba ayrılarak regresyon denklemi test sonuçları elde edilmektedir. Birinci grupta 2012 öncesi büyükşehir statüsünde yer alan 16 il yer alırken ikinci grupta 2012 yılında 6360 Sayılı Kanunla (2012) büyükşehir statüsü elde eden 14 il yer almaktadır. Tablo 3'te alıřmanın analiz bölümünde kullanılacak deęişkenlere ilişkin tanımlamalara yer verilmiştir.

Tablo 3. Deęişkenlerin Tanımları

PROC	Dıř ortam havasını ve iklimi koruma harcamaları (kiři başına milyon \$)
WWM	Atıksu yönetimi harcamaları ((kiři başına milyon \$)
WM	Atık yönetimi harcamaları (kiři başına milyon \$)
PRLW	Toprak, yeraltı ve yüzey sularının korunması ve kalitesinin iyileřtirilmesi harcamaları (kiři başına milyon \$)
BIOD	Biyolojik çeřitlilięin ve peyzajın korunması harcamaları (kiři başına milyon \$)
WAST	Atık Emisyon Miktarı (kiři Başına CO2 Eřdeęeri, Milyon Ton)

5. Ampirik Uygulama

alıřmanın bu kısmında panel veri analizi yapılmakta deęişkenlerin logaritmik dönüşümü yapılarak birinci ve ikinci grupta yer alan iller için tahmin denklemi ayrı ayrı test edilmektedir. Tahminde kullanılan denklem řu şekildedir;

$$\ln WAST = \alpha_0 + \beta_1 \ln WM + \beta_2 \ln WWM + \beta_3 \ln PRLW + \beta_4 \ln BIOD + \beta_5 \ln PROC \quad (4)$$

Bu tahmin denkleminde yer alan deęişkenlerin duraęanlık düzeylerinin belirlenmesi için her bir deęişken için birim kök testleri uygulanmaktadır. Levin, Lin ve Chu (2002), Fisher tipi ADF ve Phillips Perron birim kök testleri sonucunda elde edilen bulgular Tablo 4 ve Tablo 5'te sunulmaktadır.

Tablo 4. Birinci Grup İçin Tahmin Denkleminde Yer Alan Değişkenlerin Birim Kök Testleri

WAST				
	I₀		I₁	
	İstatistik	Olasılık	İstatistik	Olasılık
Levin, Lin & Chu	-4.12734*	0.0000	-4.24841*	0.0000
ADF	45.8267	0.0538	42.5889*	0.0000
PP	43.3225	0.0873	137.600*	0.0000
WM				
Levin, Lin & Chu	-1.05594	0.1455	-9.22741*	0.0000
ADF	18.2787	0.9751	93.1339*	0.0000
PP	31.0143	0.5163	50.2758**	0.0210
WWM				
Levin, Lin & Chu	-14.0067*	0.0000		
ADF	157.222*	0.0000		
PP	217.563*	0.0000		
PRLW				
Levin, Lin & Chu	-1.66157	0.0483	-11.1142*	0.0000
ADF	21.4059	0.9224	114.591*	0.0000
PP	55.3611*	0.0064	71.1958*	0.0000
BIOD				
Levin, Lin & Chu	-1.39457	0.0816	-12.6851*	0.0000
ADF	19.9333	0.9524	132.394*	0.0000
PP	32.7140	0.4318	59.0944*	0.0000
PROC				
Levin, Lin & Chu	2.54574	0.9945	-6.88947*	0.0000
ADF	6.75198	1.0000	65.7784*	0.0000
PP	7.25234	1.0000	179.470*	0.0000

Not: * %1 hata payını temsil etmektedir.

Tablo 5. İkinci Grup İçin Tahmin Denkleminde Yer Alan Değişkenlerin Birim Kök Testleri

WAST				
	I₀		I₁	
	İstatistik	Olasılık	İstatistik	Olasılık
Levin, Lin & Chu	-4.49827*	0.0000	-3.75880*	0.0000
ADF	46.4380	0.0157	33.9035*	0.0000
PP	40.0202	0.0659	136.074*	0.0000
WM				
Levin, Lin & Chu	-1.01545	0.1549	-9.03408*	0.0000
ADF	16.1193	0.9640	85.8582*	0.0000
PP	29.0188	0.4116	43.6549*	0.0300
WWM				
Levin, Lin & Chu	-12.9071*	0.0000		
ADF	135.234*	0.0000		
PP	197.778*	0.0000		
PRLW				
Levin, Lin & Chu	-1.66286	0.0482	-10.1935*	0.0000
ADF	19.2896	0.8890	98.0142*	0.0000
PP	51.0337*	0.0049	63.1120*	0.0000
BIOD				
Levin, Lin & Chu	-1.38502	0.0830	-11.3599*	0.0000
ADF	17.8260	0.9304	110.534*	0.0000
PP	29.8389	0.3710	53.2836*	0.0027
PROC				
Levin, Lin & Chu	2.32150	0.9899	-6.50138*	0.0000
ADF	6.03468	1.0000	58.1985*	0.0007
PP	6.41476	1.0000	152.845*	0.0000

Not: * %1 hata payını temsil etmektedir.

Tablo 4'te görüldüğü gibi birinci grupta yer alan 16 büyükşehir panel veri setinde yer alan değişkenlere bakıldığında WWM değişkeninin düzeyde durağan olduğu ve birim kök içermediği görülürken WAST, WM, PRLW, BIOD ve PROC değişkenlerinin düzeyde birim kök içerdiği buna karşılık birinci farkları alındığında durağan oldukları hesaplanmıştır. Benzer bir şekilde Tablo 5'te yer alan ikinci gruptaki 14 büyükşehir panel veri setindeki değişkenlerden WWM değişkeni düzeyde durağan iken WAST, WM, PRLW, BIOD ve PROC birinci farkta durağan oldukları tespit edilmiştir.

Panel veri analizlerinde sabit etkiler ve rassal etkiler olmak üzere iki temel yaklaşım bulunmaktadır. Bu tahmin modellerinden hangisinin kullanılacağı Hausman (1979.1981) testi ile belirlenmektedir. Test sonuçları Tablo 6'da sunulmuştur. Birinci Grup için yapılan Hausman testi sonuçlarına göre rassal etkilerin varlığına dair öne sürülen H_0 hipotezi ret edilirken ikinci grup için yapılan test sonucunda H_0 hipotezi kabul edilmektedir. Dolayısıyla 2012 öncesi 16 büyükşehir olarak tanımlanan birinci grup tahmininde sabit etkiler modeli tahmin edilmekte 2012 sonrası 14 büyükşehir için rassal etkiler modeli kullanılmaktadır.

Tablo 6. Hausman Test Sonuçları

	İstatistik	Olasılık
Birinci Grup	12.32**	0.03
İkinci Grup	55.24	0.68

Not: ** %5 hata payını temsil etmektedir.

Tablo 7'de yer alan birinci grup için yapılan sabit etkiler modeli tahmin sonuçlarına göre D(LNWM) (Atık yönetimi harcamalarındaki değişim) değişkenini bağımlı değişken olan D(LNWAST) (Atık emisyon miktarındaki değişimi) değişkenini negatif yönde etkilemekte ve yüzde 1 hata payı ile istatistiksel olarak anlamlı hesaplanmaktadır. Mahalli idarelerin atık yönetim harcamalarındaki yüzde 1'lik değişim atık emisyon miktarını yüzde -0.04 değiştirmektedir. LNWWM (atık su yönetimi) değişkeninin ise istatistiksel olarak anlamsız olduğu görülmektedir. Mahalli idarelerin daha az katkı sunduğu D(LNPRLW) (Toprak, yeraltı ve yüzey sularının korunması ve kalitesinin iyileştirilmesi harcamalarındaki değişim) değişkeni ise bağımlı değişkeni negatif yönde etkilerken yüzde 1 hata payı ile istatistiksel olarak anlamlı gözükmemektedir. Benzer bir şekilde D(LNPROC) (Dış ortam havasını ve iklimi koruma harcamalarındaki değişim) değişkeninin işareti negatif ve yüzde 1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Dolayısıyla mahalli idarelerin görece daha sınırlı katkı yaptığı toprak, yeraltı ve yüzey sularının korunması ve kalitesinin iyileştirilmesi harcamaları yüzde 1 değiştiğinde atık emisyon miktarı yüzde -0.08 değişirken dış ortam havasını ve iklimi koruma harcamaları yüzde 1 değiştiğinde atık emisyon miktarının yüzde -0.02 değişeceği tahmin edilmiştir. Buradan hareketle mahalli idarelerin en fazla kaynak ayırdığı atık yönetim harcamalarının atık emisyonunu azaltıcı etkisinin daha sınırlı katkı yaptığı toprak, yeraltı ve yüzey sularının korunması ve kalitesinin iyileştirilmesi harcamalarına kıyasla daha az etkili olduğu söylenebilir. Tüm bunların aksine D(LNBIOD) (Biyolojik çeşitliliğin ve peyzajın korunması harcamalarındaki değişim) değişkeninin ise atık emisyon miktarını artırdığı hesaplanmıştır.

Tablo 7. Birinci Grup İçin Sabit Etkiler Modeli Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayılar	Standart Hata	t-istatistik	Olasılık Değerleri
C	0.05	0.05	1.01	0.31
D(LNWM)	-0.04*	0.006	-6.21	0.00
LNWWM	-0.003	0.003	-1.09	0.27
D(LNPRLW)	-0.08*	0.012	-6.59	0.00
D(LNBIOD)	0.05*	0.007	6.60	0.00
D(LNPROC)	-0.02*	0.002	-8.19	0.00
			R ²	0.82
			Düzeltilmiş R ²	0.78
			F İstatistiği	24.61*
			F olasılık Değeri	0.00
			Durbin Watson	2.02

Not: * %1 hata payını temsil etmektedir.

Elde edilen bulgulara göre 2012 yılı öncesi büyükşehir statüsü kazanan 16 ildeki mahalli idare yönetimlerinin atık emisyonunu azaltmaya yönelik ayırdığı kaynakları daha etkin kullanarak elde edecekleri tasarrufları toprak, yeraltı ve yüzey sularının korunması ve kalitesinin iyileştirilmesi harcamalarına yönlendirmeleri, atık emisyonunu azaltma hedefi açısından daha yararlı olabilecektir.

Son olarak tahmin denkleminin açıklama gücünü temsil eden R² ve düzeltilmiş R² değerleri sırasıyla yüzde 82 ve yüzde 78 olarak hesaplanmış, tahmin denkleminin anlamlılığını test eden F istatistiği 24.61 ve yüzde 1 hata payı ile istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Modelde otokorelasyon olmadığı bulgusunu gösteren Durbin-Watson istatistiği ise 2.02 olarak hesaplanmıştır. Regresyon denkleminde çoklu doğrusal bağlantı sorunu olup olmadığı Varyans Enflasyon Faktör (VIF) ile kontrol edilmektedir.

Tablo 8’de her bir değişken için VIF sonucu görülmektedir. VIF > 10 kritik değeri dikkate alındığında bağımsız değişkenlerin VIF değeri kritik değerinin altında kalmakta ayrıca tüm değişkenler için ortalama VIF değeri VIF > 5 kritik değerinin altında kalmaktadır. Bu durumda çoklu bağlı sorunun olmadığı da tespit edilmiştir.

Tablo 8. Çoklu Doğrusal Bağlantı Test Bulguları

Değişkenler	VIF	1/VIF
Ortalama VIF	3.70	
D(LNWM)	7.21	0.13
LNWWM	6.59	0.15
D(LNPRLW)	1.99	0.50
D(LNBIOD)	1.67	0.59
D(LNPROC)	1.06	0.94

Tablo 9’da yer alan ikinci grup için rassal etkiler modeli tahmin sonuçlarına göre D(LNWM) değişkenini bağımlı değişken olan D(LNAST) değişkenini negatif yönde etkilediği ve yüzde 1 hata payı ile istatistiksel olarak anlamlı olduğu hesaplanmıştır. 2012 sonrası büyükşehir statüsü kazanan illerdeki mahalli idarelerin atık yönetim harcamalarındaki yüzde 1’lik değişim atık emisyon miktarını yüzde -0.02 değiştirmektedir. Elde edilen bu bulgu 2012 sonrası büyükşehir statüsü kazanan 14 ilin 2012 öncesi büyükşehir statüsü kazanan 16 ilde göre atık yönetim harcamaları ile atık emisyon miktarını azaltma konusunda daha düşük kabiliyette

olduđunu gstermektedir. Bununla birlikte birinci grup tahmin sonularının aksine LNWWM (atık su ynetimi) deđiřkeninin istatistiksel olarak yzde 5 hata payı ile anlamlı olduđu grlmektedir. Dolayısıyla 2012 sonrası brykřehir olan illerdeki atık su ynetimi harcamaları her ne kadar katsayısı dűřk de olsa atık emisyon miktarının azalmasına katkı yapmaktadır. Mahalli idarelerin daha az katkı sunduđu D(LNPRLW) deđiřkeni bađımlı deđiřkeni negatif ynde etkilerken yzde 1 hata payı ile istatistiksel olarak anlamlı gzykmektedir. Benzer bir Őekilde D(LNPROC) deđiřkeninin iřareti negatif ve yzde 1 dűzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduđu hesaplanmıřtır. Dolayısıyla mahalli idarelerin grece daha sınırlı katkı yaptđđı toprak, yeraltı ve yzzey sularının korunması ve kalitesinin iyileřtirilmesi harcamaları yzde 1 deđiřtiđinde atık emisyon miktarı yzde -0.04 deđiřirken dıř ortam havasını ve iklimi koruma harcamaları yzde 1 deđiřtiđinde atık emisyon miktarının yzde -0.01 deđiřeceđđi tahmin edilmiřtir. Buradan hareketle mahalli idarelerin en fazla kaynak ayırdđđı atık ynetim harcamalarının atık emisyonunu azaltıcı etkisinin daha sınırlı katkı yaptđđı toprak, yeraltı ve yzzey sularının korunması ve kalitesinin iyileřtirilmesi harcamalarına kıyasla daha az etkili olduđu slylenebilir. Ayrıca 2012 öncesi brykřehir statűsű kazanan illerdeki oranlara kıyasla bu katsayıların dűřk olduđu da ozden kaırılmamalıdır. Son olarak D(LNBIOD) deđiřkeninin ise atık emisyon miktarını artırdđđı hesaplanmıřtır.

Tablo 9. İkinci Grup İin Rassal Etkiler Modeli Tahmin Sonuları

Deđiřkenler	Katsayılar	Standart Hata	t-istatistik	Olasılık Deđerleri
C	0.06*	0.02	2.70	0.01
D(LNWM)	-0.02*	0.002	-8.72	0.00
LNWWM	-0.002**	0.0008	-2.08	0.04
D(LNPRLW)	-0.04*	0.005	-8.25	0.00
D(LNBIOD)	0.03*	0.003	9.06	0.00
D(LNPROC)	-0.01*	0.001	-12.14	0.00
			R ²	0.86
			Dűzeltilmiř R ²	0.85
			F İstatistiđđi	135.73*
			F olasılık Deđerleri	0.00
			Durbin Watson	1.92

Not: *, ** sırasıyla %1 ve %5 hata paylarını temsil etmektedir.

Elde edilen bulgulara gbre 2012 yılı sonrası brykřehir statűsű kazanan 14 ilde mahalli idarelerin atık emisyonunu azaltabilmesi iin atık ynetimi harcamaları iin ayırdđđı kaynakların atık emisyonunu azaltıcı etkisi kaynakları her ne kadar verimli kullanamıyor gzykse de 2012 öncesi brykřehir statűsű kazanan řehirlerin mahalli idare evre koruma harcamalarının etkisinden daha dűřk olduđu tespit edilmiřtir.

Son olarak tahmin denkleminin aıklama gűcűnűn temsil eden R² ve dűzeltilmiř R² deđerleri sırasıyla yzde 86 ve yzde 85 olarak hesaplanmıř, tahmin denkleminin anlamlılıđđını test eden F istatistiđđi 135.73 ile yzde 1 hata payı ile istatistiksel olarak anlamlı bulunmuřtur. Modelde otokorelasyon olmadđđı bulgusunu gsteren Durbin-Watson istatistiđđi ise 1.92 olarak hesaplanmıřtır.

Tablo 10'da her bir deđiřken iin VIF sonucu grylmektedir. Deđiřkenlerin VIF deđerleri kritik deđerin altında kalırken tűm deđiřkenler iin ortalama VIF deđerleri de kritik deđerinin altında olduđundan oklu bađlantı sorunu olmadđđı sonucuna ulařılmıřtır.

Tablo 10. Çoklu Doğrusal Bağlantı Test Bulguları

Değişkenler	VIF	1/VIF
Ortalama VIF	3.88	
D(LNWM)	7.29	0.13
LNWWM	6.91	0.14
D(LNPRLW)	2.26	0.44
D(LNBIOD)	1.64	0.61
D(LNPROC)	1.29	0.77

6. Sonuç

Çevre kirliliği ve atık yönetimi ilişkisi artan nüfus, hızlı ekonomik büyüme ve çarpık kentleşme gibi sorunlar nedeniyle her geçen yıl daha fazla ilgi odağı olmaya başlamıştır. Çevrenin korunması ile ilgili birçok araç devrede iken bunlar arasında vergiler ve çevre koruma harcamaları mali araçlar olarak öne çıkmaktadır. Çevre kirliliğinin yarattığı negatif dışsallık, ağırlıklı olarak ortak finansman ilkesi temelinde önlenmeye çalışılmaktadır. Türkiye’de bu doğrultuda çevre kirliliği dünyadaki gelişmelerle paralel sanayileşme ve artan nüfus artışı ile özdeşleştirilmekte ve kamu-özel-hane halkı temelinde çevre harcamaları yapılmaktadır. Türkiye’de toplam çevre koruma harcamaları içinde özel sektörün payının yüksekliği dikkat çekmekte fakat kirliliğin yeter ve gerekli düzeyde azaltılamaması neticesinde kamu kesimi devreye girmektedir. Çevrenin bir kamusal mal olması ve yaratılan negatif dışsallığın fiyatlandırılmaması neticesinde çevre koruma harcamalarında kamu kesiminin önemli bir yük ile karşı karşıya kaldığı ve gelecekte de bu rolünü sürdüreceği öngörülmektedir.

