

# JOURNAL OF RESEARCH IN ECONOMICS, POLITICS & FINANCE

EKONOMİ, POLİTİKA & FİNANS  
ARAŞTIRMALARI DERGİSİ



Volume: 8

Issue: 2

2023

e-ISSN: 2587-151X

# EKONOMİ, POLİTİKA & FİNANS ARAŞTIRMALARI DERGİSİ

Journal of Research in Economics, Politics & Finance

## EDITORIAL BOARD / EDİTÖR KURULU

### Editor in Chief / Baş Editör

Prof. Ersan Ersoy  
Uşak University, Turkey

### Associate Editor / Yardımcı Editör

Assoc. Prof. Mert Topcu  
Alanya Alaaddin Keykubat University, Turkey

## ADVISORY EDITORIAL BOARD / BİLİM KURULU

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. PAPAĐOPOULOS	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
Ercin YELDAN	Kadir Has University, Türkiye

### Editorial Assistant / Sekreteryä

Salih Özdemir, e-mail: sozdemir.salih@gmail.com

### Peer-reviewed, Scientific and Quarterly

Journal of Research in Economics, Politics & Finance is an 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 / Taradığımız İndeksler ve Veri Tabanları

TUBİTAK-ULAKBİM TR Dizin, RePEc, Directory of Research Journals Indexing (DRJI), Scientific Indexing Services (SIS), Journal Factor Index, International Institute of Organized Research Index (I2OR), ROAD, SOBIAD Citation Index, Ideonline Citation Index, Google Scholar.

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

**Contact / İletişim:** epfjournal@gmail.com

June 2023 Volume: 8 Issue: 2 / Haziran 2023 Cilt: 8 Sayı: 2

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. The authors are expected to pay attention to the recommendations and standards for publication ethics as determined by the COPE (Committee on Publication Ethics) and the ICMJE (International Committee of Medical Journal Editors). Various ethical irregularities, such as plagiarism, fraudulent data, and use of studies without reference, are absolutely not accepted. In the determination of such a situation, evaluation shall be made within the framework of the rules, standards and principles published by the relevant institutions.

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 preview.

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.

8. For managerial expenses of the journal, the authors are asked to pay 25 USD (500 Turkish Liras) per submission. Subsequent to payment, articles are primarily evaluated by the editor(s) in terms of purpose, scope, form and content in order to decide whether to proceed to the blind review process.

9. Review process is a blind 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 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](mailto: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](mailto:epfjournal@gmail.com) for any questions.

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

**Copyright:** Journal of Research in Economics, Politics & Finance is licensed under a [Creative Commons Attribution 4.0 International License \(CC BY\)](#). Authors retain copyright and grant the journal right of first publication with the work simultaneously licensed under a Creative Commons Attribution License that allows others to share the work with an acknowledgment of the work's authorship and initial publication in this journal. Authors are able to enter into separate, additional contractual arrangements for the non-exclusive distribution of the journal's published version of the work (e.g., post it to an institutional repository or publish it in a book), with an acknowledgment of its initial publication in this journal. Licensees may copy, distribute, display and perform the work and make derivative works and remixes based on it only if they give the author or licensor the credits (attribution) in the manner specified by these.

## YAYIN POLİTİKASI

**Amaç ve Kapsam:** Ekonomi, Politika & Finans Araştırmaları Dergisi, akademisyenler ve araştırmacılar tarafından ekonomi, politika ve finans alanlarında yapılan bilimsel nitelikli çalışmaların yayımlanabileceği 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 makalelerde araştırma ve yayım etiğine uyulmalı ve "Yayın Etiği", "Araştırma Etiği" ve "Yasal/Özel izin belgesi alınması" ile ilgili kurallarda, ICMJE (International Committee of Medical Journal Editors) tavsiyeleri ile COPE'un (Committee on Publication Ethics) yazarlar için Uluslararası Standartları dikkate alınmalıdır.
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 500 TL ücret talep edilmektedir. Ücret yatırıldıktan sonra makaleler öncelikle amaç, kapsam, şekil, içerik, 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/pub/epfad/price-policy>
10. Makalelerin değerlendirme süreci, hakemlerin kimlikleri hakkında yazar(lar)a, yazar(lar)ın kimlikleri hakkında da hakemlere bilgi verilmeyen kör hakemlik sistemine göre yapılmaktadır.
11. Yayın politikasına ve yazım kurallarına uygun olan makaleler, kör hakemlik sistemi kullanılarak değerlendirilmek üzere 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, orijinal 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](mailto:epfjournal@gmail.com)) irtibata geçebilirsiniz.