Türkiye’de çevre koruma harcamaları 9 alt başlık altında toplanmakla birlikte bunlar içinde en fazla paya sahip olan harcamanın atık yönetimi harcamaları olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca yürürlükteki mevzuatlar gereği çevre koruma harcamalarının kamu kesimi tarafından yapılan kısmı büyük ölçüde belediyeler tarafından gerçekleştirilmektedir. 2012 sonrası Türkiye’de büyükşehir statüsündeki il sayısının 30’a yükselmiş olması ve toplam Türkiye nüfusunun yaklaşık yüzde 78’inin bu 30 ilde ikamet ediyor olması atık yönetimi harcamalarında 30 büyükşehirin dikkat çekici seviyelerde harcama yapmasının da temel nedeni olarak görülmektedir. Bir taraftan nüfusun yoğunlaştığı ve çevre koruma harcamalarının arttığı diğer tarafta da enerji, tarım, ürün kullanımı ve atık kaynaklı emisyonların da yüksek olduğu söz konusu bu şehirlerde hava kirliliğini önleyici tedbirlerin etkinliğinin tartışılması gerekli görülmektedir. Bu çerçevede çevre koruma harcamaları içinde kamu adına belediyeler tarafından yapılan harcamalarda atık yönetimi harcamaları yüzde 58’lik pay ile ilk sırada yer alırken atık kaynaklı emisyon payının yalnızca yüzde 3 olması harcamaların verimliliği ve kamu kaynaklarının etkin kullanılıp kullanılmadığı konusunu akla getirmektedir. Buna ek olarak kamu tarafından yapılan çevre koruma harcamalarının yüzde 79.6’sı belediyeler, yüzde 5.5’i mahalli idare birlikleri ile il özel idareleri tarafından yapılırken merkezi yönetimin payı yüzde 14.8 olmaktadır. Dolayısıyla kamu çevre koruma harcamalarının yaklaşık yüzde 85’i mahalli idareler tarafından gerçekleştirilmektedir.

Çalışmanın ampirik uygulama kısmında kamu çevre koruma harcamalarının atıklardan kaynaklanan sera gazı emisyonları üzerindeki etkisini ölçmek için TÜİK veri tabanından 30 büyükşehir için 2013-2021 dönemine ait çevre koruma harcama istatistiklerinden ve sera gazı emisyon istatistiklerinden yararlanılmıştır. İlgili dönem için yapılan analizde 30 büyükşehir iki alt gruba ayrılarak regresyon denklemi test sonuçları elde edilmiştir. Birinci grupta 2012 öncesi büyükşehir statüsünde yer alan 16 il yer alırken ikinci grupta 2012 yılında 6360 Sayılı Kanunla

(2012) büyükşehir statüsü elde eden 14 il yer almaktadır. Ayrıca, panel veri regresyon denkleminde 30 büyükşehirde kişi başına düşen atık emisyon miktarı bağımlı değişken olurken kişi başına atık yönetimi harcamaları, kişi başına atık su yönetim harcamaları, kişi başına dış ortam ve iklimi koruma harcamaları, kişi başına toprak, yeraltı ve yüzey sularının korunması ve kalitesinin iyileştirilmesi harcamaları, kişi başına düşen biyolojik çeşitliliğin ve peyzajın korunması harcamaları bağımsız değişkenler olarak kullanılmaktadır. Çalışmanın veri seti iki alt gruba ayrılmış ve birinci grup için panel sabit etkiler modeli uygulanırken ikinci grup için panel rassal etkiler modeli uygulanmıştır.

2012 öncesi büyükşehir statüsünde olan 16 ilin yer aldığı birinci grup için uygulanan sabit etkiler modelinin elde edilen bulgularına göre atık yönetimi harcamalarındaki değişim değişkeninin bağımlı değişken olan atık emisyon miktarındaki değişim değişkenini negatif yönde etkilediği ve belediyelerin atık yönetim harcamalarındaki yüzde 1'lik değişimin atık emisyon miktarını yüzde -0.04 değiştirdiği görülmüştür. Atık su yönetimi değişkeninin ise bağımlı değişken üzerindeki etkisinin istatistiksel olarak anlamsız olduğu görülmektedir. Mahalli idarelerin daha az katkı sunduğu toprak, yeraltı ve yüzey sularının korunması ve kalitesinin iyileştirilmesi harcamalarındaki değişim değişkeninin ise bağımlı değişkeni negatif yönde etkilediği tespit edilmiştir. Benzer bir şekilde dış ortam havasını ve iklimi koruma harcamalarındaki değişim değişkeninin işareti de negatiftir. Dolayısıyla mahalli idarelerin görece daha sınırlı katkı yaptığı toprak, yeraltı ve yüzey sularının korunması ve kalitesinin iyileştirilmesi harcamaları yüzde 1 değiştiğinde atık emisyon miktarı yüzde -0.08 değişirken, dış ortam havasını ve iklimi koruma harcamaları yüzde 1 değiştiğinde atık emisyon miktarının yüzde -0.02 değişeceği tahmin edilmiştir. Bunlara ek olarak mahalli idarelerin en fazla kaynak ayırdığı atık yönetim harcamalarının atık emisyonunu azaltıcı etkisinin daha sınırlı olduğu; toprak, yeraltı ve yüzey sularının korunması ve kalitesinin iyileştirilmesi harcamalarına kıyasla daha az etkili olduğu hesaplanmıştır. Tüm bunların aksine biyolojik çeşitliliğin ve peyzajın korunması harcamalarındaki değişim değişkeninin ise atık emisyon miktarını artırdığı hesaplanmıştır.

Elde edilen bulgulara göre 2012 yılı öncesi büyükşehir statüsü kazanan 16 ilde mahalli idarelerin atık emisyonunu azaltabilmesi için atık yönetimi harcamaları için ayırdığı kaynakları daha etkin kullanarak elde edeceği tasarruflarla toprak, yeraltı ve yüzey sularının korunması ve kalitesinin iyileştirilmesi harcamalarına daha fazla kaynak ayırmasının atık emisyonunu azaltma hedefi açısından daha yararlı olacağı düşünülmektedir.

2012 sonrası büyükşehir statüsünde olan 14 ilin yer aldığı ikinci grup için uygulanan rassal etkiler modelinin elde edilen bulgularına göre atık yönetim harcamaları değişkeninin bağımlı değişkeni negatif yönde etkilediği hesaplanmıştır. 2012 sonrası büyükşehir statüsü kazanan illerdeki mahalli idarelerin atık yönetim harcamalarındaki yüzde 1'lik değişim atık emisyon miktarını yüzde -0.02 değiştirmektedir. Elde edilen bu bulgu 2012 sonrası büyükşehir statüsü kazanan 14 ilin 2012 öncesi büyükşehir statüsü kazanan 16 ile göre atık yönetim harcamaları ile atık emisyon miktarını azaltma kabiliyetinin daha düşük olduğunu göstermektedir. Bununla birlikte birinci grup tahmin sonuçlarının aksine atık su yönetimi değişkeninin istatistiksel olarak yüzde 5 hata payı ile anlamlı olduğu görülmektedir. Dolayısıyla 2012 sonrası büyükşehir olan illerdeki atık su yönetimi harcamaları her ne kadar katsayısı düşük de olsa atık emisyon miktarının azalmasına katkı yapmaktadır. Mahalli idarelerin daha az katkı sunduğu toprak, yeraltı ve yüzey sularının korunması ve kalitesinin iyileştirilmesi harcamaları değişkeninin bağımlı değişkeni negatif yönde etkilediği gözükmemektedir. Benzer bir şekilde dış ortam havasını ve iklimi koruma harcamalarındaki değişim değişkeninin işareti negatiftir. Dolayısıyla mahalli idarelerin görece

daha sınırlı katkı yaptığı toprak, yeraltı ve yüzey sularının korunması ve kalitesinin iyileştirilmesi harcamaları yüzde 1 değiştiğinde atık emisyon miktarı yüzde -0.04 değişirken dış ortam havasını ve iklimi koruma harcamaları yüzde 1 değiştiğinde atık emisyon miktarının yüzde -0.01 değişeceği tahmin edilmiştir. Buradan hareketle mahalli idarelerin en fazla kaynak ayırdığı atık yönetim harcamalarının atık emisyonunu azaltıcı etkisinin daha sınırlı katkı yaptığı toprak, yeraltı ve yüzey sularının korunması ve kalitesinin iyileştirilmesi harcamalarına kıyasla daha az etkili olduğu söylenebilir. Ayrıca 2012 öncesi büyükşehir statüsü kazanan illerdeki oranlara kıyasla bu katsayıların düşük olduğu da gözden kaçırılmamalıdır. Son değişken olarak biyolojik çeşitliliğin ve peyzajın korunması harcamalarındaki değişim değişkeninin atık emisyon miktarını artırdığı hesaplanmıştır.

Elde edilen bulgulara göre 2012 yılı sonrası büyükşehir statüsü kazanan 14 ilde mahalli idarelerin atık emisyonunu azaltabilmesi için atık yönetimi harcamaları için ayırdığı kaynakların atık emisyonunu azaltıcı etkisi 2012 öncesi büyükşehir statüsü kazanan şehirlerin mahalli idare çevre koruma harcamalarının etkisinden daha düşük olduğu tespit edilmiştir. Sonuç olarak belediyelerin atık yönetimi harcamaları yüksek olmasına rağmen atık kaynaklı emisyon miktarını azaltıcı etkileri oldukça düşük görülürken 2012 öncesi ve sonrası şeklinde yapılan karşılaştırma da 2012 sonrası büyükşehir olan illerde bu durumun görece daha belirgin olduğu söylenebilir. Kamu kaynaklarının daha etkin kullanımı ve çevre kirliliğini önleme çalışmalarının daha verimli olması için belediyelerin atık yönetimi uygulamalarını değiştirmeleri atık yönetiminde geri dönüşüm uygulamaları ile yapılan harcamalarda tasarrufa yönelmeleri ve buradan elde ettikleri kaynaklarla diğer çevre koruma harcamalarına ağırlık vermeleri önerilmektedir. Bu durum literatürde iddia edilen kamu çevre harcamalarının tek başına çevre kirliliğini önlemede yetersiz kalacağı iddiaları ile de örtüşmektedir. Bununla birlikte çevre koruma harcamalarının daha etkin hale gelmesi için kamu çevre koruma harcamaları bileşiminin değiştirilmesinin daha fazla etkinlik sağlayacağı bulgusu ile de literatürden farklı bir sonuca ulaşmaktadır.

Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı

Etik kurul izni ve/veya yasal/özel izin alınmasına gerek olmayan bu çalışmada araştırma ve yayın etiğine uyulmuştur.

Araştırmacıların Katkı Oranı Beyanı

Yazar, makalenin tamamına yalnız kendisinin katkı sağlamış olduğunu beyan eder.

Araştırmacıların Çıkar Çatışması Beyanı

Bu çalışmada herhangi bir potansiyel çıkar çatışması bulunmamaktadır.

Kaynakça

- Adewuyi, A.O. (2016). Effects of public and private expenditures on environmental pollution: A dynamic heterogeneous panel data analysis, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 65, 489-506. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2016.06.090>
- Akıncı, M., Akıncı, G.Y. ve Yılmaz, Ö. (2014). Sendikal hareketlerin iki yüzü: OECD ülkelerinde iktisadi büyüme üzerindeki etkilerin analizi. *H.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 32(1), 1-27. <https://doi.org/10.17065/huiibf.96868>
- Arrow, K.J. (1985). The potential and limits of the market in resource allocations. In G.R. Feiwel (Ed.), *Issues in contemporary microeconomics and welfare* (pp. 107-124). London: Macmillan.
- Ataç, E. (2007). *Maliye politikası*. Eskişehir: TC. Anadolu Üniversitesi Yayınları (No. 1580).
- Baltagi, B.H. (2001). *Econometric analysis of panel data*. UK: John Wiley & Sons Ltd.
- Baumol, W.J. (1964). External economies and second order optimality conditions. *The American Economic Review*, 54(4), 358-372. <https://doi.org/10.2307/3145680>
- Bayram, V. (2023). Döngüsel ekonomiye geçiş: İşletme stratejilerinde çevre koruma harcamalarının ve yatırımlarının önemi. *Karadeniz Ekonomi Arařtırmaları Dergisi*, 4(1), 1-24. Eriřim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/kared/>
- Bernauer, T. and Koubi, V. (2006). *States as providers of public goods: How does government size affect environmental quality* (CIS Working Paper No. 14). Retrieved from <https://www.research-collection.ethz.ch/bitstream/handle/20.500.11850/149876/eth-29565-01.pdf>
- Bithas, K. (2011). Sustainability and externalities: Is the internalization of externalities a sufficient condition for sustainability? *Ecology Economics*, 70(10), 1703-1706. <http://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2011.05.014>
- Broniewicz, E. (2011). Environmental protection expenditure in European Union. *Environmental Management in Practice*, 21(36), 2-28. <https://doi.org/10.5772/18110>
- Buchanan, M. (2008). Rent seeking and profit seeking. In R.D. Congleton, A.L. Hillman and K.A. Konrad (Eds.), *40 years of research on rent seeking* (pp. 55-67). Berlin: Springer.
- Bulutođlu, K. (1981). *Kamu ekonomisine giriş*. İstanbul: Filiz Kitabevi.
- Choi, I. (2001). Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance*, 20, 249-272. [https://doi.org/10.1016/S0261-5606\(00\)00048-6](https://doi.org/10.1016/S0261-5606(00)00048-6)
- Çemrek, F. ve Burhan, E. (2014). Petrol tüketiminin ekonomik büyüme üzerindeki etkisinin panel veri analizi ile incelenmesi: Avrupa Birliđi ülkeleri ve Türkiye örneđi. *Uluslararası Alanya İşletme Fakültesi Dergisi*, 6(3), 47-58. Eriřim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/uaifd/>
- Çiçekalan, B., Özgün, H. ve Öztürk, İ. (2019). Türkiye'de ve dünyada çevre koruma harcamalarının mukayeseli deđerlendirilmesi. *Konya Mühendislik Bilimleri Dergisi*, 7(4), 729-741. <https://doi.org/10.36306/konjes.654886>
- Deng, H., Zheng, X., Huang, N. and Li, F. (2012). Strategic interaction in spending on environmental protection: Spatial evidence from Chinese cities. *China & World Economy*, 20(5), 103-120. <https://doi.org/1749-124X.2012.01304>
- El Hanande, A. and El-Zein, A. (2009). Strategies for the municipal waste management system to take advantage of carbon trading under competing policies: The role of energy from waste in Sydney. *Waste Management*, 29(7), 2188-2194. <https://doi.org/10.1016/j.wasman.2009.03.002>
- Ercolano, S. and Romano, O. (2018). Spending for the environment: General government expenditure trends in Europe. *Social Indicators Research*, 138(3), 1145-1169. <https://doi.org/10.1007/s11205-017-1695-0>
- Greene, W.H. (2003). *Econometric analysis*. New York: Prentice Hall.

- Halkos, G. and Paizanos, E.A. (2014). *Exploring the effect of economic growth and government expenditure on the environment* (MRNA Paper No. 56084). Retrieved from https://mpr.ub.uni-muenchen.de/56084/1/MPRA_paper_56084.pdf
- Halkos, G.E. and Paizanos, E.A. (2013). The effect of government expenditure on the environment: An empirical investigation. *Ecological Economics*, 91, 48-56. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2013.04.002>
- Halkos, G.E. and Paizanos, E.A. (2017). The channels of the effect of government expenditure on the environment: Evidence using dynamic panel data. *Journal of Environmental Planning and Management*, 60, 135–157. <https://doi.org/10.1080/09640568.2016.1145107>
- Hausman, J. (1979). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251–1271. doi:10.4236/ojapps.2015.512081
- Hausman, J. and Taylor, W. (1981). Panel data and unobservable individual effects. *Econometrica*, 49(6), 1377-1397. <https://doi.org/10.2307/1911406>
- He, L., Yin, F., Zhong, Z. and Ding, Z. (2017). The impact of local government investment on the carbon emissions reduction effect: An empirical analysis of panel data from 30 provinces and municipalities in China. *PLoS One*, 12(7), e0180946. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0180946>
- Hua, Y., Rui, X. and Yaşın, S. (2018). Fiscal spending and air pollution in Chinese cities: Identifying composition and technique effects. *China Economic Review*, 47, 156-169. doi:10.1016/j.chieco.2017.09.007
- Islam, A.M. and López, R.E. (2015). Government spending and air pollution in the US. *International Review of Environmental and Resource Economics*, 8(2), 139-189. <https://doi.org/10.1561/101.00000068>
- Kennedy, P. (2006). *Ekonometri kılavuzu* (Çev. M. Sarımeşeli ve Ş. Açıkgoz). Ankara: Gazi Kitabevi Yayınları.
- Kete, H., Aydın, M.S. ve Kaya, H. (2017). Çevre sorunları ile mücadelede maliye politikaları. *Journal of Life Economics*, 4(2), 168-191. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/pub/jlecon/>
- Kızıltan, M. ve Yereli, A.B. (2023). Belediyelerin çevre koruma harcamaları üzerinde sanayileşmenin etkilerinin mekânsal analizi: Türkiye örneği. *Sosyoekonomi*, 31(55), 397-416. <https://doi.org/10.17233/sosyoekonomi.2023.01.20>
- Kirmanoglu, H. (2017). *Kamu ekonomisi analizi*. İstanbul: Beta Yayınevi.
- Levin, A., Lin, C.F. and Chu, C.S.J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics* 108, 1–24. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7)
- López, R., Galinato, G.I. and Islam, A. (2011). Fiscal spending and the environment: Theory and empirics. *Journal of Environmental Economics and Management*, 62(2), 180-198. <https://doi.org/10.1016/j.jeem.2011.03.001>
- López, R.E. and Palacios, A. (2010). *Have government spending and energy tax policies contributed to make Europe environmentally cleaner?* (AgEcon Working Paper No. 10-06). <https://doi.org/10.22004/ag.econ.94795>
- Maddala, G.S. and Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 6(Special Issue), 631-652. <http://dx.doi.org/10.1111/1468-0084.61>
- Mutlu, A. (2002). *Çevre ekonomisi politikalar uygulamalar ve Türkiye*. İstanbul: Marmara Üniversitesi İİBF Yayınları.
- Mutlu, A. (2006). Küresel kamusal mallar bağlamında sağlık hizmetleri ve çevre kirlenmesi, üretim, finansman ve yönetim sorunları. *Maliye Dergisi*, 150, 53-78. Erişim adresi: <https://ms.hmb.gov.tr/>
- Rosen, S. (2002). Markets and diversity. *American Economic Review*, 92(1), 1-15. <https://doi.org/10.1257/000282802760015577>