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

**Telif Hakkı:** Ekonomi, Politika & Finans Araştırmaları Dergisi Creative Commons Atıf 4.0 Uluslararası Lisansı (CC BY) ile lisanslanmıştır. Yazar eserin telif hakkını 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**

---

---

Saffet AKDAĞ	Tarsus University
Sinan AYTEKİN	Balıkesir University
Dođan BARAK	Bingöl University
Serkan ÇANKAYA	İzmir Demokrasi University
İhsan Uđur DELİKANLI	İstanbul Topkapı University
Yavuz GÜL	Beykent University
Özcan İŞIK	Sivas Cumhuriyet University
Murat İŞIKER	İstanbul Sabahattin Zaim University
Gülşah KULALI	Anadolu University
Ayhan KULOĐLU	Nevşehir Hacı Bektaş Veli University
Ođuz SAYGIN	Nevşehir Hacı Bektaş Veli University
Nazan ŞAK	Marmara University
Can TÜRGÜT	Adana Alparslan Türkeş Bilim ve Teknoloji University
Ođuzhan TÜRKER	Erciyes University
Ulaş ÜNLÜ	Akdeniz University
Gizem VERGİLİ	Burdur Mehmet Akif Ersoy University
N. Serap VURUR	Afyon Kocatepe University
İbrahim YAĐLI	Nevşehir Hacı Bektaş Veli University
Sedat YENİCE	Ankara Hacı Bayram Veli University
Onur YENİ	Hacettepe University

---

## CONTENTS / İÇİNDEKİLER

---

### Research Papers / Araştırma Makaleleri

- The Effect of ESG Sustainability on Firm Performance: A View under Size and Age on BIST Bank Index Firms / ESG Sürdürülebilirliğinin Firma Performansına Etkisi: BİST Banka Endeksinde Büyüklük ve Yaşa Bağlı Bir İnceleme**  
Turhan Korkmaz, Tuğba Nur ..... 208-223
- The Effects of New Equity Announcements on Stock Returns: An Examination on BIST / Sermaye Artırımı Duyurularının Hisse Getirileri Üzerine Etkileri: BİST'te Bir İnceleme**  
Cumali Ünal, Bahadır Ergün ..... 224-243
- Scale Factor in the Performance of Deposit Banks – The Turkey Case / Mevduat Bankalarının Performansında Ölçek Faktörü - Türkiye Örneği**  
Hatice Elanur Kaplan, Adalet Hazar, Şenol Babuşçu ..... 244-262
- Borsa İstanbul 100 Endeksini Etkileyen Yatırımcı Profilleri: Yerliler mi Yabancılar mı? / The Investor Profiles Affecting Borsa İstanbul 100 Index: Local or Foreign?**  
Metin Coşkun, Gözde Bozkurt, Melih Sefa Yavuz ..... 263-282
- Türkiye Ekonomisinde İşsizlik Histerisi Hipotezinin Geçerliliğinin Analizi: 1988-2020 Dönemi / The Analysis of the Validity of the Unemployment Hysteresis Hypothesis in Türkiye Economy: The Period of 1988-2020**  
Mert Anıl Atamer, Mehmet Uçar, Mücahit Ülger ..... 283-304
- Kredi Temerrüt Swapları ve Makroekonomik Değişkenler Arasındaki İlişkinin Analizi / Analysis of the Relationship between Credit Default Swaps and Macroeconomic Variables**  
Ayşegül İşcanoğlu Çekiç, Havva Gültekin ..... 305-322
- Türkiye’de Kredi Temerrüt Swapları ile Küresel Ekonomi Politikası Belirsizlik Endeksi, BIST 100 ve Bankalara Yapılan Doğrudan Yabancı Yatırımlar Arasındaki İlişki / The Relationship between Credit Default Swaps, Global Economic Policy Uncertainty Index, BIST 100 and Foreign Direct Investment in the Banking Sector in Turkey**  
Hakan Kum, Zeynep E. Topaloğlu, Melek Kıdemli ..... 323-334
- Dışsal Şoklar, Uluslararası Petrol Fiyatları, Para Arzı ve Enflasyon Arasındaki Dinamik İlişkilerin Analizi: Sürekli Dalgacık Yaklaşımından Kanıtlar / An Analysis of the Dynamic Co-movements between External Shocks, International Oil Prices, Money Supply and Inflation: Evidence from the Wavelet Coherence Approach**  
Tuncay Çelik, Mustafa Koçoğlu, Mustafa Duhan Soysal ..... 335-353
- Likidite Bolluğu Ekseninde Kaldıraç ve Dış Borçlanma Şirketlere Değer Kattı mı? Borsa İstanbul Üzerine Bir Uygulama / Do Leverage and External Debt Add Value to Companies from the Perspective of Liquidity Abundance? Evidence from Borsa İstanbul**  
Oğuz Saygın ..... 354-377