- Saud, M.A., Guo, P., Haq, I.U., Pan, G. and Khan, A. (2019). Do government expenditure and financial development impede environmental degradation in Venezuela? *PLoS One*, 14(1), e0210255. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0210255>
- Soukopova, J. and Bakos, E. (2013). *Environmental protection expenditure: Ex-post evaluation* (SSRN Working Paper No. 2274453). Retrieved from https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2274453
- Soukopová, J. and Struk, M. (2011). Methodology for the efficiency evaluation of the municipal environmental protection expenditure environmental software systems: Frameworks of environment. *IFIP Advances in Information Communication Technology*, 359, 327-340. Retrieved from <https://inria.hal.science/hal-01569189>
- Stiglitz, J.E. (1994). *Kamu kesimi ekonomisi* (Çev. Ö.F. Batırel). İstanbul: Marmara Üniversitesi Yayınları.
- Tatođlu, F.Y. (2007). Satın alma gücü paritesinin uzun dönemde geçerliliđinin panel birim kök testleri ile sınanması. *TÜİK İstatistik Arařtırma Dergisi*, 5(1), 65-74. Eriřim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/jsstr/>
- Tatođlu, F.Y. (2012). *Panel veri ekonometrisi*. İstanbul: Beta Yayıncılık.
- Toprak, D. (2006). Sürdürülebilir kalkınma çerçevesinde çevre politikaları ve mali araçlar. *Süleyman Demirel Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 2(4),1 46-169. Eriřim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/sbe>
- TÜİK. (2022a). *Çevre koruma harcama istatistikleri* [Veri seti]. Eriřim adresi: <https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=Cevre-Koruma-Harcama-Istatistikleri-2022-1>
- TÜİK. (2022b). *Nüfus ve demografi* [Veri seti]. Eriřim adresi: <https://data.tuik.gov.tr/Kategori/GetKategori?p=Nufus-ve-Demografi-109>
- TÜİK. (2022c). *Sera gazı emisyon istatistikleri* [Veri seti]. Eriřim adresi: <https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=Sera-Gazi-Emisyon-Istatistikleri-1990-2022-53701>
- Ullah, S., Majeed, M.T. and Chishti, M.Z. (2020). Examining the asymmetric effects of fiscal policy instruments on environmental quality in Asian economies. *Environmental Science and Pollution Research*, 27, 38287–38299. <https://doi.org/10.1007/s11356-020-09859-x>
- UN. (1997). Glossary of environment statistics, studies in methods. Retrieved from <https://unstats.un.org/unsd/environmentgl/>
- Uslu, O. (1996). *Çevresel etki deđerlendirmesi*. Ankara: Türkiye Çevre Vakfı Yayını.
- Yalçın, A.Z. ve Gök, M. (2015). Avrupa Birliđi ve Türkiye’de kamu çevre koruma harcamalarının analizi. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 11(25), 65-89. <https://doi.org/10.17130/ijmeh.2015.11.25.783>
- Yang, G., Zhang, Q., Zhao, Z. and Zhou, C. (2023). How does the “zerowaste city” strategy contribute to carbon footprint reduction in China? *Waste Management*, 156, 227-235. <https://doi.org/10.1016/j.wasman.2022.11.032>
- Yıldız, N. (2005). Türkiye’nin Avrupa Birliđi’ne uyum sürecinde çevre politikalarının karşılařtırmalı analizi. *Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 6(1), 164-173. Eriřim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/trakyasobed/>
- Zhang, Q.S., Zhang, S., Ding, Z. and Hao, Y. (2017). Does government expenditure affect environmental quality: Empirical evidence using Chinese city-level data. *Journal of Cleaner Production*, 161, 143-152. [10.1016/j.jclepro.2017.05.096](https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2017.05.096)
- Zhou, C. and Zhang, X. (2020). Measuring the efficiency of fiscal policies for environmental pollution control and the spatial effect of fiscal decentralization in China. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(23), 8974. <https://doi.org/10.3390/ijerph17238974>
- 6360 Sayılı Kanun. (2012, 12 Aralık). 6360 sayılı On dört İlde Büyükşehir Belediyesi ve Yirmi Yedi İlçe Kurulması ile Bazı Kanun ve Kanun Hükmünde Kararnamelerde Deđişiklik Yapılmasına Dair Kanun. (2012, 12 Aralık). *Resmî Gazete* (Sayı: 28489). Eriřim adresi: <https://www.mevzuat.gov.tr/mevzuatmetin/1.5.6360.pdf>

THE EFFECTS OF PUBLIC ENVIRONMENTAL PROTECTION EXPENDITURES ON WASTE EMISSIONS: AN ANALYSIS BASED ON LOCAL AUTHORITIES WITH METROPOLITAN STATUS

EXTENDED SUMMARY

Objective of Study

Since the costs arising from environmental pollution cannot be directly reflected in prices, they are defined as social costs imposed on society as a whole and not on those who cause pollution. Moreover, the perception of the environment as a kind of free good leads to ignoring the fact that the ecological balance should not be challenged by production and consumption processes. The fact that environmental pollution causes negative externalities and leads to inefficiency in resource allocation prevents the problem from being solved through the market mechanism. Therefore, the environment and its protection are defined as public goods and public economics emphasizes the need to internalize the resulting externalities. This study focuses on environmental protection expenditures based on the "co-financing principle". Although the private sector spends more than the public sector in total environmental protection expenditures in Turkey, it is considered that reducing pollution through the market mechanism alone is not sufficient since the environment and environmental expenditures are considered public goods and environmental pollution creates an externality. Based on 30 metropolitan cities in Turkey, the effect of public sector environmental protection expenditures on waste-induced emissions is analyzed by panel data analysis, and the effectiveness of the expenditures is discussed on the basis of the findings obtained.

Literature Review

Studies examining the relationship between public expenditures and environmental pollution reveal both negative and positive effects. While many studies claim that the increase in public expenditures supports economic growth and leads to an increase in environmental problems, there is also evidence that public environmental expenditures have a negative impact on pollution in contrast to total public expenditures. The reasons such as the fact that public environmental protection expenditures in Turkey are mainly made by municipalities and that environmental protection expenditures and environmental pollution are higher in industrialized provinces with high population density are the motivation for this study to examine the effect of environmental protection expenditures made by the public sector on environmental pollution in 30 metropolitan cities. The fact that environmental protection expenditures have different effects in provinces according to the differences in regions or development levels differs from the literature in the sense that the analysis of 30 metropolitan cities by dividing them into two subgroups as before and after 2012 takes into account the differences in the development level of the cities in terms of the effect of public environmental protection expenditures on emission amounts.

Methodology

Panel Data Analysis is used in this study. Panel data analysis creates a data set by using both cross-sectional and time series together and increases the number of observations, leading to an increase in the degree of freedom. The decision-making process is completed with the Hausman test and the panel fixed effects and random effects model is estimated over the two subgroup data.

Findings

According to the findings of the fixed effects model for the first group, which includes 16 provinces with metropolitan status before 2012, the change in waste management expenditures has a negative effect on the dependent variable, the change in waste emission amount, and a 1 percent change in waste management expenditures of municipalities changes waste emission amount by -0.04 percent. The effect of the wastewater management variable on the dependent variable is statistically insignificant. The change in expenditures on the protection and improvement of the quality of soil, groundwater, and surface water, to which local governments contribute less, has a negative effect on the dependent variable. According to the findings of the random effects model for the second group, which includes 14 provinces that became metropolitan cities after 2012, the variable of waste management expenditures has a negative effect on the dependent variable. A 1 percent change in waste management expenditures of local administrations in the provinces that gained metropolitan status after 2012 changes the amount of waste emissions by -0.02 percent. This finding shows that 14 provinces that gained metropolitan status after 2012 have a lower ability to reduce the amount of waste emissions through waste management expenditures compared to 16 provinces that gained metropolitan status before 2012.

Conclusion

According to the findings, it is thought that it would be more beneficial for local governments in the 16 provinces that gained metropolitan status before 2012 to allocate more resources to the protection and improvement of the quality of soil, groundwater, and surface water with the savings to be obtained by using the resources allocated for waste management expenditures more effectively in order to reduce waste emissions. In addition, in 14 cities that gained metropolitan status after 2012, the waste emission reducing effect of the resources allocated by local governments for waste management expenditures in order to reduce waste emissions is found to be lower than the effect of local government environmental protection expenditures in cities that gained metropolitan status before 2012. As a result, although the waste management expenditures of municipalities are high, their impact on reducing the amount of waste emissions is quite low, and it can be said that this situation is relatively more pronounced in the cities that became metropolitan after 2012 in the comparison made before and after 2012. In order to use public resources more effectively and to prevent environmental pollution more efficiently, it is recommended that municipalities should change their waste management practices, tend towards savings in expenditures made with recycling practices in waste management, and focus on other environmental protection expenditures with the resources they obtain from these practices.

FAİZ ORANI POLİTİKA DEĞİŐİMLERİNİN BİST BANKA ENDEKSİ ÜZERİNDEKİ ETKİLERİ

The Effects of Interest Rate Policy Changes on the BIST BANK Index

Ersin KANAT*

Öz

Bu alıřma, Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası'nın (TCMB) faiz oranları üzerindeki politika deęiřikliklerinin BIST Bankacılık Endeksi üzerindeki etkilerini incelemektedir. Faiz oranları, bankacılık sektörü için kritik öneme sahip olup, yatırımcıların davranıřlarını ve dolayısıyla borsa endekslerini etkileyebilecek bir faktördür. 23 Eylül 2021 ile 22 Haziran 2023 tarihleri arasında TCMB faiz oranlarını sürekli olarak düşürmüş veya düşük tutmuş, bu tarihten sonra ise faiz oranlarını artırma kararı almıřtır. alıřma, bu iki farklı politika deęiřiklięi tarihini esas alarak olay alıřması yöntemini kullanmış ve bu deęiřikliklerin BIST Bankacılık Endeksi'ne olan etkilerini ölçmeye odaklanmıřtır. Olay alıřması yönteminin kullanıldıęı bu alıřmada, 120 günlük tahmin penceresi tercih edilirken, anormal ve kümülatif anormal getiriler için (-5, +5) olay penceresi kullanılmıřtır. Sonuçların anlamlılıęı ise t-testi kullanılarak tespit edilmiřtir. Elde edilen sonuçlar, faiz indirimi politikalarının banka endeksinde anlamlı bir etki yaratmadıęını, ancak faiz artıřlarının negatif anormal getirilerle sonuçlandıęını göstermektedir. alıřma, bu politika deęiřikliklerinin Borsa İstanbul Bankacılık Endeksine yansıyan etkilerini analiz ederek literatüre katkıda bulunmaktadır.

Anahtar Kelimeler:

Faiz Oranları,
Politika Deęiřiklikleri,
BIST Banka Endeksi,
Olay alıřması.

JEL Kodları:

E44, E52,
G14, G21

Keywords:

Interest Rates,
Policy Changes,
BIST Banking Index,
Event Study.

JEL Codes:

E44, E52,
G14, G21

Abstract

This study examines the effects of the Central Bank of the Republic of Turkey's (CBRT) policy changes in interest rates on the BIST Banking Index. Interest rates are of critical importance for the banking sector and are a factor that can affect the behavior of investors and, thus, stock market indices. Between 23 September 2021 and 22 June 2023, the CBRT continuously lowered or kept interest rates low and decided to increase interest rates after this date. The study uses the event study method based on these two different policy change dates and focuses on measuring the effects of these changes on the BIST Bank Index. In this study using the event study method, the 120-day forecast window is preferred, while the (-5, +5) event window is used for abnormal and cumulative returns. The significance of the results is determined using a t-test. The results show that interest rate cut policies do not have a significant effect on the bank index, but interest rate hikes result in negative abnormal returns. The study contributes to the literature by analyzing the effects of these policy changes on the Borsa Istanbul Banking Index.

* Do. Dr., Zonguldak Bülent Ecevit Üniversitesi, Uygulamalı Bilimler Yüksekokulu, Finans ve Bankacılık Bölümü, Türkiye, ersinkanat44@hotmail.com

Makale Geliř Tarihi (Received Date): 02.08.2024 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 29.09.2024

Bu eser Creative Commons Atıf 4.0 Uluslararası Lisansı ile lisanslanmıřtır.



1. Giriş

Günümüzde borsalar önemli bir yatırım alanı olmakla beraber, ülke ekonomilerinin de önemli unsurları ve göstergeleri arasındadır. Aynı zamanda bankacılık sektörünün de ülke ekonomileri açısından önemli bir yer tutması, borsalardaki banka endekslerinin incelenmesini gerekli kılmaktadır. Bankacılık sektörü açısından en önemli konulardan bir tanesi faiz oranlarıdır. Ülkeler zaman zaman faiz oranları ile ilgili önemli kararlar alabilmektedir. Bu alınan kararlar çeşitli amaçlarla piyasaları kontrol etmek için kullanılan politikalar olarak da karşımıza çıkmaktadır.

Bilindiği üzere Covid-19 pandemisi sebebiyle, birçok ülkede finansal sorunlar meydana gelmiştir. Bu dönemde çoğu ülke faiz oranları ile ilgili önemli politika adımları gerçekleştirmiştir. Pandemi sonrası ise tekrar politikalarında değişiklik yaparak normale dönme çabası içerisine giren ülkeler görülmektedir. TCMB de 23 Eylül 2021 tarihinden itibaren politika faizleri ile ilgili önemli kararlar almıştır. Merkez bankasının uygulamaya başladığı politika düzenli olarak faiz indirimlerinin uygulanmasıydı. Faizlerin zaman içerisinde indirilmesi ya da düşük seviyede tutulması, 22 Haziran 2023 tarihine kadar devam etmiştir. Bu tarihten sonra ise bir politika değişikliğine gidilmiş ve bu kez faizler düzenli olarak arttırılmaya başlanmıştır.

Faiz oranları ile ilgili politika değişimleri şüphesiz birçok sektörü etkilemektedir. Faiz oranlarındaki değişimler tüketicilerin davranışlarını etkileyebileceği gibi firmalarında kendi politikalarını değiştirmelerini sağlayabilir. Dolayısıyla, sektörler üzerinde çeşitli etkiler gözlenebilmektedir. Şüphesiz bu olaylardan en çok etkilenmesinin beklendiği sektörlerin başında da bankacılık sektörü gelmektedir. Bankaların ana faaliyet konularının faizlerle doğrudan ilişkili olması, sektörde çok sayıda değişikliği de beraberinde getirmektedir. Bu değişiklikler olumlu, olumsuz veya nötr olabilir.

Faiz oranlarındaki değişikliğin bankacılık sektöründe meydana getireceği etkilere karşılık, borsanın banka endeksinde de benzer değişikliklerin meydana gelip gelmeyeceği incelemeye değer bir konudur. Çünkü yatırımcıların hepsinin yatırım yaptıkları şirketin finansal durumunu, karlılığını veya benzeri unsurları göz önünde bulundurduklarını söylemek oldukça güçtür. Yatırımcıların hepsinin rasyonel oldukları varsayımında ve normal şartlar altında, yatırım yapılan ve bir tür ortaklık elde edilen bu şirketlerin finansal durumları önemli olmalıdır.

Bu çalışmada, TCMB'nin son yıllarda aldığı önemli kararların tarihi olan 23 Eylül 2021 ve 22 Haziran 2023 olay günü olarak belirlenerek, faiz kararlarının BIST Bankacılık Endeksi'nde anormal getiriye neden olup olmadığı araştırılmaktadır. Olay çalışması yöntemi vasıtasıyla bu tür olayların bankacılık sektörü üzerindeki etkileri ortaya koyulmaya çalışılmaktadır. Bu çalışmanın literatüre katkısı, Türkiye gibi gelişmekte olan ülkeler başta olmak üzere merkez bankası faiz kararlarının bankacılık endeksindeki etkilerini analiz eden sınırlı sayıda çalışma olmasıdır. Konu ile ilgili yapılmış çalışmalar genellikle genel borsa endeksleri veya şirketler üzerindeki etkileri incelerken, bu çalışma bankacılık endeksi özelinde bir analiz sunarak, sektörel farklılıkların da göz önünde bulundurulması gerektiğine dikkat çekmektedir. Ayrıca, tüm faiz kararlarının analiz edilmesi yerine, bu çalışmada faiz kararları ile ilgili politika değişiklikleri analiz edilmektedir. Kısaca, yapılan bu çalışma için yüksek ve düşük faiz politikalarına geçiş dönemlerinin önem arz ettiği söylenebilir.

Çalıřma, giriř kısmını ieren birinci blm dahil olmak zere beř ana blmden oluřmaktadır. İkinci blm; olay alıřması, faiz oranları ve bankacılık sektr ile ilgili nemli alıřmalara yer verilen literatr taramasıdır. nc blm kullanılan yntem hakkında detay ieren metodoloji blmdr. Drdnc blmde, analiz bulgularına yer verilmiřtir. Son olarak, beřinci blm ise alıřmanın sonucunu ve nemli yorumları iermektedir.

2. Literatr

Merkez Bankası'nın faiz oranları ile ilgili aldıėı kararlar řphesiz bireyleri, řirketleri ve ekonomileri etkilemektedir. Ana faaliyet konusunun faizlerle doėrudan iliřkili olması sebebiyle, bankaların ve bankacılık sektrnn de bu durumlardan etkilenmesi gerekmektedir. Bu durumun borsa yatırımcıları tarafından da gz nnde bulundurulması ve borsada bankacılık endeksinin ilgili politikalar nedeniyle anormal getiriler meydana getirebileceėi olasıdır. Konu ile ilgili olay alıřması da dâhil eřitli yntemler kullanılarak yapılmıř nemli alıřmalar mevcuttur.

Keskin (2024), TCMB faiz kararlarının BIST banka hisse deėerleri zerindeki etkisini arařtırmıřtır. BIST Likit Banka (XLBNK) endeksi zerine yapılan alıřmada, 2014:01-2024:03 dnemleri lojistik regresyon yntemi ile analiz edilmiřtir. Elde edilen bulgular, faiz indirim kararlarının endeksi gnlk pozitif etkilediėini, haftalık ve aylık etkiye sahip olmadıėını gstermiřtir. Ayrıca, faiz artırımlarının herhangi bir etkiye neden olmadıėı gzlenmiřtir.

Bir diėer nemli alıřma ise, Eren ve Demireli (2022) tarafından yapılan ve geliřmekte olan lkelerde faiz kararlarının mevduat bankaları hisseleri zerine etkilerinin arařtırıldıėı alıřmadır. Olay alıřması ynteminin kullanıldıėı bu alıřmada, Aralık 2010-Aralık 2021 dnemindeki politika faiz kararlarındaki deėiřimler dikkate alınmıřtır. alıřmada yatırımcıların TCMB faiz indirim duyurularına pozitif ynde tepki vermediėi, bunun yanında faiz artırım duyurularına negatif ve gl tepki verdikleri sonucuna ulařılmıřtır.

Anormal getirilerin varlıėı ile ilgili arařtırmalarda olay alıřması olduka sık kullanılmaktadır. Bu alıřmalar pandemi, faiz oranı deėiřimleri, kâr payı aıklamaları, siyasi olaylar gibi birok olayın sermaye piyasaları ve kripto para piyasaları gibi eřitli piyasalara ve varlıklara etkilerini arařtırmıřlardır.

Pandey ve Kumari (2021), geliřmiř ve geliřmekte olan piyasaların 49 borsa endeksi zerinde bir alıřma yapmıřlardır. alıřmada, salgınlara karřı kresel borsa tepkilerine iliřkin kanıtlar sunmayı amalamıřlardır. Olay alıřmasının kullanıldıėı alıřmaya, karantina ve kısıtlamaların etkileri de dâhil edilmiřtir. alıřma sonucunda hem lke bazında hem de dnyadaki vaka ve lmler arasında yksek ve orta dzeyde negatif bir korelasyon olduėunu ortaya koymuřlardır.