## THE EFFECT OF ESG SUSTAINABILITY ON FIRM PERFORMANCE: A VIEW UNDER SIZE AND AGE ON BIST BANK INDEX FIRMS

### ESG Sürdürülebilirliđinin Firma Performansına Etkisi: BİST Banka Endeksinde Büyüklük ve Yaş Bağlı Bir İnceleme

Turhan KORKMAZ\* & Tuđba NUR\*\*

#### Abstract

The goal of this study is to examine the relationship between environmental, social and governance (ESG) scores and firm performance and whether firm size and age moderating role in this relationship. The period of the study was determined as 2013-2021 and the sample is comprised of banks listed in the BIST Bank Index. The panel data analysis found a statistically significant and positive correlation between ESG scores and firm performance and a statistically significant and negative correlation between firm age and size and firm performance. In addition, while it was confirmed that firm age has a statistically significant and positive moderating effect in the relationship between ESG scores and firm performance, it was found that firm size does not have a significant moderating effect. Therefore, it is safe to say for the relevant period and sample that increased efforts of firms in environment, social responsibility, and proper governance have a positive influence on financial performance.

#### Keywords:

ESG, Sustainability, Firm Performance, Firm Age, Firm Size, Banks.

#### JEL Codes:

C33, C58, G21, L25.

#### Öz

Çalıřmada çevresel, sosyal ve kurumsal yönetim (ESG) skorları ile firma performansı iliřkisi ve bu iliřkide firma büyüklüđü ve firma yařının moderatör rolünün olup olmadıđının arařtırılması amaçlanmıřtır. Çalıřmanın dönemi 2013-2021 olarak belirlenmiř olup, çalıřmanın örneklemini BİST Banka Endeksi'nde faaliyet gösteren bankalar oluřturmaktadır. Geçekleřtirilen panel veri analizi sonucunda ESG skorları ile firma performansı arasında istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif yönlü iliřki, firma yařı ve büyüklüđün ile firma performansı arasında ise istatistiksel olarak anlamlı ve negatif yönlü iliřki olduđu tespit edilmiřtir. Ayrıca ESG skorları ile firma performansı iliřkisinde firma yařının istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif yönlü moderatör etkisi olduđu dođrulanırken, firma büyüklüđünün anlamlı bir moderatör etkisinin olmadıđı görülmüřtür. Dolayısıyla ilgili dönem ve örneklemede firmaların çevre ve sosyal sorumluluk ve uygun yönetim gibi faktörler üzerinde çabalarının artmalarının finansal performansa olumlu yönde yansdıđını söylemek mümkündür.

#### Anahtar Kelimeler:

ESG, Sürdürülebilirlik, Firma Performansı, Firma Yaşı, Firma Büyüklüđü, Bankalar.

#### JEL Kodları:

C33, C58, G21, L25.

\* Prof. Dr., Mersin University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Türkiye, [tkorkmaz@mersin.edu.tr](mailto:tkorkmaz@mersin.edu.tr), ORCID: 0000-0001-5468-2279

\*\* Assoc. Prof. Dr., Sırnak University, Faculty of Health Sciences, Türkiye, [nurtugba.91@gmail.com](mailto:nurtugba.91@gmail.com), ORCID: 0000-0002-0974-4896

Received Date (Makale Geliř Tarihi): 06.04.2023 Accepted Date (Makale Kabul Tarihi): 22.06.2023