Yousaf vd. (2022) ise olay alıřması yntemi ile Rusya ve Ukrayna arasındaki savařın bařlamasının etkilerini incelemiřlerdir. alıřmada, G20 ve diėer seilmiř pay senedi piyasaları zerindeki etkiler arařtırılmıřtır. Arařtırmada Rus piyasası bařta olmak zere oėu pay piyasası zerinde gl ve olumsuz etkiler tespit etmiřlerdir. Bazı lke piyasaları ok erken tepki vererek olay gnnden nce negatif getiri saėlarken, Trkiye gibi bazı lkeler ise iřgal sonrası gnlerde olumsuz tepkiler vermiřtir.

Öget (2022), çalışmasında olumlu ve olumsuz olayların kripto paralar üzerindeki etkilerini olay çalışması yöntemi ile incelemiştir. SEC yaptırımları, liste dışı bırakma duyuruları olumsuz olaylar olarak belirlenirken airdrop ve listeleme duyuruları olumlu olaylar olarak sınıflandırılmıştır. Sonuç olarak olumsuz olayların olumlu olaylara kıyasla daha fazla anomaliye neden olduğu ortaya konulmuştur.

Kırkağaç ve Karpuz (2023), Kahramanmaraş depreminin BIST Banka ve BIST Sigorta endekslerinde bulunan payların getirileri üzerine etkilerini araştırmışlardır. Depremin etkilerinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu ve önemli düşüşlere sebep oldukları sonucuna ulaşmışlardır.

Faiz oranlarıyla ilgili olay çalışmasının kullanıldığı çok sayıda çalışma da mevcuttur. Poyraz vd. (2020) çalışmalarında, 2010 – 2020 yılları arasındaki politika faiz oranlarının Borsa İstanbul üzerindeki etkilerini incelemiştir. Çalışma sonucunda faiz indirim ve artırım kararları ile BIST 100 arasında negatif ilişki olduğu ortaya çıkmış olup, yalnızca faiz indirim kararları ile ilgili sonuçların anlamlı düzeyde olduğu belirlenmiştir.

Öget ve Eryiğit (2023), çalışmalarında faiz kararları ile birlikte kredi notu açıklamaları, siyasi olaylar ve terör olayları gibi farklı olay kategorilerinin BIST30 şirketleri üzerindeki etkisini bir arada incelemiştir. Olay çalışması yönteminin esas alındığı araştırmada piyasanın en çok siyasi olaylara ve faiz kararlarına tepki verdiği bulunmuştur. Diğer taraftan faiz oranı yükseltilmesi kararlarının, faiz oranlarının düşürülmesinden daha fazla anomaliye neden olduğu ortaya konulmuştur.

Temel ve Güneş (2024), S&P500 endeksindeki payların FED’in faiz kararlarına verdiği tepkiyi araştırmışlardır. Çalışma sonucunda anlamlı negatif ya da pozitif herhangi bir anormal getiri tespit edilememiştir. Bu durum, söz konusu piyasanın etkinliğine de işaret etmektedir.

Son yıllarda bankacılık dâhil birçok sektör bazlı çalışmada da olay çalışması yöntemi kullanılmaktadır. Bu sayede çeşitli olayların borsadaki etkileri üzerine önemli bulgular elde edilmektedir. Özdemir ve Hiçyılmaz (2022), Covid-19 ve aşı haberlerinin BIST’teki endekslere olan etkilerini incelemiştir. Dünya Sağlık Örgütü tarafından Pandeminin ilanı, Covid-19 kaynaklı Türkiye’de ilk ölüm vakası ve Türkiye’ye ilk aşının gelmesi şeklinde üç olay seçilmiş ve bu olay tarihleri ile analiz gerçekleştirilmiştir. Genel olarak, ilk ve ikinci olayın negatif anormal getirilere, son olayın ise pozitif anormal getirilere sebep olduğu anlaşılmıştır. En fazla negatif ve pozitif anormal getiriye sahip olan sektörün ise turizm sektörü olduğu tespit edilmiştir.

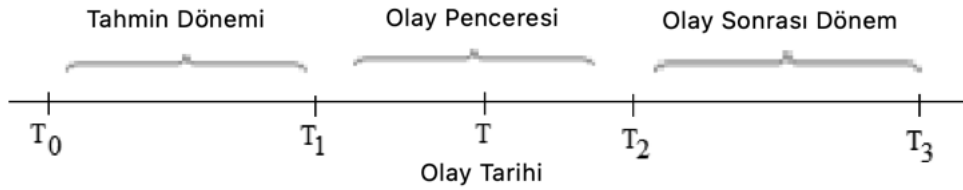
Hassan vd. (2022), Hindistan özelinde yaptıkları çalışmada, sınır anlaşmazlıkları ile ilgili olayların sektörel bazda etkilerini araştırmışlardır. Yalnızca birkaç sektörün anormal getiriye sahip olduğu, diğerlerinin ise etkilenmediği belirtilmiştir.

Bu çalışmada, TCMB’nin politika faiz kararlarının bankacılık sektörü üzerindeki etkileri araştırılmıştır. TCMB 23 Eylül 2021 tarihinden 22 Haziran 2023 tarihine kadar faiz indirimine gitmiş ve faizlerde hiçbir artış gerçekleştirilmemiştir. Bunun tersi olarak 22 Haziran 2023 tarihinden itibaren ise sürekli olarak faiz arttırım kararları almıştır. Çalışmada bu iki politika değişikliği tarihleri baz alınarak olay çalışması gerçekleştirilmiştir. Böylece, faiz kararları ile ilgili politika değişimlerinin BIST Banka Endeksi’ni ne ölçüde etkilediği belirlenmeye çalışılmıştır.

3. Metodoloji

Faiz oranı ile ilgili politikaların BIST'teki bankacılık sektörü üzerine etkilerinin arařtırıldıđı bu alıřmada, olay alıřması yntemi kullanılmıřtır. Bu amala ncelikli olarak BIST 100 ve BIST Bankacılık Endeksi'nin gnlk verileri Yahoo Finance'den elde edilmiřtir. Ayrıca, srekli olarak faiz indirimlerinin bařladıđı 23 Eyll 2021 ve faiz arttırmalarına geiřin yapıldıđı 22 Haziran 2023 tarihleri olay tarihleri olarak belirlenmiřtir. Olay alıřması kısaca, herhangi bir olayın herhangi bir dnemdeki etkisi hakkında ıkarım yapılmasını sađlayan bir yntemdir (Serra, 2002: 3). Bu yntemin temelinde, piyasanın bir olaya verdiđi olađandıřı tepkiler yer almaktadır. Bu tepkilere genel olarak anormal getiri ismi verilmektedir. Yntem sayesinde bir haberin getiriler üzerinde etkisi olup olmadıđı, etkinin ne kadar hızlı olduđu, etkinin byklđ ve yn gibi bilgileri elde etmek mmkndr. Ayrıca, bir olay tarihi etrafındaki piyasa tepkilerinin hızı, piyasanın etkinliđi hakkında da nemli ipuları sađlayabilir.

Olay alıřmaları ile ilgili izlenmesi gereken tek bir model olmayıp, farklı adımlar gerekleřtirilebilir. Genel olarak; olayın tanımlanması, olay penceresinin belirlenmesi, olayın etkilerinin deđerlendirilmesi ve sonuların deđerlendirilmesi gibi temel adımlar bulunmaktadır. (Eppli ve JTU, 2005: 120). Olay alıřması ynteminin kullanılabilmesi iin olayların tanımlanmasından sonraki adım olan olay penceresinin belirlenmesi olduka nemlidir. Olay alıřmasına iliřkin dnemler Grafik 1'deki gibi gsterilebilir (MacKinlay, 1997: 20).



řekil 1. Olay alıřması Zaman izelgesi
Kaynak: MacKinlay (1997).

Genel olarak tahmin periyodu gnlk alıřmalar iin 100 ile 300 gn arasında, aylık alıřmalar iin ise 24 ile 60 ay arasında kullanılabilir. Ancak bu konuda ve olay penceresinin uzunluđu konusunda belirlenmiř bir standart bulunmamaktadır (Peterson, 1989: 38; Mazgit, 2013: 233). Genellikle 100-300 gn arasında bir tahmin periyodunun kullanıldıđı ifade edilmektedir (Peterson, 1989: 38). Bu alıřmanın literatrndeki alıřmalar incelendiđinde tahmin periyodunun 90 gn (Pandey ve Kumari, 2021), 100 gn (Poyraz vd., 2020; Hassan vd., 2022; zdemir ve Hiyılmaz, 2022), 120 gn (get, 2022; Yousaf vd., 2022; get ve Eryiđit, 2023), 150 gn (Temel ve Gneř, 2024), 170 gn (Kırkađa ve Karpuz, 2023) olduđu grlmektedir. Benninga (2014: 333), tahmin periyodunun normal uzunluđunun 252 gn olduđunu, ancak her zaman yeterli sayıda gzlem deđerinin bulunmayabileceđini, dolayısıyla en az 126 gnlk bir tahmin periyodunun yeterli olacađını ifade etmiřtir. Diđer taraftan tahmin periyodunun uzun tutulmasının karıřtırıcı etki potansiyelini artıracadıđı dřnlmekte ve mmkn olan en kısa tahmin periyodunun tercih edilmesi gerektiđi savunulmaktadır. Campbell vd. (2003: 441), yaygın olarak kullanılan en kısa tahmin periyodunun 120 gn olduđunu ifade etmiřlerdir. Prosedr izlenerek bu alıřmada 120 gnlk bir tahmin periyodunun kullanılmasına karar verilmiřtir.

AR ve CAR'ın hesaplanabilmesi için öncelikle normal getirilerin hesaplanması gerekmektedir. Olayın gerçekleşmemesi veya belirli bir haberin ortaya çıkmaması durumunda beklenen getiri normal getiridir. Getirilerin hesaplanmasında farklı yöntemler kullanılabilir. Bunlar arasında en sık kullanılan yöntemler; piyasa modeli, sabit ortalama getiri modeli ve sermaye varlıklarını fiyatlama (CAPM) modeli olarak sıralanabilir. Bu çalışmada da literatürde en fazla kullanılan piyasa modeli tercih edilmiştir. Analizi yapılacak olan varlık olarak BIST Bankacılık Endeksi, Piyasa getirisi olarak da BIST 100 Endeksi kullanılmıştır.

Anormal getiriler hesaplanırken gerçekleşen getiri ile beklenen getiri arasındaki fark alınır. Bir başka ifadeyle, anormal getiri (AR) hesaplamalarında 1 numaralı formül kullanılmaktadır (Peterson, 1989: 42).

$$AR_{it} = R_{it} - R_{it}^* \quad (1)$$

Kümülatif anormal getiri (CAR) hesaplamasında ise 2 numaralı formül kullanılmaktadır (MacKinlay, 1997: 21).

$$CAR_i(T_1, T_2) = \sum_{T=T_1}^{T_2} AR_{it} \quad (2)$$

Anormal ve kümülatif anormal getirilerin sıfırdan farklı olması, çalışmada kullanılan olayın getirileri etkilediği anlamına gelmektedir. Öte yandan, sonuçların sıfır veya sıfıra yakın olması, haberin veya meydana gelen olayın etkisinin olmadığı anlamına gelmektedir. İstatistiksel sonuçların anlamlılığı t-testi yardımıyla incelenmektedir.

4. Bulgular

Bu çalışmada faiz oranlarında uygulanan politika değişimlerinin BIST Bankacılık Endeksi üzerindeki etkileri araştırılmaktadır. Bu sebeple, TCMB'nin her ay sürekli olarak politika faizlerinde indirim başlattığı 23 Eylül 2021 tarihi ve politika faiz oranı arttırmalarına başladığı 22 Haziran 2023 tarihi olay tarihleri olarak seçilmiştir. Çalışmada kullanılan zaman serisi verilerinin özelliklerinin daha net anlaşılabilmesi için Tablo 1'de tanımlayıcı istatistiklere yer verilmiştir.

Tablo 1. Tanımlayıcı İstatistikler

	BIST100	XBANK
Ortalama	3635,635	3387,135
Medyan	2541,750	2138,300
Maksimum	8513,500	9406,200
Minimum	1330,500	1063,500
Standart Sapma	2268,639	2341,458
Çarpıklık	0,741201	0,974279
Basıklık	2,198968	2,800844

Çalışmada, 120 günlük bir tahmin penceresi ve (-5, +5) olay pencereleleri kullanılmıştır. Tablo 2'de elde edilen AR sonuçları verilmekte ve anlamlılıkların belirlenmesinde %5 önem seviyesi dikkate alınmaktadır.

Tablo 2. AR Sonuları

Olay Penceresi	Faiz İndirim Kararı Sonrası AR Sonuları (23 Eylül 2021)	Faiz Arttırım Kararı Sonrası AR Sonuları (22 Haziran 2023)
	AR (t-deęeri)	AR (t-deęeri)
-5	0.0044 (0.3548)	0.0197 (0.8995)
-4	-0.0081 (-0.6532)	-0.0139 (-0.6347)
-3	-0.0114 (-0.9194)	0.0076 (0.347)
-2	0.0085 (0.6855)	0.0281 (1.2831)
-1	0.007 (0.5645)	0.0121 (0.5525)
0	-0.0223 (-1.7984)	-0.0478 ** (-2.1826)
1	-0.0187 (-1.5081)	0.0017 (0.0776)
2	0.0048 (0.3871)	-0.0013 (-0.0594)
3	-0.0024 (-0.1935)	-0.0134 (-0.6119)
4	0.0098 (0.7903)	-0.0282 (-0.6119)
5	0.0049 (0.3952)	0.0242 (1.105)

Not: ** %5 nem dzeyinde anlamlılıęı ifade etmektedir.

Tablodan da grlebileceęi gibi faiz indirimine bařlanıldıęı tarihten nce veya sonra %95 gven aralıęında herhangi bir anormal getiriye rastlanmamıřtır. Ancak, TCMB'nin dzenli olarak faiz arttırımına bařladıęı tarihte negatif anormal getiri olduęu gzlenmektedir. Olay gnnden nce veya sonra herhangi bir anormal getiri olmaması, sadece olay gnnde bir etki oluřturduęunu gstermektedir. Bu durum piyasada bilgi sızıntısının olmadıęını iřaret etmektedir. Ancak bu etkinin ne kadar devam ettięini grebilmek iin CAR tablolarının da incelenmesi gerekmektedir. Sadece (0, +4) penceresinde %90 gven dzeyinde bir kmlatif anormal getiri grlmř olması nedeniyle Tablo 3'te dięer olay pencerelerine yer verilmemiřtir.

Tablo 3. CAR Sonuları

Olay Penceresi	Faiz Arttırım Kararı Sonrası AR Sonuları (22 Haziran 2023)		
	CAR deęeri	t-deęeri	p-deęeri
(0, +4)	-0.089 *	-1.8174	0.0717

Not: * %10 nem dzeyinde anlamlılıęı ifade etmektedir.

Yapılan analizlerde -5 ile +5 arasında sadece (0, +4) penceresinde kmlatif anormal getiri grlmesi, olayın etkisinin olay gnnde bařlayıp 4 gn srdęn syleyebilmemizi saęlamaktadır. Fakat bu sonucun da %95 deęil yalnızca %90 gven dzeyinde kmıř olması, en byk etkinin aslında olay gnnde meydana geldięini ortaya koymaktadır.

Kısaca, elde edilen bulgulara göre sürekli faiz indirileceği haberlerinin ve bu politikanın uygulamaya başlanmasının banka endeksi üzerinde herhangi bir anormal getiriye neden olmadığını söylemek mümkündür. Diğer taraftan, faiz arttırmalarının başladığı tarihte endeks üzerinde negatif bir anormal getiri oluşturabileceği söylenebilir. Faizlerin artmaya başlamasının bankaların kredi vermesini etkileyebileceği ve bankaların daha az kâr edebileceği düşüncesinin yatırımcılar tarafından düşünülebileceği bu duruma sebep olarak gösterilebilir. Ayrıca, faiz arttırmalarının ekonomik olarak olumsuz yorumlanması, pay senedi yatırımcılarının borsadan faize yönelmesi ihtimallerinin düşünülmesi de başlıca sebeplerdendir. Ancak bunun tersi olan faiz indirimlerine başlanılmasının endekste hiç pozitif bir etki yaratmaması ise irdelenmesi gereken bir konudur. Buradaki esas nedenlerden bir tanesi, bankaların fazla kredi vermesine karşın yine de kârlılığının düşeceği algısı olabilir. Bir diğer önemli neden ise, ilgili dönemde döviz kurlarının aşırı artıyor olması ve dünyada genel olarak pandemi sonrası faiz arttırmalarının uygulanmaya başlanması nedenleriyle yatırımcılar tarafından faiz indiriminin uzun süre devam ettirilemeyeceği görüşüne sahip olma ihtimalleridir. Oysaki, 23 Eylül 2021 tarihinden 22 Haziran 2023 tarihine kadar TCMB sürekli olarak faiz indirimini uygulamıştır. Netice itibarıyla, faiz indirimi gününde elde edilen negatif getirinin de anormal bir getiri olmaması, herhangi bir etki göstermediği şeklinde de yorumlanabilir.

5. Sonuç

Faiz oranları ile ilgili alınan kararlar tüm ekonomik birimleri yakından ilgilendirmektedir. Bu nedenle ülke içerisindeki tüm sektörler politika faiz oranlarından etkilenmektedir. Bankacılık sektörü de faiz oranlarındaki değişimlere hassas olan bir sektördür. Bu çalışmanın amacı, TCMB'nin politika faiz oranlarındaki değişikliklerin BIST Bankacılık Endeksi üzerindeki etkilerini araştırmaktır. Çalışmada olay çalışması yöntemi kullanılarak 23 Eylül 2021 ile 22 Haziran 2023 tarihleri arasındaki faiz indirim ve artırım kararlarının bankacılık sektörü üzerindeki yansımaları incelenmiştir. Bu tarihlerin seçilme nedeni; ilk tarihte indirim kararı alınması ve ikinci tarihe kadar bu politikanın izlenmesidir. İkinci tarihten itibaren ise yüksek faiz oranı politikası izlenmektedir. Araştırma, belirli olay tarihleri etrafında anormal getirileri ve kümülatif anormal getirileri analiz ederek bankacılık endeksindeki hareketleri ortaya koymayı hedeflemiştir.