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



## 1. Introduction

Firms now recognize that it is not enough to focus only on short-term financial goals. Environmental, social and governance (ESG) management, which puts focus on corporate social responsibility, has become widespread all around the world. The reason for this could be the stakeholders' interest in sustainability performance and social contribution activities, government policies, and the possible positive impact of ESG activities on corporate performance. Kicking off a series of reforms in sustainable finance, the European Union (EU) spearheads the process by transforming the way of work of financial and non-financial firms in the rapid development of environmental, social, and governance activities. ESG activities are also part of the new strategies being tried out by firms that feel a sense of crisis and believe that management methods that guide past performance can no longer guarantee future success. Therefore, the fact that financial accounting is no longer enough to meet the needs of shareholders brought about the necessity to devise other reports such as intellectual capital statements, value reporting, and sustainability reports. The resource-based view suggests that firms achieve superior performance when they disclose financial and non-financial resources. These resources support firms in improving the skills and competencies required to achieve a sustainable competitive edge (Buallay, 2019: 98; Zahid et al., 2022: 1-2; Cho, 2022: 1-2).

The traditional view in the business world was that firms existed to maximize the profit of their shareholders. For this reason, a contribution to social objectives was perceived as a decrease in the wealth of shareholders and was not professionally accepted. Due to the prevalence of agency logic in the previous period, ESG investment was considered to be an agency cost. As an alternative to this view, the stakeholder approach to management has gained importance which argues that firms have goals that are not limited to creating shareholder value and that they should take into account environmental and social responsibilities that contribute to their survival in the market. With an increased focus on stakeholders, it is safe to say that ESG performance serves as insurance-like protection for the intangible assets of firms deriving from the relationships between firms and non-investing stakeholders (Bahadori et al., 2021: 412; Nguyen et al., 2022: 92). The growing interest of investors and the global awareness of risks related to other non-financial factors, especially the environment and social responsibility and proper governance put pressure on firms to ramp up their efforts and focus on the non-financial aspects of their business. Firms report their performance related to these risks through three categories, namely environmental, social, and governance (ESG). According to the international management view, implementing ESG policies can also be considered a long-term strategy for exporting firms or multinational firms to operate overseas, positively impacting firm performance by overcoming foreign costs and securing social legitimacy (Aydogmus et al., 2022: 1-2; Cho, 2022: 1-2). Considering that firms and investors start to give more weight to ESG-related issues in their decision-making processes, the environmentally friendly activities of firms can influence firm performance in two ways. Environmentally-friendly activities can have a positive impact on firm performance by sending positive signals to stakeholders. On the contrary, investment in environmentally-friendly activities increases costs, which, in turn, negatively impacts firm performance (Cho, 2022: 2). In the literature, there is still a debate about whether the efforts to improve ESG-related elements improve the performance of firms or their reputation. According to the findings of empirical studies, there are studies that found a positive relationship between ESG and firm performance (e.g., Velte (2017), Ting et al. (2019), Buallay (2019), Zhang and Lucey (2022)) along with ones

that found a negative relationship (e.g., Alareeni and Hamdan (2020), Zahid et al. (2022)). Therefore, it could be said that there has yet to be a consensus on this matter.

The purpose of this study is to explore the relationship between ESG scores and financial performance of firms listed in the BIST Bank Index and whether firm size and age play a moderating role in this relationship. In this context, the contribution of the study to the literature is threefold: (1) As far as we know, the number of studies examining the relationship between ESG scores and bank performance is limited. Therefore, the present study will fill this gap in the national and international literature. (2) The present study the first time, reveals the moderator effect of size and age on the relationship between ESG and firm performance for banks operating in Türkiye. (3) This study provides reliable findings for firm shareholders, decision makers, and policymakers to evaluate their awareness of ESG scores and their relationship to firm performance. The study is made up of 5 sections, including the introduction. The second section is about the literature and relevant hypotheses, the third section offers information about data and the econometric model, the fourth section deals with the analysis methodology, the fifth section is about findings and discussion, and the final section covers conclusions and policy implications.

## **2. Literature Review and Related Hypothesis**

The increasing importance of sustainable development has revealed the lack of non-financial disclosure of firms, such as environmental, social, and governance (ESG) information and practices. That is the reason why there is growing demand to improve business reporting, with a greater focus on encouraging firms to disclose non-financial information more (Albitar et al., 2020). In the long term, non-financial (environmental and social) performance should be transformed into better valuation of firms listed in the stock exchange in addition to good business performance (Atan et al., 2018). Due to the increasing awareness of investors and other stakeholders, firms are expected to disclose relevant and important ESG information to analyze the risks and opportunities that ESG factors bring to firms in the long run. That is why ESG investments go beyond a simple profit and represent an approach in which firms can take sustainable action and add value to the industry (Kim and Lee, 2020; Akyildirim et al., 2022). However, firms have failed to recognize the synergy between the impact of ESG efforts, their vision, the value of ESG, and their performance. It is still debatable whether ESG creates wealth for shareholders and improves firm profitability, or whether it is just used to improve firm credibility (Mohammad and Wasiuzzaman, 2021). In this direction, the number of studies in the literature that investigate the impact of ESG factors on firm performance and firm value across different periods and sectors has increased significantly recently. In their study, Atan et al. (2016) did not find a significant relationship between the ESG level and financial performance of the largest 100 firms listed in Bursa Malaysia and Nasdaq OMX Copenhagen. In contrast, Velte (2017) explored the relationship between ESG and the financial performance of firms listed in the German Prime Standard between 2010 and 2014. Specifically, it was found that ESG positively affects ROA and there is no significant relationship between ESG and TOBINQ.

For the period of 2010 and 2013, Atan et al. (2018) investigated the relationship between ESG and financial performance for 54 firms selected from Bloomberg's ESG database that includes ESG-related and financial data and did not find a significant relationship between individual and combined ESG factors and firm performance. On the contrary, Ting et al. (2019) found in their study where they examined the relationship between ESG interventions and

financial performance on a sample of 1317 emerging market firms and 3569 developed market firms that ESG interventions have a significant positive impact on firm performance. Similarly, Buallay (2019) examined the relationship between ESG and financial performance on 235 banks for the 2007-2016 period and found that ESG has a significant positive effect on financial performance. In another study, Alareeni and Hamdan (2020) examined the relationship between ESG and firm performance in firms listed in the US S&P 500 for the 2009-2018 period and found that ESG has a positive effect on firm performance, but the results differed in ESG subcomponents. Specifically, a negative relationship was found between environmental and social responsibility and ROA and ROE. Albitar et al. (2020) examined the relationship between ESG and firm performance and the potential moderating effect of corporate governance mechanisms on this relationship before and after the introduction of integrated reporting (IR) for a sample of FTSE 350 firms in the period 2009-2018 and found a positive correlation between ESG and firm performance before and after integrated reporting. Additionally, they also confirmed the moderating effect of corporate governance mechanisms. On the contrary, Di Tommaso and Thornton (2020) examined the relationship between European banks' ESG scores, risk-taking behavior and bank value in the 2007Q3-2009Q4 period and found that ESG is associated with the decrease in bank value.

According to Azmi et al. (2021), in a study examining the relationship between ESG score and firm performance on banks operating in 44 developing economies during the 2011-2017 period, they concluded that low level of ESG activity positively affects the value of the bank. Mohammad and Wasiuzzaman (2021) examined the effects of ESG on firm performance for 661 firms traded in Bursa Malaysia in the 2012-2017 period and found that ESG disclosures improved firm performance even after checking competitive advantage. On the contrary, Ruan and Liu (2021) found in their study that ESG activities had a significant negative impact on firm performance for a sample of Shanghai and Shenzhen A-share firms in China in the 2015-2019 period. In contrast, Sisman and Cankaya (2021) examined the relationship between ESG and financial performance for 26 airline firms for the period of 2010 and 2017 and found that ESG scores have no statistically significant effect on the financial performance of airline firms. On the contrary Pulino et al. (2022) confirmed the positive relationship between ESG and firm performance between 2011 and 2020 for a sample consisting of some of the largest listed companies in Italy. Similarly, Zhang and Lucey (2022) examined the relationship between ESG and firm performance for a sample of global and publicly-listed firms (47 countries and territories) for the 2016-2020 period and found that ESG performance has a significant and positive effect on firm performance. On the contrary, Al Hawaj and Buallay (2022) examined the relationship between ESG and financial performance for a sample of 3000 firms from 80 countries for the period of 2008-2017 and found that ESG has varying effects on operational performance (ROA), financial performance (ROE), and market performance (TQ). They specifically identified a negative relationship between ESG and ROA in Banks & Financial Services Sector, Agriculture & Food Industries Sector, and Telecommunication & Information Technology Sector.