Çalışmada, olay penceresi olarak (-5, +5) günleri kapsayan bir dönem tercih edilmiştir ve bu dönem içinde t-testi kullanılarak sonuçların anlamlılığı test edilmiştir. Bulgular, faiz indirimi kararlarının banka endeksi üzerinde anlamlı bir etki yaratmadığını, ancak faiz artırımlarının negatif anormal getirilerle sonuçlandığını göstermektedir. Poyraz, Kaya ve Kahraman (2020) BIST 100 üzerindeki etkileri incelediğinde benzer olarak faiz artırımlarının anlamlı ve negatif etkisi olduğunu belirtmişlerdir. Diğer taraftan, Keskin'in (2024) bulgularında ise faiz artırım kararlarının etkisi bulunamazken, faiz indirim kararlarının etkili olduğu gözlenmiştir. Buradaki temel farklılık ilgili çalışmada faiz artırım kararlarının, mevcut çalışmada ise yalnızca faiz politikalarındaki değişim tarihlerinin inceleniyor olmasıdır. Dolayısıyla, tüm faiz kararlarının etkisi ile tamamen yeni bir politikaya geçilmesinin etkisi farklılık gösterebilir. Öget ve Eryiğit (2023) de BIST 30'da en fazla faiz artırımlarının etkisi olduğunu göstermişlerdir. Bu durum, BIST'de Bankacılık sektörü açısından da fazla bir farklılık olmadığını göstermektedir. Yatırımcılar tarafından faiz artışlarının bankaların kredi verme düzeyini ve kârlılığını olumsuz

etkileyebileceđi dūřuncesi veya yatırımcıların faiz getirisine yönelmesi gibi nedenlerle Borsa Bankacılık endeksinde bu sonuçların ortaya çıktığı düşünülebilir.

Bu çalışmanın literatüre katkısı, özellikle Türkiye gibi gelişmekte olan piyasalarda merkez bankası faiz kararlarının bankacılık endeksindeki etkilerini analiz eden sınırlı sayıdaki çalışmalardan biri olmasıdır. Önceki çalışmalar genellikle genel borsa endeksleri veya şirketler üzerindeki etkileri incelerken, bu çalışma bankacılık endeksi özelinde bir analiz sunarak, sektörel farklılıkların da göz önünde bulundurulması gerektiğine dikkat çekmektedir. Temel ve Güneş'in (2024) yapmış olduđu çalışmada FED faiz kararlarının S&P500 üzerinde etkisi olmadığı sonucuna ulařılmıştır. Dolayısıyla, S&P500 genelinde farklı, bankacılık sektörü özelinde ise farklı sonuçlar ortaya çıkabileceđi belirtilebilir. Ayrıca, tüm faiz kararlarının analiz edilmesi yerine, bu çalışmada faiz kararları ile ilgili politika deđişiklikleri analiz edilmiştir. Örneđin; faiz oranlarının sürekli arttırıldığı durumda her ay alınan kararları analiz etmek yerine, bu politika uygulamasının ilk başlangıç tarihi analiz edilmiştir. Bir başka ifadeyle, bu çalışmada yüksek ve düşük faiz politikalarına geçiş dönemlerinin önem arz ettiđi söylenebilir.

Son olarak, merkez bankalarının faiz oranları ile ilgili politikalarını belirlerken, özellikle bankacılık sektörü üzerindeki etkileri dikkatle deđerlendirmeleri gerektiđi vurgulanmalıdır. Bankalar, faiz oranlarındaki deđişimlere hassas olan sektörlerden biridir ve bu tür deđişimlerin sadece sektörün performansı deđil, aynı zamanda genel ekonomik denge üzerinde de önemli sonuçlar doğurabileceđi unutulmamalıdır. Bu nedenle, politika yapıcılarının faiz oranlarını belirlerken sektörel dinamikleri ve piyasa tepkilerini dikkatlice analiz etmeleri gerekmektedir. Ayrıca, politika yapıcılarının, bankacılık sektörünün merkez bankası kararlarına verdiđi tepkiyi önceden modelleyebilmesi ve buna göre adım atması gerekmektedir. Faiz oranlarının ani ve sık deđişimlerinin bankacılık sektöründeki yatırımları, kredi dağılımını ve risk yönetimi stratejilerini zayıflatabileceđi unutulmamalıdır. Bu bağlamda, istikrarlı ve öngörülebilir para politikaları oluşturulması, bankacılık sektörünün uzun vadeli büyüme hedeflerine daha olumlu katkı yapabilir.

İleride yapılacak çalışmalarda, farklı endeksler üzerindeki etkiler de incelenebilir. Ayrıca, diđer ülkelerdeki faiz ile ilgili politikaların farklı ülke borsalarındaki endekslere etkileri de karşılaştırılarak literatüre katkı sağlanabilir. Özellikle, ülkelerin bankacılık endeksleri karşılaştırılarak, önemli bulgular ve politika önerileri ortaya koyulabilir.

Arařtırma ve Yayın Etiđi Beyanı

Etik kurul izni ve/veya yasal/özel izin alınmasına gerek olmayan bu çalışmada arařtırma ve yayın etiđine uyulmuřtur.

Arařtırmacıların Katkı Oranı Beyanı

Yazar, makalenin tamamına yalnız kendisinin katkı sağlamış olduđunu beyan eder.

Arařtırmacıların Çıkar Çatışması Beyanı

Bu çalışmada herhangi bir potansiyel çıkar çatışması bulunmamaktadır.

Kaynakça

- Benninga, S. (2014). *Financial modeling* (4. ed.). London: The MIT Press.
- Campbell, K., Gordon, A.L., Loeb, P.M. and Zhou, L. (2003). The economic cost of publicly announced information security breaches: Empirical evidence from the stock market. *Journal of Computer Security*, 11(3), 431-448. <https://doi.org/10.3233/JCS-2003-11308>
- Eppli, M.J. and Tu, C.C. (2005). An event study analysis of mall renovation and expansion. *Journal of Shopping Center Research*, 12(2), 117-130. Retrieved from <https://jrdelisle.com/JSCR>
- Eren, B.S. ve Demireli, E. (2023). Gelişmekte olan ülkelerde Merkez Bankası faiz kararlarının mevduat bankaları hisseleri üzerine etkileri: TCMB ve BİST örneği. *Pamukkale Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 55, 347-364. <https://doi.org/10.30794/pausbed.1182892>
- Hassan, M.K., Boubaker, S., Kumari, V. and Pandey, D.K. (2022). Border disputes and heterogeneous sectoral returns: An event study approach. *Finance Research Letters*, 50, 103277. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2022.103277>
- Keskin, M. (2024). Effects of the Central Bank of the Republic of Türkiye (CBRT) interest rate decisions on BIST Bank share values. *Journal of Emerging Economies and Policy*, 9(2), 57-68. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/joeep/>
- Kırkağaç, M. ve Karpuz, E. (2023). 2023 Kahramanmaraş depremlerinin BIST banka ve sigorta piyasasına etkisi üzerine bir olay çalışması analizi. *Kırıkkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 13(2), 387-401. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/kusbd>
- MacKinlay, A.C. (1997). Event studies in economics and finance. *Journal of Economic Literature*, 35(1), 13-39. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- Mazgit, İ. (2013). Endeks kapsamında olmanın hisse senedi getirilerine etkisi: BIST Temettü 25 Endeksi üzerine bir uygulama. *Sosyoekonomi*, 20(20), 225-264. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/sosyoekonomi>
- Öget, E. (2022). The effect of positive and negative events on cryptocurrency prices. *Ekonomi, Politika & Finans Araştırmaları Dergisi*, 7(1), 16-31. <https://doi.org/10.30784/epfad.1011204>
- Öget, E. ve Eryiğit, M. (2023). Beklenen ve beklenmeyen bazı olayların piyasalar üzerindeki etkisi. *Üçüncü Sektör Sosyal Ekonomi Dergisi*, 58(1), 611-630. <https://doi.org/10.15659/3.sektor-sosyal-ekonomi.23.03.2051>
- Özdemir, K. ve Hiçyılmaz, B. (2022). COVID-19 ve aşı haberlerinin Borsa İstanbul sektör endekslerine etkisi: Bir olay etüdü analizi. *Sosyoekonomi*, 30(51), 471-486. <https://doi.org/10.17233/sosyoekonomi.2022.01.23>
- Pandey, D.K. and Kumari, V. (2021). Event study on the reaction of the developed and emerging stock markets to the 2019-nCoV outbreak. *International Review of Economics & Finance*, 71, 467-483. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2020.09.014>
- Peterson, P.P. (1989). Event studies: A review of issues and methodology. *Quarterly Journal of Business and Economics*, 28(3), 36-66. Retrieved from <https://www.jstor.org/>
- Poyraz, E., Türkün Kaya, B. ve Kahraman, E. (2020). Politika faizindeki değişimlerin Borsa İstanbul 100 Endeksi üzerindeki etkisinin olay analizi ile incelenmesi. *International Review of Economics and Management*, 8(2), 201-220. <https://doi.org/10.18825/iremjournal.745166>
- Serra, A.P. (2002). *Event study tests - A brief survey* (FEP Working Paper No. 117). Retrieved from <https://wps.fep.up.pt/wps/wp117.pdf>
- Temel, F. ve Güneş, H. (2024). FED faiz kararlarının hisse senetlerine etkisi: S&P 500 finansials analizi. *Abant Sosyal Bilimler Dergisi*, 24(1), 1-17. <https://doi.org/10.11616/asbi.1391464>
- Yousaf, I., Patel, R. and Yarovaya, L. (2022). The reaction of G20+ stock markets to the Russia-Ukraine conflict "black-swan" event: Evidence from event study approach. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 35, 100723. <https://doi.org/10.1016/j.jbef.2022.100723>

THE EFFECTS OF INTEREST RATE POLICY CHANGES ON THE BIST BANK INDEX

EXTENDED SUMMARY

Purpose

The purpose of this study is to analyze the effects of the Central Bank of the Republic of Turkey's (CBRT) policy changes in interest rates on the BIST Banking Index. Given the critical role of interest rates in the banking sector, these policy changes can significantly impact investor behavior and, consequently, stock market indices. The contribution of this study to the literature is that there is a limited number of studies analyzing the effects of central bank interest rate decisions on the banking index, especially in developing countries such as Turkey. While the studies on the subject generally examine the effects on general stock market indices or companies, this study provides an analysis specific to the banking index and draws attention to the need to take sectoral differences into account. Moreover, instead of analyzing all interest rate decisions, this study analyses policy changes related to interest rate decisions. In short, it can be said that the transition periods to high and low interest rate policies are important for this study. The study focuses on two distinct periods: from September 23, 2021, when the CBRT continuously lowered interest rates, and from June 22, 2023, when the policy shifted to increasing interest rates. The study utilizes the event study method to evaluate these changes' effects on the BIST Banking Index.

Literature

Interest rate policy decisions by central banks affect individuals, companies, and economies. Given the direct relationship between banks' main activities and interest rates, the banking sector is particularly sensitive to such changes. Investors consider these factors when trading banking stocks, which can lead to abnormal returns in stock indices. Various studies have utilized the event study method to examine the impact of different events, such as interest rate changes, political events, and natural disasters, on financial markets.

Pandey and Kumari (2021) examined global stock market responses to pandemics, finding a significant negative correlation between COVID-19 cases and market returns. Yousaf, Patel, and Yarovaya (2022) analyzed the impact of the Russia-Ukraine war on stock markets, identifying strong negative effects on Russian and other markets. Öget (2022) explored the effects of regulatory actions and announcements on cryptocurrencies, finding that negative events had a more pronounced impact than positive ones. Kırkağaç and Karpuz (2023) investigated the impact of the Kahramanmaraş earthquake on BIST indices, observing significant declines. Studies by Poyraz Kaya and Kahraman (2020) and Öget and Eryiğit (2023) found a negative relationship between interest rate changes and BIST indices, with significant results for interest rate cuts. Temel and Güneş (2024) reported no significant abnormal returns following the Federal Reserve's interest rate decisions for the S&P 500.

Methodology

The study employs the event study method, which involves analyzing the impact of an event on stock returns. The BIST 100 Index and BIST Banking Index's daily data were obtained from Yahoo Finance. Two key dates, September 23, 2021, and June 22, 2023, were identified as event dates corresponding to interest rate policy changes. The analysis used a 120-day estimation window and an event window of (-5, +5) days around the event dates. The study calculated abnormal returns (AR) and cumulative abnormal returns (CAR) using the market model, with BIST 100 Index as the market return proxy. The significance of the results was tested using a t-test.

Findings

The findings indicate that interest rate cuts had no significant impact on the BIST Banking Index, as evidenced by the non-significant AR results around the event window. However, interest rate hikes resulted in negative abnormal returns, particularly on the event day (June 22, 2023), with a significant AR of -0.0478. These results suggest that while the market did not react strongly to interest rate cuts, it responded negatively to rate hikes.

Conclusion

The study contributes to the literature by providing empirical evidence on the impact of interest rate policy changes on the BIST Banking Index. The findings have important implications for policymakers and investors, highlighting the sensitivity of the banking sector to interest rate increases. Future research could extend this analysis to other sectors and markets, considering different economic conditions and policy environments. Given the study's findings, policymakers should consider the potential negative impact of interest rate increases on the banking sector and overall market stability. Investors should also be cautious of potential losses during periods of rising interest rates, as these can lead to negative abnormal returns in banking stocks. The study emphasizes the need for careful consideration of monetary policy decisions and their broader economic implications.

PİYASA ÇARPANLARI İLE PORTFÖY OLUŐTURMA: BİST’TE BİR UYGULAMA

Portfolio Construction with Market Multipliers: An Application in BIST

Selçuk YALÇIN* 

Öz

Portföy oluŐturma sürecinde portföye dahil edilecek hisse senetlerini dođru belirleme önemli bir süreçtir. Literatürde dođru hisse senedini belirlemek için farklı deđerleme yöntemleri kullanılan farklı çalışmalar mevcuttur. Bu çalışmada portföye dahil edilecek hisse senetlerini belirlemek için piyasa çarpanları yöntemi kullanılmıştır. Çalışmada piyasa çarpanları yöntemi kullanarak oluŐturulacak portföyler ile Borsa İstanbul (BİST) 100 Endeksi’nin getirisi üzerinde bir getiri elde edilip edilemeyeceđi araştırılmıştır. Bu amaçla çalışmada BİST’te yer alan 12 farklı sektör belirlenmiş ve bu sektörde yer alan şirketler içerisinde 3 farklı piyasa çarpanı (F/K, FD/FAVÖK ve PD/DD) kullanılarak portföyler oluŐturulmuŐtur. 5 yıl boyunca 15 farklı portföy oluŐturulmuş olup her bir portföyün performansı incelenmiştir. Bu portföylerin getiri ve risk hesaplamaları yapılarak BİST 100 Endeksi ile karşılaştırılmıştır. Çalışmada piyasa çarpanları kullanılarak oluŐturulan portföylerin hepsi BİST 100 Endeksi ile karşılaştırıldığında daha düşük risk ve daha yüksek getiri sağlamıştır. Özellikle de F/K ve PD/DD çarpanlarıyla oluŐturulan portföyler daha iyi sonuçlar sağlamıştır. Çalışmanın sonucunda yatırımcıların portföy oluŐturma süreçlerinde F/K ve PD/DD çarpanlarını kullanarak portföy oluŐturmalarının yatırımcılara fayda sağlayacağı sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler:

Firma Deđerı,
Piyasa Çarpanları,
Portföy Seçimi.

JEL Kodları:

G10, G11, G12

Abstract

In the portfolio construction process, it is an important process to correctly identify the stocks to be included in the portfolio. There are different studies in the literature that use different valuation methods to determine the right stocks. This study uses the market multipliers method to determine the stocks to be included in the portfolio. In the study, it is investigated whether a return above the return of the Borsa İstanbul (BIST) 100 Index can be obtained with the portfolios to be formed using the market multipliers method. For this purpose, portfolios were formed by using 3 different market multipliers (P/E, FV/EBITDA, and M/B) among the companies in 12 different sectors in the BIST. 15 different portfolios were formed for 5 years and the performance of each portfolio was analyzed. Return and risk calculations of these portfolios were made and compared with the BIST 100 Index. In the study, all of the portfolios created using market multiples provided lower risk and higher returns compared to the BIST 100 Index. In particular, the portfolios constructed with F/K and PD/DD multipliers provided better results. As a result of the study, it was concluded that it would be beneficial for investors to create portfolios by using F/K and PD/DD multipliers in portfolio construction processes.

Keywords:

Firm Valuation,
Market Factors,
Portfolio Selection.

JEL Codes:

G10, G11, G12

* Dr. Öğr. Üyesi, Gümüşhane Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Yönetim BiliŐim Sistemleri Bölümü, Türkiye, selcuk.yalcin@gumushane.edu.tr

Makale GeliŐ Tarihi (Received Date): 02.05.2024 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 27.09.2024

Bu eser Creative Commons Atıf 4.0 Uluslararası Lisansı ile lisanslanmıştır.



1. Giriş

Hızla gelişen bilişim ve teknoloji dünyası finansal piyasaların da hızlı gelişim göstermesine ön ayak olmuştur. Gelişen finans dünyası sayesinde yatırımcılar eskiye nazaran bilgiye çok daha hızlı ve güvenilir bir şekilde ulaşabilmekte farklı ülkelerde farklı finansal varlıklara yatırım yapabilmektedir. Bu durum hem yatırım yapan yatırımcı sayısının hem de yapılan yatırım miktarının önemli ölçüde artmasını sağlamıştır.

Merkezi Kayıt Kuruluşu’nun (MKK) verilerine göre Türkiye’deki toplam yatırımcı sayısı 2024 Nisan ayı itibariyle 34.87 milyon olup bunların 11.57 milyonu bakiyeli yatırımcıdır. MKK verilerine göre kayden saklanan menkul kıymetlerin piyasa değeri 16.33 trilyon olup bunun 12.87 trilyonunu pay senetleri oluşturmaktadır. Toplam pay senedi yatırımcısı ise yaklaşık 8.5 milyon kişidir. Yine MKK verilerine göre pay ihraç eden şirket sayısı 603 olup bunların 548 tanesi BİST pay piyasasında işlem görmektedir. Son yıllarda sayısı hızla artan yatırım fonlarını incelediğimizde ise yatırım fonlarındaki toplam paranın 2.66 trilyon olup bu fonlara yatırım yapan yatırımcı sayısının yaklaşık 4,8 milyon olduğu görülmektedir. Verilerden de anlaşılacağı üzere finansal piyasalardaki yatırımcı sayısı ve yatırım miktarı hızlı bir şekilde artmaktadır.

Finans piyasalarının gösterdiği hızlı gelişim hem firmaların kendilerine uygun koşullarda finansman bulmasına olanak sağlarken hem de yatırımcılar için yeni yatırım fırsatları sunmaktadır. Yatırımcılar için artan yatırım imkanları fırsatlar oluştururken aynı zamanda da doğru yatırım tercihi yapabilme açısından sorun teşkil etmektedir. Finansal piyasaların gelişimi sayesinde bu piyasalarda yer alan firma sayısının artması yatırımcı açısından portföyüne dahil edeceği hisse senedi seçimi için de önemli bir sorun teşkil etmektedir. Hisse senedi piyasasının içerdiği riskler göz önüne alındığında yatırımcılar için risk ve getiri beklentilerine en uygun portföyü oluşturmak önemli bir noktadır. Yatırımcı için iyi bir yatırım yapabilmenin ön koşulu doğru hisse senedini portföye dahil edebilmektir. Bunun içinde şirketlerin doğru bir şekilde değerlemesi yapılmalıdır.

Kaynakların kısıtlı olduğu göz önüne alındığında hem bireysel yatırımcıların hem de kurumsal yatırımcıların ellerindeki kaynakları doğru yatırımlarla buluşturmaları son derece önemli bir nokta haline gelmektedir. Bu da ancak doğru bir değerlendirme yapabilmek ile mümkündür. Doğru değerlendirme yapabilmenin yolu da yatırımcıların yatırım yapacakları finansal varlıkların fiyatlarına ilişkin doğru öngörüle bulunmalarını gerektirmektedir. Özellikle son dönemlerde artan yatırımcı sayısı ve yatırım miktarı firma değerlendirme yöntemlerini önemli hale getirmiştir. Çok farklı firma değerlendirme yöntemleri ortaya çıkmış ve bu yöntemlerin doğru sonuç verip vermediği araştırmacıların ilgi alanı olmuştur.

Birçok farklı değerlendirme yöntemi olmakla beraber hepsinin ortak amacı yatırımcıya yatırım yapmayı düşündükleri finansal varlığın değeri hakkında doğru bilgi sağlamaktır. Son dönemde hızlı bir artış gösteren halka arzlardan birleşme ve satın almalara, gayrimenkul değerlemelerinden portföy yönetimine kadar birçok farklı alanda duyulan bilgi açığının kapatılmasında değerlendirme yöntemleri önemli bir katkı sunmaktadır. Değerlemeden kasıt finansal varlığın olması gereken fiyatını tespit edebilmektir (Hatipoğlu ve Yener, 2013: 8). Yatırımcılar açısından bakıldığında finansal varlığın olması gereken fiyatını doğru tespit edebilmek en önemli noktadır. Finans dünyasının içerdiği belirsizlik düşünüldüğünde bunun hiçte kolay olmadığı da apaçık bir gerçek olarak karşımızda durmaktadır. Yatırımcıların amacı firma değerlendirme yöntemleri kullanılarak elde edilen firma değerleri ile firmaların piyasa

deęerlerini karřılařtırıp, elde edilen firma deęerleri piyasa deęerlerinden dūřuk kalan firmaların hisse senetlerini portföylerine dahil ederek kazanç saęlamaktır.

Bu alıřmanın amacı, deęerleme yöntemlerinden biri olan piyasa arpanları yöntemleri kullanarak oluřturulacak portföyler ile BİST 100 Endeksi'nin getirisi üzerinde bir getiri elde edilip edilemeyeceęini arařtırmaktır. Bu amaçla Markowitz'in (1952) ortaya koyduęu eřitlendirme prensibine uygun olarak riski dūřuk getirisi yüksek portföyler oluřturabilmek için alıřmada, BİST'te yer alan 12 farklı sektördeki řirketler ierisinden 3 farklı piyasa arpanı (Fiyat / Kazan (F/K), Firma Deęeri / Faiz Vergi Öncesi Kar (FD/FAVÖK) ve Piyasa Deęeri / Defter Deęeri (PD/DD)) kullanılarak portföyler oluřturulmuřtur. Portföyler oluřturulurken her bir sektördeki en dūřuk arpana sahip řirketlerin hisse senetleri portföye dahil edilmiř ve tüm hisseler portföyde eřit aęırlıklı olacak řekilde yer almıřtır. 5 yıl boyunca (2019, 2020, 2021, 2022, 2023) 15 farklı portföy oluřturulmuř olup her bir portföyün performansı incelenmiřtir. Bu portföylerin getiri ve risk hesaplamaları ortalama varyans yöntemi kullanılarak hesaplanmıř ve BİST 100 Endeksi ile karřılařtırılmıřtır.

alıřmanın izleyen bölümlerinde ilk olarak alanyazın incelenmesi yapılacak ardından veri seti ve metodolojiden bahsedilecek, sonrasında bulgular ve sonu kısmı ile alıřma tamamlanacaktır.

2. Alanyazın Taraması

Cheng ve McNmara (2000) yaptıkları alıřmada, Amerika Birleřik Devletlerindeki řirketlerin cari piyasa deęerleri ile Fiyat/Kazan ve Fiyat/Defter Deęeri oranları arasındaki iliřkiyi incelemiřlerdir. Yazarlar řirket deęerlerini, F/K, F/DD ve F/K-F/DD arpanlarıyla iliřkilendirerek bulmaya alıřtıkları alıřmada řirket deęerlerini açıklayabilme aısından F/K oranının F/DD oranına göre belirgin bir üstünlüęü olduęunu ortaya koymuřlardır. Yazarlar ayrıca F/K-F/DD oranlarının birlikte kullanılmasının řirket deęerini belirlemede daha doęru bir yaklařım sunduęunu belirtmiřlerdir.

Taner ve Akkaya (2003) yaptıkları alıřmada, firma deęerlemesi yaparken farklı deęerleme yöntemlerinin etkisi arařtırmıřlardır. Yazarlar indirgenmiř net nakit akımları (İNA) yöntemini ve net varlık yöntemlerini kullandıkları alıřmada, bir cam iřletmesi, bir banka ve iki perakende řirketini analiz etmiřlerdir. Yapılan alıřma sonucunda uygulanan yöntemlerin birbirlerine karřı herhangi bir üstünlüęü olmadığı sonucuna ulařılmıřtır.

Ülgen ve Teker (2005), BİST'te yer alan sanayi řirketlerinin deęerlerini firmaya serbest nakit akımları ve öz sermayeye serbest nakit akımları yöntemlerini kullanarak belirlemiřlerdir. Yazarlar her iki yöntem sonucunda elde ettikleri sonucu iřletmelerin piyasa deęerleri ile karřılařtırmıřlardır. alıřmanın sonucunda, firmaya serbest nakit akımları yöntemi kullanılarak belirlenen firma deęerinin iřletmelerin piyasa deęerlerine daha yakın olduęu sonucuna ulařılmıřtır.

Birgili ve Düzer (2010) yaptıkları alıřmada, finansal oranlar ile firma deęeri arasında iliřkiyi arařtırmıřlardır. BİST 100'de yer alan 58 iřletmeye ait 2001-2006 yılları arasındaki verileri kullanarak yaptıkları arařtırma sonucunda yazarlar, F/K ve PD/DD oranları ile firma deęeri arasında pozitif ve anlamlı bir iliřkinin var olduęu sonucuna ulařılmıřtır.

Joshi vd. (2013), hayali bir şirket verileri kurgulayarak değerlendirme yöntemlerinin farklı yöntemler karşısında farklı sonuçlar verip vermediğini araştırdıkları çalışma sonucunda öz sermaye nakit akımlarına dayalı 10 farklı değerlendirme yönteminin firma değerini belirlemede benzer sonuçlar verdiğini ortaya koymuşlardır.

Hatipoğlu ve Yener (2013), öz sermayeye serbest nakit akımları ile firmaya serbest nakit akımları yöntemlerini kullanarak yaptıkları çalışmada enerji sektöründe faaliyet gösteren işletmelerin üzerinde değerlendirme çalışması yapmışlardır. Çalışmanın sonucunda yazarlar, firmaya serbest akımları yönteminin daha tutarlı sonuçlar verdiğini ifade etmişlerdir.

Zor vd. (2015) yaptıkları çalışmada, iflas erteleme talepleri hakkında verilecek kararlarda firma değerlendirme yöntemlerinin kullanılıp, kullanılmayacağını araştırmışlardır. Yazarlar çalışmanın sonucunda elde ettikleri bulgulara göre firmaya serbest nakit akımları yönteminin iflas erteleme kararlarında kullanılabileceğini ifade etmişlerdir.

Toraman ve Körpi (2015) yaptıkları çalışmada, piyasa çarpanlarını kullanarak Royal Halı şirketi için firma değeri hesaplamaya çalışılmışlardır. Yazarlar firma değerlemesi yapmak için F/K, PD/DD, Fiyat / Nakit Akışı (F/NA), Fiyat / Satış (F/S) ve FD/FAVÖK gibi 5 farklı piyasa çarpanı kullanmışlardır. Yapılan analizler sonucunda yazarlar piyasa çarpanlarından F/S ve FD/FAVÖK çarpanları ile başarılı tahminlerde bulunurken diğer oranlar ile yapılan değerlemelerin başarısız olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Elmas vd. (2017) yaptıkları çalışmada, Öz Sermayeye Göre İndirgenmiş Nakit Akımları Yöntemi ve Firmaya Göre İndirgenmiş Nakit Akımları Yöntemi kullanılarak firma değeri belirlenmeye çalışılmıştır. Çalışmada BİST bilişim sektöründe faaliyet gösteren 2 firmanın 2010-2014 yılları arasındaki verilerini kullanan yazarlar çalışma sonucunda, Öz sermayeye Göre İndirgenmiş Nakit Akımları Yönteminin, Firmaya Göre İndirgenmiş Nakit Akımları Yöntemine göre daha tutarlı sonuçlar sağladığını ifade etmişlerdir.

Ünvan (2019) yapmış olduğu çalışmada, BİST’te faaliyet gösteren bir uluslararası havayolu şirketinin 2015-2018 yılları arasındaki piyasa değerini İndirgenmiş Nakit Akım Yöntemi ile hesaplayarak, al-tut-sat kararı açısından yorumlamıştır. Yazar çalışmanın sonucunda elde edilen bulguların, firmanın hisse senedinin yatırımcılar açısından al sinyali verdiğini ifade etmiştir.

Platanakis ve Urquhart (2020) yaptıkları çalışmada, hisse senedi ve tahvillerden oluşan geleneksel bir gösterge portföyüne Bitcoin’i dahil etmenin faydasını incelemişlerdir. Yazarlar Haziran 2018 dönemine kadar olan verileri kullandıkları çalışmalarında, yatırımcıların Bitcoin’i portföylerine dahil etmeleri gerektiğini, çünkü Bitcoin’in önemli ölçüde daha yüksek riske göre ayarlanmış getiri sağladığını ifade etmişlerdir.

Bazargan ve Noveria (2021) yaptıkları çalışmada, Firmaya Serbest Nakit Akışları ve Göreceli Değerleme modeli kullanılarak Endonezya’da faaliyet gösteren bir telekomünikasyon firmasının, 2015-2020 yılları arasındaki firma değerini tahmin etmeye çalışmışlardır. Çalışma sonucunda yazarlar söz konusu firmanın tahmin değerinin piyasa fiyatından daha düşük olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Guner ve Unal (2023) yaptıkları çalışmada, literatürde kullanılan değerlendirme yöntemlerine alternatif olarak yapay sinir ağları modeli kullanarak değerlendirme yapmışlardır. Yazarlar çalışmada Euro Stoxx 50 endeksinde yer alan ve endüstriyel ürünler ile tüketici ürünleri alanında faaliyet gösteren şirketlerin 2020-2021 yıllarındaki verilerini kullanarak yaptıkları değerlemede

yapay sinir ađları modelini kullanmıřlardır. Yazarlar deđerleme sonucunda yapay sinir ađları modelinin řirket deđerlemesinde tutarlı ve anlamlı sonuçlar verdiđini ve literatürdeki diđer deđerleme yöntemleriyle birlikte kullanımının yatırımcılar için fayda sađlayacađını belirtmiřlerdir.

Aremu ve Adegbie (2023) Nijerya'daki sečilmiř bankalar üzerine yaptıđı alıřmada, varlık deđerlemelerinin řirket satın alma ve birleřmeleri üzerindeki etkisini incelemiřtir. Yapılan alıřma sonucunda varlık deđerlemesinin sečilmiř bankaların birleřme ve satın alma süreçlerinde önemli pozitif ve anlamlı bir etkiye sahip olduđu sonucuna ulařılmıřtır.

Silva vd. (2023) yaptıkları alıřmada, CRITIC-GRA modeli kullanarak optimal portföy oluřturmaya alıřmıřlardır. Brezilya borsasında iřlem gören 190 řirketin verilerini kullanarak yapılan alıřmada, kapsamlı bir literatür taramasıyla on finansal kriter belirleyen yazarlar ortalama varyans yöntemini kullanarak portföyler oluřturmuřlardır. Oluřturulan portföyleri risk, getiri ve Sharpe oranı dikkate alarak bir piyasa karřılařtırma ölçütü ile karřılařtıran yazarlar, uygulanan model yardımıyla seçilen portföyün hem risk hem de getiri açısından karřılařtırma ölçütünü geride bıraktıđını belirtmiřlerdir.

Youssef vd. (2023), yaptıkları alıřmada geleneksel portföylere alternatif olarak kripto varlıklar ekleyerek çeřitlendirme yapmanın yarar sađlayıp sađlamayacađını arařtırdıkları alıřmalarında, kripto varlıklar için; Bitcoin, Ethereum, Ripple ve geleneksel varlıklar için; NASDAQ, S&P500, Dow-Jones, Ham Petrol ve Altın dahil olmak üzere sekiz farklı varlığın günlük ve haftalık getiri verilerini kullanarak portföyler oluřturmuřlardır. Yazarlar risk arayıřından riskten kaçınmaya kadar deđiřen çeřitli yatırımcı özellikleri için, portföylere alternatif kripto varlıklar eklemenin, standart portföylere kıyasla portföy performansını ve verimlilik sınırını iyileřtirdiđini ifade etmiřlerdir.

Aslan (2024), yaptıđı alıřmada halka açık olmayan bir řirketin piyasa deđerini aynı sektörde faaliyet gösteren ve BİST'te yer alan řirketlerin arpanlarını kullanarak belirlemeye alıřmıřtır. alıřmada aynı sektörde faaliyet gösteren ve BİST'e kote olmayan bir řirketin deđerini, aynı sektörde faaliyet gösteren ve BİST'te yer alan bir bařka iřletmenin finansal verilerinin anlamlı bir gösterge olacađı varsayımından yola ıkarak belirlenmeye alıřılmıřtır. alıřma sonucunda BİST'te yer almayan iřletmenin piyasa arpanları yöntemi ile 2022 yılına ait deđeri yaklaşık 273.491.134 TL olarak hesaplanmıřtır.

3. Veri Seti ve Metodoloji

alıřmanın veri setini, BİST'te 2019-2023 yılları arasında 12 farklı sektörde yer alan firmalar oluřturmaktadır. alıřmada sektör bazlı F/K, FD/FAVÖK ve PD/DD oranları ve hisse senetlerinin kapanıř verileri Finnet řirketi'nden elde edilmiřtir. alıřmada belirlenen 12 sektörde yer alan firmalar içerisinden verilerine ulařılamayan ve farklı nedenlerle endeksten ıkarılan firmalar alıřmaya dâhil edilmemiřtir. Oluřturulan portföylerin risk ve getirileri hesaplanırken portföyde yer alan hisse senetlerinin haftalık getirileri kullanılmıřtır. Ayrıca risk ve getiri hesaplamaları yapılırken hisse senetlerinin yılın ilk iřlem günü fiyatından satın alınarak portföye dahil edildiđi ve son iřlem gününden satılarak portföyden ıkarıldıđı varsayılmıřtır.

alıřmada firma deđerleme yöntemlerinden biri olan piyasa arpanları yöntemi kullanılmıřtır. Piyasa arpanları yöntemi, hisse deđerleme iřlemlerinde sıkça kullanılan kolay ve kullanıřlı bir yöntemdir (Toraman ve Körpi, 2015: 43). Bu yöntemde, bir řirketin ya da hissenin

değerini belirlemek için çeşitli finansal oranlar veya çarpanlar kullanır. Piyasa çarpanları genellikle hisse fiyatı, kazançlar, gelir veya varlık değerleri gibi şirketin finansal performansını ölçen verilerle ilişkilendirilir. Bu yöntemde çok çeşitli piyasa çarpanı kullanılmakla birlikte, bu çalışmada yaygın olarak kullanılan piyasa çarpanlarından; F/K, FD/FAVÖK ve PD/DD çarpanları kullanılmıştır. Kullanılan piyasa çarpanları aşağıda kısaca açıklanmıştır.

Fiyat/Kazanç (F/K) oranı, hisse senedinin fiyatının, şirketin kazancına bölünmesi ile elde edilen bir orandır (Oymak, 2009). Yüksek F/K oranları, yatırımcıların daha fazla büyüme beklentisi içinde olduğunu gösterebilirken, düşük F/K oranları, hisse senedinin daha uygun fiyatlandırıldığı bir göstergesi olarak kabul edilir. Bu nedenle yatırımcılar aynı sektörde yer alan şirketler arasından görece düşük F/K ya sahip olan hisse senetlerini portföylerine dahil ederler.

Piyasa Değeri / Defter Değeri (PD/DD) oranı, hisse senedinin piyasa değerinin defter değerine bölünmesi ile bulunan bir orandır (Çabuk ve Lazol, 2018). Bu yöntem şirketlerin hisse senedi değerlerini belirlemek için çok sıklıkla başvurulan bir yöntemdir. Yöntemde, şirketin piyasa değeri ile defter değeri karşılaştırılır. Şirketin piyasa değeri hisse senedinin piyasa fiyatı ile hisse senedi sayısının çarpılmasıyla elde edilir. Piyasa değeri, yatırımcıların şirketin gelecekteki performansı ve potansiyelini yansıtan bir ölçüdür. Defter Değeri ise; bir şirketin varlıklarının toplamından şirketin borçlarının çıkarılması ile bulunur. Yatırımcılar aynı sektörde yer alan şirketlerden PD/DD oranı küçük olanlarının daha düşük fiyat ile fiyatlandığı düşündükleri için PD/ DD oranı düşük olan hisse senetlerine portföylerine dahil ederler.

Bir şirketin değerini belirlemede kullanılan bir diğer oran, Firma Değeri / Faiz, Amortisman, Vergi Öncesi Kar (FAVÖK) oranıdır. Bu oran, bir şirketin toplam değerini hesaplamak için firma değerini FAVÖK'e böler (Sipahi vd., 2016). Bir şirket için bu oranın düşük olması o şirketin görece diğer şirketlere göre daha düşük değerlendirildiğini gösterir ki bu da yatırımcılar açısından potansiyel bir fırsat olarak kabul edilir. Tam tersi olarak Firma Değeri / FAVÖK oranı yüksek bir şirket ise görece diğer şirketlerden daha yüksek değerlendirilmiştir ve böyle bir şirkete yatırım yapmanın çok sağlıklı olmayacağı kabul edilir.