According to Cetenak et al. (2022), in their study examining the relationship between ESG and financial performance in deposit banks operating in Türkiye during the 2010-2020 period, they found that ESG, social (SPS) and corporate governance (GPS) scores, positively affect performance indicators accounting and market-based. From a different perspective, Ersoy et al. (2022) examined the relationship between ESG and market value in the period of 2016-2020 on US commercial banks. As a result of the study, it was determined that there is an inverted U-

shaped relationship between market capitalization and ESG and The Social Pillar Score (SPS), and a U-shaped relationship between market value and The Environment Pillar Score (EPS). In their study, Akyildirim et al. (2022) examined how news on ESG about firms traded on Borsa Istanbul was perceived by the market. They found that only 10% of negative ESG-related news about firms leads to abnormal returns and that the rate of news leading to negative abnormal returns within ESG news is twice as much as the rate of news that leads to positive abnormal returns. In contrast, Nguyen et al. (2022) demonstrated a positive relationship between ESG and financial performance in a sample of non-financial firms in the US market in the period of 2018-2020. On the contrary, Zahid et al. (2022), examined the relationship between ESG and financial performance for 620 firms in Western Europe for the 2010-2019 period and found a significant negative relationship between ESG and ROA. They noted that this supports the exchange hypothesis which suggests that investing in ESG activities increases the cost of doing business. Based on the discussions in the literature, it is safe to say that there is no consensus on the impact of ESG activities on firm performance. Based on the discussions above, we formulated the following hypothesis:

**H1:** *ESG activities positively affect firm performance.*

Looking from a different perspective, the literature has also investigated the moderating role of firm size and age on the relationship between ESG and firm performance. Abdi et al. (2022) examined the relationship between ESG and firm value and firm performance for 38 airline companies for the period of 2009-2019. They also investigated the moderating role of firm size and age in this relationship. The study found a positive relationship between ESG and firm value and that firm size plays a moderating role in the relationship between both firm value and performance. Similarly, Kulali (2022) examined the relationship between ESG and market value in Borsa Istanbul and the role of firm structure in this relationship and found a positive relationship between ESG and firm value. The study also showed that positive effects are greater in relatively larger companies. In another study, Yoon and Chun (2022) examined the relationship between ESG and management efficiency and found a positive relationship between the variables and that firm size plays a positive moderating role in this relationship. Based on the discussions above, we formulated the following hypotheses:

**H2:** *Firm size has a moderating role in the relationship between ESG activities and firm performance.*

**H3:** *Firm age has a moderating role in the relationship between ESG activities and firm performance.*

### **3. Data Sources and The Empirical Econometric Model**

The data used in this study, in which the relationship between ESG scores and firm performance and the moderating role of firm size and age were examined in this relationship, were pulled from Refinitiv and Finnet databases. The study period was determined as the period of 2013-2021, when the annual data are available. The scope of the study consists of 6 banks (Akbank, Isbank, Garanti Bank, Halkbank, Yapı Kredi Bank and Vakıfbank) listed in the BIST Bank Index, where we can access relevant data. The ESG score was included in the analysis as a total firm score made up of Environmental (E), Social (S) and Corporate Governance (G) components. Return on Assets (ROA) was selected as the financial performance indicator while



total number of employees as the size variable. Natural logarithmic transformations of ESG scores, firm size (SIZE) and firm age variables were performed. Moderator variables were standardized to prevent the possible problem of multicollinearity. A regression model (1) was specifically developed to examine the relationship between ESG and financial performance.

$$ROA_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(ESG_{it}) + \alpha_2 \ln(SIZE_{it}) + \alpha_3 \ln(AGE_{it}) + \mu_{it} \quad (1)$$

This study also investigates firm size and moderating roles in the relationship between ESG and financial performance. The following two regression models were developed to investigate this relationship (2 and 3).

$$ROA_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln(ESG_{it}) + \gamma_2 \ln(SIZE_{std\ it}) + \gamma_3 \ln(ESG_{it} \times SIZE_{std\ it}) + \mu_{it} \quad (2)$$

$$ROA_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln(ESG_{it}) + \gamma_2 \ln(AGE_{std\ it}) + \gamma_3 \ln(ESG_{it} \times AGE_{std\ it}) + \mu_{it} \quad (3)$$

Based on the literature, a positive correlation is expected to exist between ESG score and firm performance. Since large firms possess more available resources than their smaller counterparts, they would be more willing to invest in sustainability. Younger firms are less focused on their public and social image and more on financial performance. Therefore, younger firms are expected to take fewer initiatives towards sustainability (Abdi et al., 2022). Accordingly, firm size and age are expected to have a positive moderating role in the relationship between ESG score and firm performance.