Çalışmada, F/K, FD / FAVÖK ve PD/DD olmak üzere 3 farklı piyasa çarpanı kullanılarak portföyler oluşturulmuş ve oluşturulan bu portföylerin performansları BİST 100 Endeksi'nin performansı ile karşılaştırılmıştır. Çalışmada her yıl için 3, toplamda 5 yıl için 15 farklı portföy oluşturulmuştur. Çalışmada BİST’te yer alan 12 farklı sektör belirlenerek bu sektörlerdeki firmaların piyasa çarpanları oranları dikkate alınarak portföyler oluşturulmuştur. Oluşturulan portföylerdeki hisse senetleri eşit ağırlıklı olacak şekilde ağırlıklandırılmıştır. Portföyde yer alacak hisse senetleri daha önce tespit edilen çarpanlar yardımıyla belirlendikten sonra, her yıl için değişen çarpan sıralamalarına göre farklı portföyler oluşturulmuştur. Her yıl için oluşturulan bu portföylerin o yılki getirileri, riskleri ve değişim katsayıları hesaplanarak, o yılki BİST 100 Endeksi ile karşılaştırılmıştır.

Çalışmada her yıl için 3 farklı portföy oluşturulmuştur. İlk oluşturulan portföy A portföyü olup bu portföydeki hisse senetleri F/K çarpanına göre belirlenen hisse senetlerinden oluşturulmuştur. İkinci oluşturulan portföy B portföyü olup bu portföy FD/ FAVÖK çarpanı kullanılarak belirlenen hisse senetlerinden oluşturulmuştur. Üçüncü oluşturulan portföy ise C portföyü olup PD/ DD çarpanı kullanılarak belirlenen hisse senetlerinden oluşturulmuştur. 5 yıl boyunca her yıl başında olacak şekilde toplamda 15 portföy oluşturulmuştur. Çalışmada

oluřturulan bütn portfylere dahil edilen hisseler eřit aęırlıklı olacak řekilde portfylerde yer almıřtır.

4. Bulgular

Çalıřmada oluřturulan her bir portfyn getiri, risk ve deęiřim katsayısı hesaplamaları teker teker yapılmıřtır. Fakat burada bu hesaplamaların nasıl hesaplandıęının ayrı ayrı gsterilmesi zaman ve yer aısından sorun yaratacaktır. Bu nedenle ařaęıda sadece 2019 yılına ait oluřturulan A portfynn getiri, risk ve deęiřim katsayısı hesaplamaları aıklanmıřtır. Geri kalan dięer 14 portfyn ise elde edilen sonuları tablo řeklinde sunulmuřtur.

Bir portfyn getirisi, portfyde yer alan hisse senetlerinin ortalama getirilerinin hisse senetlerinin portfydeki aęırlıkları ile teker teker çarpılarak elde edilen sonuların toplanmasıyla hesaplanmaktadır. Bu nedenle herhangi bir portfyn getirisini hesaplamak iin o portfydeki hisse senetlerinin ortalama getirilerinin ve aęırlıklarının bilinmesi gerekir. A portfynde yer alan hisse senetleri F/K çarpanı kullanılarak belirlenmiřtir. A portfy oluřturulurken 12 farklı sektrde en dřk F/K deęerine sahip firmaların hisse senetleri belirlenmiř ve bu hisse senetlerinin eřit aęırlıklı olarak yer alacaęı bir portfy oluřturulmuřtur. 2019 yılı iin oluřturulan ve farklı sektrlerden 12 hisse senedinden oluřan A portfynde yer alacak hisse senetleri ve bu hisse senetlerinin portfydeki aęırlıkları Tablo 1’de sunulmuřtur.

Tablo 1. 2019 Yılı İin Oluřturulan A Portfynde Yer Alacak Hisse Senetleri ve Bu Hisse Senetlerinin Portfydeki Aęırlıkları

Hisse Kodu	Aęırlık	Hisse Kodu	Aęırlık
VAKIF	0.083	FRIGO	0.083
INDES	0.083	SELEC	0.083
BUCİM	0.083	TOASO	0.083
KLMSN	0.083	GSDDE	0.083
KRDMA	0.083	GEDZA	0.083
ENJSA	0.083	BLCYT	0.083

Tablo 1’de yer alan 12 hisse senedinin, 2019 yılı iin ortalama getiri, varyans ve standart sapma deęerleri hesaplanmıř ve Tablo 2’de gsterilmiřtir.

Tablo 2. 2019 Yılı İin Oluřturulan A Portfynde Yer Alan Hisse Senetlerinin Ortalama Getiri, Varyans ve Standart Sapma Deęerleri

Hisse Kodu	Ortalama Getiri	Varyans	Standart Sapma
VAKIF	0.0075	0.0033	0.0576
INDES	0.0137	0.0035	0.0595
BUCİM	0.0079	0.0017	0.0414
KLMSN	0.0331	0.0046	0.0675
KRDMA	0.0109	0.0015	0.0382
ENJSA	0.0108	0.0018	0.0423
FRIGO	0.0451	0.0124	0.1113
SELEC	0.0168	0.0021	0.0455
TOASO	0.0137	0.0031	0.0555
GSDDE	0.0165	0.0031	0.0561
GEDZA	0.0105	0.0025	0.0497
BLCYT	0.0256	0.0024	0.0489

Gerekli tüm veriler elde edildikten sonra ilk olarak A portföyünün getirisi hesaplanmıştır. Portföyün beklenen getirisi Eşitlik 1 kullanılarak hesaplanmıştır (Karan, 2013:140).

$$E(r_P) = \sum_{n=1}^n (w_i \times E r_i) \quad (1)$$

Bu formülde; $E(r_P)$ Portföyün beklenen getirisini, $E(r_i)$ i’nci menkul kıymetin beklenen getirisini, w_i i’nci menkul kıymetin portföy içerisindeki ağırlığını, n portföydeki menkul kıymet sayısını ifade etmektedir.

A portföyünün getirisi (E_{r_A}) aşağıdaki denklem kullanılarak hesaplanmıştır.

$$E(r_A) = \left[(0.0075 \times 0.083) + (0.0137 \times 0.083) + (0.0079 \times 0.083) + \dots \right]$$

$$E_{r_A} = 0.0177$$

Yukarıdaki işlemde elde edilen değer, hisse senedi verileri haftalık ortalama değerler üzerinden hesaplandığı için bize portföyün haftalık getirisini vermektedir. Portföyün yıllık getirisini bulmak için, elde edilen haftalık getiri değeri dönem sayısı ile çarpılmıştır (Kapucu, 2011: 11). A portföyünün yıllık getirisi aşağıda hesaplanmıştır.

$$E(r_A) = [51 \times (0.0177)]$$

$$E_{r_A} = 0.90$$

Portföyün riskini hesaplayabilmek için portföyde yer alan finansal varlıkların kovaryanslarının bilinmesi gereklidir. İki finansal varlığın kovaryansının hesaplanabilmesi için ise, bu iki finansal varlık arasındaki korelasyonun bilinmesi gerekir ki buda bize portföyde yer alan bütün hisselerin birbirleriyle olan korelasyon ve kovaryanslarının bilmemiz gerektiği sonucunu doğurur. Portföydeki finansal varlık sayısı arttıkça yapılması gereken işlem sayısı da artacak dolayısıyla da portföyün riskini hesaplamak daha da zorlaşacaktır. Bu durumu ortadan kaldırmak ve portföyün riskini kolay bir şekilde hesaplamak için matris çarpımlarından yararlanmak yararlı bir yöntemdir. Matris çarpımları kullanarak varyans-kovaryans matrisi oluşturulur ve bu sayede portföyün riski kolayca hesaplanabilir. Varyans-kovaryans matrisi aşağıda belirtilen adımlarda anlatıldığı şekliyle hesaplanmıştır (Kapucu; 2011: 23).

1. Adım: İlk olarak fark getirisi matrisi oluşturulmuştur. Fark getiri matrisi, portföyde yer alan hisse senetlerinin yıllık getirilerinin, ortalama getirilerinden çıkartılması suretiyle hesaplanmış ve hesaplanan fark getiri matrisi Tablo 3’te gösterilmiştir.

Tablo 3. Fark Getiri Matrisi

	VAKIF	INDES	BUCIM	KLMSN	...	TOASO	GSDDE	GEDZA	BLCYT
1	-0.0415	0.0106	0.0087	0.0324		0.0992	0.0103	-0.0201	0.0423
2	0.1714	0.1169	0.0085	0.0036		0.0137	0.0252	0.0089	0.0291
3	0.0270	0.0230	-0.0079	0.0232		0.0979	-0.0082	-0.0105	-0.0658
4	0.0347	-0.0061	0.0727	0.0674		0.0211	-0.0248	0.0371	0.0860
⋮					⋮				
48	-0.0230	0.0525	...	0.0300	-0.0068	-0.0171	0.0118	...	0.0173
49	0.0122	-0.0665	0.0165	-0.0717		0.0038	0.1763	0.0908	0.0616
50	-0.0229	-0.0449	-0.0198	-0.0704		0.0120	-0.0969	0.0140	-0.0114
51	0.0004	0.0083	0.0282	0.0696		0.0354	-0.0373	-0.0345	0.0942

2. Adım: Fark getiri matrisinin transpozese alınmıř ve kendisi ile arpılmıřtır. Elde edilen deęerler dnem sayısına blnerek varyans-kovaryans matrisi oluřturulmuřtur. Oluřturulan bu varyans-kovaryans matrisi Tablo 4'te sunulmuřtur.

Tablo 4. Varyans - Kovaryans Matrisi

	VAKIF	İNDES	BUCIM	...	GSDDE	GEDZA	BLCYT
VAKIF	0.0033	0.0016	0.0010		0.0008	0.0007	0.0004
İNDES	0.0016	0.0035	0.0008		0.0010	0.0007	0.0006
BUCİM	0.0010	0.0008	0.0017		0.0003	0.0008	0.0002
KLMSN	-0.0001	0.0012	-0.0001	⋮	-0.0001	-0.0001	0.0010
GSDDE	0.0008	...	0.0010		0.0031	0.0003	0.0001
GEDZA	0.0007	0.0007	0.0008		0.0003	0.0025	0.0002
BLCYT	0.0004	0.0006	0.0002		0.0001	0.0002	0.0024

Portfyn varyansını hesaplayabilmek iin, ilk olarak yukarıda elde edilen varyans-kovaryans matrisi, portfye dahil edilen hisse senetlerinin aęırlık matrisinin transpozese arpılmıřtır. Sonrasında bu arpım sonucu elde edilen deęerler, tekrar aęırlık matrisiyle arpılarak portfyn varyansı hesaplanmıřtır. A portfynn varyansı (σ_A^2) ařaęıdaki řekilde hesaplanmıřtır.

$$\sigma_A^2 = \left([0.083 \quad \dots \quad 0.083] \times \begin{bmatrix} 0.0033 & \dots & 0.0004 \\ 0.0016 & \dots & 0.0006 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0.0007 & \dots & 0.0002 \\ 0.0004 & \dots & 0.0024 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} 0.083 \\ 0.083 \\ \vdots \\ 0.083 \end{bmatrix} \right)$$
$$\sigma_A^2 = 0.00075$$

Tıpkı portfy getirisindeki gibi portfy varyansı hesaplanırken de haftalık deęerler kullanıldıęı iin yıllık varyans deęerini bulmak iin elde edilen sonucu dnem sayısı ile arpmamız gerekmektedir (Kapucu, 2011: 11). Portfyn yıllık varyansı ařaęıdaki řekilde hesaplanmıřtır.

$$\sigma_A^2 = [51 \times 0.00075]$$

$$\sigma_A^2 = 0.038$$

A portfynn varyansı (σ_A^2) hesaplandıktan sonra portfyn riskini bulmak iin standart sapma deęerini hesaplamamız gerekmektedir. Varyans, standart sapmanın (σ) karesine eřit olduęundan, portfyn varyansının karekk alınarak A portfynn standart sapması (σ_A) ařaęıdaki řekilde hesaplanmıřtır.

$$\sigma_A = \sqrt{0.022} = 0.195$$

Portfyn getiri ve riski hesaplanmıřtır fakat ne kadarlık risk stlenilerek ne kadarlık bir getiri elde edildięini grmek ve dięer portfylerle karřılařtırma yapmak zor olacaktır. Bu nedenle deęiřim katsayısı hesaplanarak daha saęlıklı bir karřılařtırma yapmak faydalı olacaktır. Deęiřim katsayısı greceli risklilięin lsdr. Deęiřim katsayısı bize bir birim ilave getiri iin stlenilmesi gereken riski ifade eder. Bir varlıęın deęiřim katsayısı o varlıęın standart

sapmasının getirisine bölünmesi ile elde edilir (Karan, 2013: 138). A portföyünün değişim katsayısı (DK_A) aşağıdaki şekilde hesaplanmıştır.

$$DK_A = \frac{0.195}{0.90} = 0.216$$

2019 yılına ait A portföyü için yapılan hesaplamaların aynısı geri kalan diğer 14 portföy için de gerçekleştirilmiş ve elde edilen sonuçlar Tablo 5’te sunulmuştur. Çalışmada BİST’te yer alan 12 farklı sektör içerisindeki şirketlerin hisse senetleri F/K, FD / FAVÖK ve PD/DD oranlarına göre sıralanmış ve her sektörde en küçük orana sahip hisse senetleri portföylere dahil edilerek her piyasa çarpanı için sırasıyla A, B, C şeklinde yıllara göre ayrı ayrı portföyler oluşturulmuştur. A portföyü F/K, B portföyü FD/FAVÖK, C portföyü de PD/ DD çarpanlarından yararlanılarak oluşturulmuştur. Portföyler her sene 12 aylık bilanço verilerine göre güncellenmiş, toplamda 5 yıl boyunca 15 farklı portföy oluşturulmuştur. Portföye dahil edilen hisse senetleri eşit ağırlıklı olacak şekilde portföyde yer almıştır. Her bir portföyün getirisi riski (standart sapması) ve değişim katsayısı hesaplanmış ve o yıl ki BİST 100 Endeksi ile karşılaştırılmıştır.

Tablo 5. Yıllara Göre Oluşturulan Portföylerin Getiri, Risk (Standart Sapma) ve Değişim Katsayısı Değerleri

		A portföyü	B portföyü	C portföyü	BİST 100
2019	Getiri	0.902	0.950	0.756	0.266
	Risk (Standart Sapma)	0.195	0.196	0.224	0.213
	Değişim Katsayısı	0.216	0.219	0.296	0.801
2020	Getiri	1.143	1.193	1.679	0.284
	Risk (Standart Sapma)	0.449	0.383	0.453	0.286
	Değişim Katsayısı	0.393	0.321	0.270	1.010
2021	Getiri	0.370	0.380	0.386	0.237
	Risk (Standart Sapma)	0.284	0.313	0.290	0.233
	Değişim Katsayısı	0.768	0.824	0.751	0.982
2022	Getiri	1.385	1.161	1.494	1.039
	Risk (Standart Sapma)	0.257	0.259	0.283	0.281
	Değişim Katsayısı	0.186	0.223	0.189	0.271
2023	Getiri	0.744	0.490	0.514	0.384
	Risk (Standart Sapma)	0.366	0.332	0.329	0.319
	Değişim Katsayısı	0.491	0.678	0.640	0.832

Tablo 5 incelendiğinde, 2019 yılı için oluşturulan portföylerinin ve BİST 100 Endeksi’nin performansları analiz edildiğinde, en yüksek getiriyi %95’lik getiri oranı ile B portföyü sağlarken, en düşük getiriyi %75,6 getiri oranı ile C portföyü sağlamıştır. 2019 yılı için BİST 100 Endeksi %26,6’lık bir getiri sağlamıştır. Portföylerin riskleri incelendiğinde ise A ve B portföyünün riskleri (% 19,5;% 19.6) birbirine çok yakinken C portföyünün daha yüksek bir risk oranına (%22.4) sahip olduğu görülmüştür. BİST 100 Endeksi’nin riski ise (%21,3) A ve B portföyüne göre yüksek C portföyüne göre ise düşük olmuştur. Bir birim ilave getiri için üstlenilmesi gereken riski ifade eden değişim katsayıları incelendiğinde; 0.216 ile en düşük değişim katsayısına A portföyünün sahip olduğu onu sırasıyla 0.219’luk oranla B portföyünün, 0.296’lık oranla C portföyünün ve 0.801’lik oranla da BİST 100 Endeksi’nin izlediği görülmektedir.

2020 yılı için oluřturulan portföyler incelendiğinde en yüksek getiriye %167,9 oranı ile C portföyü olurken onu sırasıyla %119,3 oranı ile B portföyü, %114,3 oranı ile A portföyü ve %28,4 oranı ile BİST 100 Endeksi'nin izlediđi görölmektedir. Deđişim katsayılarına bakıldığında ise 0.270 oranı ile C portföyünün en düşük deđişim katsayısına sahip olduđu onu sırasıyla 0.321 oranı ile B portföyünün, 0,393 oranı ile A portföyünün ve 1.010 oranı ile de BİST 100 Endeksi'nin izlediđi görölmektedir.

2021 yılı için oluřturulan portföyleri analiz ettiđimizde portföylerin getiri oranları birbirine çok yakın olmakla birlikte (A: %37; B: %38; C: %38,6) tüm portföylerin BİST 100 Endeksi'nden (%23,7) daha fazla getiri elde ettikleri görölmektedir. Deđişim katsayılarına baktığımızda ise C portföyü en düşük orana sahipken onu sırasıyla A ve B portföyü izlemekte ve BİST 100 Endeksi'nin bu yılda da en yüksek deđişim katsayısına sahip olduđu görölmektedir.

2022 yılı incelendiğinde BİST 100 Endeksi'nin getiri oranınının (%103,9) nispeten portföy performanslarına yaklařtıđı görölmekle birlikte yine de tüm portföylerden düşük kaldıđı görölmektedir. Bu yılda en iyi getiriye 2020 yılında olduđu gibi C portföyü (%149,4) sađlarken onu sırasıyla A (%138,5) ve B (%116,1) portföyleri izlemektedir. Deđişim katsayılarına bakıldığında en yüksek deđişim katsayısına diđer yıllarda olduđu gibi BİST 100 Endeksi'nin (0,271) sahip olduđu onu sırasıyla B (0,223), C (0,189) ve A (0,186) portföyünün izlediđi görölmektedir.

Son yıl olan 2023 yılına baktığımızda ise en yüksek getiriye %74,4 oranıyla A portföyünün sađladığı görölmektedir. %51,4 oranıyla ikinci en yüksek getiriye C portföyü sađlarken, onu %49 oranıyla A portföyü ve %38,4 oranıyla BİST 100 Endeksi izlemektedir. Deđişim katsayıları incelendiğinde yine aynı sıralamanın olduđu en düşük deđişim katsayısına 0,491 oranla B portföyünün sahip olduđu onu 0,640 oranla C portföyünün 0,678 oranla A portföyünün ve 0,832 oranla BİST 100 Endeksi'nin izlediđi görölmektedir.

5. Sonuç

Bu çalışmada, piyasa çarpanları yöntemi kullanarak oluřturulacak portföyler ile BİST 100 Endeksi'nin getirisi üzerinde bir getiri elde edilip edilemeyeceđi arařtırılmıřtır. Çalışmada, 2019-2023 yılları arasında BİST'te 12 farklı sektörde yer alan firmalar F/K, FD/FAVÖK ve PD/DD çarpanları kullanılarak analiz edilmiř ve her yıl için 3, toplamda 5 yıl için 15 farklı portföy oluřturularak bu portföylerin getiri, risk ve deđişim katsayıları hesaplanmıřtır.

Yıllara göre portföy performansları incelendiğinde, F/K çarpanına göre oluřturulan A portföyü 2019, 2022 ve 2023 yıllarında en iyi performansı gösterirken, PD/DD çarpanına göre oluřturulan C portföyü ise 2020 ve 2021 yıllarında en iyi performansı göstermiřtir. BİST 100 Endeksi tüm yıllarda en kötü performansı gösterirken sadece 2022 yılında görece olarak diđer portföylerin performansına yaklařabilmiřtir.

Genel olarak bakıldığında F/K, FD/FAVÖK ve PD/DD çarpanlarıyla oluřturulan tüm portföyler BİST 100 Endeksi'ne göre düşük risk ile yüksek getiri sađlayarak çok daha iyi bir performans sergilemiřlerdir. Portföyler kendi içerisinde deđerlendirildiğinde ise F/K çarpanıyla oluřturulan portföylerin en yüksek getiriye sađlayan portföyler olduđu PD/DD çarpanı kullanılarak oluřturulan portföylerin de FD/FAVÖK çarpanıyla oluřturulan portföylere göre daha iyi bir performans gösterdiđi görölmektedir. Bu sonuçlardan hareketle F/K ve PD/DD

çarpanıyla oluşturulan portföylerin daha başarılı performans sergilediği ve yatırımcılar tarafından tercih edilebilecek noktada olduğu görülmüştür. Bu açıdan çalışma, Cheng ve McNmara (2000) ile Birgili ve Düzer’in (2010) çalışmalarıyla tutarlılık göstermektedir. Öte yandan çalışmada FD/FAVÖK çarpanı kullanılarak oluşturulan portföylerin BİST 100 Endeksi’nden tüm yıllarda daha iyi bir performans göstermesi Toraman ve Körpi’nin (2015) FD/FAVÖK çarpanının portföy oluşturma sürecinde kullanılabilir yararlı bir kriter olduğunu gösteren çalışmasıyla tutarlılık gösterirken aynı çalışmada F/K ve PD/DD çarpanlarının portföy oluşturma sürecinde yararlı olamayacağı görüşüyle de çelişmektedir.

Sonuç olarak, bu çalışmada kullanılan piyasa çarpanlarından hepsi BİST 100 Endeksi ile karşılaştırıldığında daha düşük risk ve daha yüksek getiri sağlamıştır. Özellikle de F/K ve PD/DD çarpanlarıyla oluşturulan portföyler daha iyi sonuçlar sağlamıştır. Bu nedenle portföy oluşturma süreçlerinde, daha düşük risk düzeyinde daha yüksek getiri sağlanması nedeniyle özellikle F/K ve PD/DD çarpanlarını kullanmalarının yatırımcılara fayda sağlayabileceği önerilmektedir.

Literatür incelendiğinde portföy oluşturma süreçlerinde hangi çarpanların kullanılacağı ile ilgili net bir görüş olmamasına rağmen yapılan çalışmalarda (Cheng ve McNmara, 2000; Birgili ve Düzer, 2010) F/K ve PD/DD çarpanlarının portföy oluşturma süreçlerinde kullanışlı olabileceği belirtilmiştir. İlerleyen yıllarda her ne kadar finansal piyasaların farklı dinamikler altında işlediği bilinse de farklı finansal piyasalarda daha uzun dönemli çalışmalar yapılarak hangi piyasa çarpanının portföy oluşturma süreçlerinde daha etkin olabileceği araştırılabilir.

Gün geçtikçe finansal piyasalardaki işlem olanakları ve yatırımcı sayısı artmaktadır. Bu durum hem bireysel hem de kurumsal yatırımcıların bu piyasalara olan ilgisini artırmaktadır. Bu açıdan bakıldığında portföy seçimi ile ilgili çalışmaların ilerleyen dönemlerde de hem araştırmacılar hem de yatırımcılar için ilgi çekecek konular arasında en üst sıralarda kendine yer bulmaya devam edeceği düşünülmektedir. Bu nedenle ilerleyen dönemlerde portföy seçimi ile ilgili çalışmalarda bu çalışma referans alınarak farklı piyasa çarpanları kullanılarak oluşturulan portföylerin performanslarının incelenmesi yararlı olacaktır. Ayrıca bu çalışmada piyasa çarpanları yardımıyla oluşturulan portföylerde eşit ağırlıklı olarak yer verilmiştir. Portföyde yer alan hisse senetlerinin ağırlıklarının farklılaştırılması ile daha iyi performans gösteren portföyler oluşturulup oluşturulamayacağı araştırılabilir.

Bu çalışmada oluşturulan portföylerde sadece hisse senetlerine yer verilmiş olması ve bu hisse senetlerinin portföylerde eşit ağırlıklı olacak şekilde yer alması çalışmanın sınırlılıklarından birisidir. Belirlenen sektörlerde yer alan firmalar içerisinde verilerine ulaşılamayan, veri seti uyumlu olmayan, birleşme, satın alma veya iflas gibi nedenlerle endeksten çıkarılan firmalar çalışmaya dâhil edilmemiştir. Ayrıca oluşturulan portföylerin getirileri hesaplanırken hisse senetlerinin haftalık getirileri kullanılmış ve hisse senetlerinin yılın ilk işlem günü fiyatından satın alındığı ve son işlem gününden satıldığı varsayılmış ve işlem maliyetleri göz ardı edilmiştir. Ayrıca portföylerin; yatırımcı davranışlarının yatırım tercihleri üzerindeki etkisi, yatırımcı davranışının rasyonellikten uzak olması, yatırımcıların bilişsel ve psikolojik ön yargılar çerçevesinde kararlar alması, yatırımcıların oluşturduğu portföylerdeki risk ve getiri beklentileri gibi faktörlerin dikkate alınmadan oluşturulması diğer sınırlılıkları oluşturmaktadır.

Sonraki yıllarda yapılacak çalışmalarda, oluşturulacak portföylerde hem farklı ağırlıktaki hisse senetlerine hem de hisse senetlerinin yanı sıra, farklı finansal varlıklara yer verilmesi

portföylerin çeřitliliđini artıracaktır. Ayrıca yine ilerleyen dönemlerde farklı piyasa çarpanları kullanarak portföyler oluşturulabilir ve bu portföyler sadece BİST 100 Endeksi ile deđil yatırım fonları, altın döviz gibi farklı finansal varlıklarla karşılaştırılabilir.

Arařtırma ve Yayın Etiđi Beyanı

Etik kurul izni ve/veya yasal/özel izin alınmasına gerek olmayan bu çalıřmada arařtırma ve yayın etiđine uyulmuřtur.

Arařtırmacıların Katkı Oranı Beyanı

Yazar, makalenin tamamına yalnız kendisinin katkı sađlamıř olduđunu beyan eder.

Arařtırmacıların Çıkar Çatıřması Beyanı

Bu çalıřmada herhangi bir potansiyel çıkar çatıřması bulunmamaktadır.

Kaynakça

- Aremu, P.O. and Adegbe, F.F. (2023). Assets valuation, mergers and acquisitions of business organisations in Nigeria. *Journal of Finance and Accounting*, 7(1) 60-75. <https://doi.org/10.53819/81018102t4123>
- Aslan, T. (2024). Company valuation using market multipliers: An application example in the tourism sector. *Euroasia Journal of Social Sciences & Humanities*, 11(38), 132-145. <https://doi.org/10.5281/zenodo.12704935>
- Bazargan, F.R. and Noveria, A. (2021). Estimating the equity value of pt smartfren telecom TBK. using discounted cash flow and relative valuation. *Journal of Business and Management*, 10(3). Retrieved from <https://garuda.kemdikbud.go.id/>
- Birgili, E. ve Düzer, M. (2010). Finansal analizde kullanılan oranlar ve firma değeri ilişkisi: İMKB’de bir uygulama. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 46, 74-83. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/mufad>
- Cheng, C.S.A. and McNamara, R. (2000). The valuation accuracy of the price-earnings and price-book benchmark valuation methods. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 15(4), 349-370. <https://doi.org/10.1023/A:1012050524545>
- Çabuk, A. ve Lazol, İ. (2018). *Mali tablolar analizi* (18. bs). Bursa: Ceylan Matbaacılık.
- Elmas, B., Yılmaz, H. ve Yalçın, S. (2017). Firma değerlemesinde indirgenmiş nakit akımları yönteminin kullanımı: BİST Bilişim Endeksinde yer alan firmalar üzerinde bir uygulama. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 31(5), 1221-1238. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/trendbusecon>
- Guner, P.U. and Unal, S.N. (2023). An artificial neural network based method for company valuation. *Journal of Business Economics and Finance*, 12(2), 91-101. <https://doi.org/10.17261/Pressacademia.2023.1741>
- Hatipoğlu, M. ve Yener, E. (2013). Firma değerlemesinde indirgenmiş nakit akımları yöntemi: BIST Elektrik Endeksinde bir uygulama. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 8(3), 7-29. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/oguiibf>
- Joshi, N.A., Desai, J. and Trivedi, A. (2013). Valuing companies by discounted cash flows. *International Journal of Management (IJM)*, 4(2). Retrieved from https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2289158
- Kapucu, H. (2011). *İMKB uygulamalarıyla modelleme portföy modelleme* (1. bs). İstanbul: IJOPEC Yayınları.
- Karan, M.B. (2013). *Yatırım analizi ve portföy yönetimi* (4. bs). Ankara: Gazi Kitabevi.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *The Journal of Finance*, 7(1), 77-91. <https://doi.org/10.2307/2975974>
- Oymak, O. (2009). *Firma değerlemesi ve bankacılık uygulaması* (Yayımlanmamış doktora tezi). İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul, Türkiye.
- Platanakis, E. and Urquhart, A. (2020). Should investors include bitcoin in their portfolios? A portfolio theory approach. *The British Accounting Review*, 52(4), 100837. <https://doi.org/10.1016/j.bar.2019.100837>
- Silva, N.F., Dos Santos, M., Gomes, C.F.S. and de Andrade, L.P. (2023). An integrated CRITIC and Grey relational analysis approach for investment portfolio selection. *Decision Analytics Journal*, 8, 100285. <https://doi.org/10.1016/j.dajour.2023.100285>
- Sipahi, B., Yanık, S. ve Aytürk, Y. (2016). *Şirket değerlendirme yaklaşımları* (2. bs). Ankara: Seçkin Kitabevi.
- Taner, B. ve Akkaya, G.C. (2003). İşletme değerini belirleme yöntemleri ve farklı sektörlerdeki işletmeler üzerine bir uygulama. *Ege Academic Review*, 3(1), 1-7. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/eab>

- Toraman, C. ve K rpi, M. (2015). Firma deęerinin piyasa arpanları ile tahmin edilmesi: BIST dokuma, giyim eřyası ve deri sanayii sekt r nde bir uygulama. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 66, 41-56. <https://doi.org/10.25095/mufad.396530>
-  lgen, M. ve Teker, S. (2005). İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda iřlem g ren sanayi řirketleri iin bir analitik deęerleme teknięi uygulaması. *İT  Dergisi/b*, 2(1), 49-57. Eriřim adresi: http://itudergi.itu.edu.tr/index.php/itudergisi_b
-  nvan, Y.A. (2019). Firma deęerleme yaklařımları ve T rk Hava Yolları (THY)  zerine bir uygulama. *Mehmet Akif Ersoy  niversitesi Sosyal Bilimler Enstit s  Dergisi*, 11(30), 930-944. <https://doi.org/10.20875/makusobed.640267>
- Youssef, M., Naoua, B.B., Abdelaziz, F.B. and Chibane, M. (2022). Portfolio selection: Should investors include crypto-assets? A multiobjective approach. *International Transactions in Operational Research*, 30(5), 2620-2639. <https://doi.org/10.1111/itor.13203>
- Zor, İ., Bozkurt, İ. ve  ks z, S. (2016), İflasın ertelenmesi taleplerinin karara baęlanmasına y nelik bir  neri: Firma deęeri temelli yaklařım. *Atat rk  niversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 30(1), 19-35. Eriřim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/trendbusecon>

PORTFOLIO CONSTRUCTION WITH MARKET MULTIPLIERS: AN APPLICATION IN BIST

EXTENDED SUMMARY

The Aim of the Study

The aim of this study is to investigate whether a return above the return of the BIST 100 Index can be obtained with the portfolios to be formed using the market multipliers method. When the literature is examined, it is seen that studies on firm valuation have been conducted using different methods. In particular, studies using the discounted cash flow method appear more frequently in the literature.

In the discounted cash flow method, the uncertainty of future cash flows and the interest rate to be used in the discounting of these cash flows makes it difficult to use this method. For this reason, especially portfolio management companies and investors use the market multiples method more frequently since it is easier to analyze, involves less uncertainty, and enables them to find a relatively better firm by comparing with other firms in the sector. Nevertheless, there is a limited number of such studies in the finance literature and it is found that these few studies are mostly conducted on a few firms or a single sector. Therefore, the results obtained are not sufficient to make generalizations about the market multiplier to be used for valuation. From this point of view, this study will be a first in terms of constructing portfolios using market multipliers, making an evaluation by comparing these portfolios with the BIST 100 Index and, as a result, suggesting a model portfolio with a market multiplier that investors can use when making investment decisions. From this point of view, the study differs from the national literature and is unique in this respect.

Literature Review

When the literature is examined, it is seen that there are studies on firm valuation using different methods, but these studies are mostly conducted on a few firms or a single sector (Cheng and McNmara (2000), Taner and Akkaya (2003), Birgili and Düzer (2010), Joshi et al. (2013), Hatipoğlu and Yener (2013), Zor et al. (2015), Elmas et al. (2017), Unvan (2019), Bazargan and Noveria (2021)). From this point of view, this study will be a first in terms of creating portfolios by using market multipliers and comparing these portfolios with the BIST 100 Index and making an evaluation and suggesting a model portfolio as a result.

Methodology

In the study, portfolios were created using 3 different market multipliers, namely Price/Earnings, Firm Value / EBITDA and Market Value / Book Value, and the performance of these portfolios were compared with the performance of the BIST 100 Index. In the study, 15 different portfolios were created for 5 years, 3 for each year. In the study, 12 different sectors in the BIST were determined and portfolios were formed by considering the market multiples of the companies in these sectors. The stocks in the portfolios are weighted equally. After the

stocks to be included in the portfolio were determined with the help of the previously determined multipliers, different portfolios were formed according to the changing multiplier rankings for each year. The returns, risks, and coefficients of variation of these portfolios for each year were calculated and compared with the BIST 100 Index for that year.

Findings

In the study, the stocks of the companies in 12 different sectors in the BIST were ranked according to their P/ E, FV / EBITDA and M / B ratios and the stocks with the smallest ratios in each sector were included in the portfolios and separate portfolios were formed for each market multiplier as A, B, C, respectively. Portfolio A is formed by utilizing P/E, portfolio B is formed by utilizing FV/EBITDA and portfolio C is formed by utilizing M/ B multiples. The portfolio was updated every year according to the 12-month balance sheet data and 15 different portfolios were created for a total of 5 years. The shares included in the portfolio were equally weighted. The return risk (standard deviation) and coefficient of variation of each portfolio were calculated and compared with the BIST 100 Index of that year.

For 2019, when the performances of the portfolios and the BIST 100 Index are analyzed, portfolio A provided the highest return with a 95% return rate, while portfolio C provided the lowest return with a 75.6% return rate. For 2019, the BIST 100 Index generated a return of 26.6%. When the risks of the portfolios are analyzed, it is seen that the risks of portfolio A and portfolio B (19.6%; 19.5%) are very close to each other, while portfolio C has a higher risk ratio (22.4%). The risk of the BIST 100 Index (21.3%) was higher for portfolios A and B and lower for portfolio C. When the coefficients of variation expressing the risk to be assumed for one unit of additional return are analyzed, it is seen that portfolio B has the lowest coefficient of variation with 0.216, followed by portfolio A with 0.219, portfolio C with 0.296 and the BIST 100 Index with 0.801.

For 2020, portfolio C had the highest return with 167.9%, followed by portfolio A with 119.3%, portfolio B with 114.3% and BIST 100 Index with 28.4%. In terms of coefficients of variation, portfolio C has the lowest coefficient of variation with 0.270, followed by portfolio A with 0.321, portfolio B with 0.393 and the BIST 100 Index with 1.010.

When we analyze the portfolios created for 2021, it is seen that although the return rates of the portfolios are very close to each other (A: 38%; B: 37%; C: 38.6%), all portfolios have a higher return than the BIST 100 Index (23.7%). When we look at the coefficients of variation, we see that portfolio C has the lowest coefficient of variation, followed by portfolios B and A, and the BIST 100 Index has the highest coefficient of variation in this year as well.

When the year 2022 is analyzed, it is seen that the rate of return of the BIST 100 Index (103.9%) is relatively close to the portfolio performances, but still lower than all portfolios. In this year, portfolio C (149.4%) provides the best return as in 2020, followed by portfolios B (138.5%) and C (116.1%), respectively. In terms of coefficients of variation, the BIST 100 Index had the highest coefficient of variation (0.271), as in other years, followed by portfolio A (0.223), portfolio C (0.189) and portfolio B (0.186).

When we look at the last year, 2023, it is seen that portfolio B provides the highest return with 74.4%. Portfolio C provides the second highest return with 51.4%, followed by portfolio A with 49% and the BIST 100 Index with 38.4%. When the coefficients of variation are analyzed,

it is seen that portfolio B has the lowest coefficient of variation with 0.491, followed by portfolio C with 0.640, portfolio A with 0.678 and the BIST 100 Index with 0.832.

When the portfolio performances by years are analyzed, portfolio B performed the best in 2019, 2022 and 2023, while portfolio C performed the best in 2020 and 2021. While the BIST 100 Index performed the worst in all years, it was relatively close to the performance of other portfolios only in 2022.

Conclusion

In general, all portfolios constructed with F/K, FD/EBITDA and PD/ADD multipliers outperformed the BIST 100 Index by providing high returns with low risk. When the portfolios are evaluated within the portfolios themselves, it is seen that the portfolios constructed with the F / K multiplier provide the highest return, while the portfolios constructed using the PD / DD multiplier perform better than the portfolios constructed with the FD / EBITDA multiplier. Based on these results, it is seen that the portfolios constructed with the F/K and PD/DD multipliers perform more successfully and are at a point where they can be preferred by investors. In this respect, the study is consistent with Cheng and McNmara (2000) and Birgili and Düzer (2010).

The limitation of this study is that only equities are included in the portfolios formed in this study and these equities are equally weighted in the portfolios. In future studies, including both stocks with different weights and different financial assets in addition to stocks in the portfolios to be formed will increase the diversity of the portfolios. In addition, portfolios can be constructed using different market multipliers in the future and these portfolios can be compared not only with the BIST 100 Index but also with different financial assets such as mutual funds, gold and foreign exchange.