#### 4. Methodological Framework

Under the panel data analysis carried out in the study, hypotheses were tested, and a model estimation was performed. The hypotheses in question are as follows.

*Multicollinearity and endogeneity test:* First, it was tested whether there is a multicollinearity problem, which indicates a high degree of correlation between independent variables, and an endogeneity problem, which indicates a high degree correlation between the error term of the model and independent variables.

*Cross-sectional dependence and homogeneity test:* The impact of a shock that may occur in any of the cross-sections that make up the panel on other cross-sections is referred to as cross-sectional dependence. In the study, Pesaran (2004) CDLM test, which is used in cases where T is greater than N and the difference between the two sections is little, was used. The mathematical expression of the test is shown in Equation 4.

$$CDlm = \left( \frac{2}{N(N-1)} \right)^{1/2} \left( \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N T_{ij} \hat{p}_{ij} \right) \sim N(0,1) \quad (4)$$

Another hypothesis for unit root test selection is the homogeneity test. The Pesaran ve Yamagata (2008) homogeneity test was performed to determine the homogeneity of slope coefficients. The mathematical expression of the test is shown in Equation 5.

$$\tilde{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \frac{N^{-1} \hat{S} - E(\tilde{Z}_{it})}{\sqrt{\text{Var}(\tilde{Z}_{it})}} \sim N(0,1) \quad (5)$$

*Stationarity test:* It is not desirable for series to contain unit roots in panel data analysis. The stationarity of series should be established to obtain consistent and unbiased results. Since

cross-sectional dependency was identified across all variables in the study, the unit root test was performed using the CIPS test, a second-generation unit root test developed by Pesaran (2007). The CIPS statistic shows the arithmetic mean of CADF values. Its mathematical expression is shown in Equation 6.

$$CIPS = N^{-1} \sum_{i=1}^N \pi_i(N, T) \quad (6)$$

*Selection of the estimation model:* In panel data analysis, before model estimation was performed, the model was pooled, and the F test, Breusch-Pagan LM (1980) test and Honda (1985) test were performed to determine which of the fixed effects and random effects models were valid, that is, which estimator would be used. The F test shows whether there are unit or time effects in the model and two types of models are used, namely restricted and unrestricted. The models are shown in Equation 7.

$$\begin{aligned} \text{Unconstrained Model: } Y_i &= X_i\beta_i + u_i & i = 1, 2, 3, \dots, N \\ \text{Constrained Model: } Y_i &= X\beta + u \end{aligned} \quad (7)$$

The Breusch-Pagan LM (1980) test sees whether the pooled model is suitable against the random effects model. The Honda (1985) test is where LM tests, the assumptions of which were established as two-way as variance components are usually positive in LM tests, are reformulated to be one-way (Baltagi, 2005: 60). The mathematical expressions are shown in Equations 8 and 9.

$$LM = ( LM_1 + LM_2 ) \sim X^2 \quad (8)$$

$$HONDA = \sqrt{ ( LM_1 + LM_2 ) } \sim N(0,1) \quad (9)$$

*Autocorrelation and heteroscedasticity test:* A significant correlation between successive values of error terms is referred to as autocorrelation while different error terms for all sections is referred to as the problem of heteroscedasticity. In the case that these problems exist in models, consistent and unbiased results can be obtained using resistant estimators.

## 5. Results and Discussion

The purpose of the study was to examine the relationship between ESG and firm performance and the moderating role of firm size and age in this relationship. The descriptive statistics of the analysis performed to this end is provided in Table 1.

**Table 1. Descriptive Statistics**

Stats.	ROA	LnESG	LnAGEstd	LnSIZEstd
Mean	1.435942	4.091077	-7.39E-15	-5.26E-16
Median	1.441332	4.119230	0.017939	-0.021228
Maximum	2.363283	4.546529	1.529884	1.697270
Minimum	0.190702	3.201678	-1.578214	-2.085972
Std. Dev.	0.465406	0.296008	1.009390	1.009390
Skewness	-0.561488	-0.855233	-0.040207	-0.089157
Kurtosis	3.263605	3.885765	1.772120	2.119304
Jarque-Bera	2.993765	8.348109	3.406849	1.816696
Probability	0.223827	0.015390	0.182059	0.403190
Observations	54	54	54	54

The descriptive statistics regarding the logarithmic form and standardized values of the variables show that the average value of the ROA variable is 1.435942, the LnESG variable is 4.091077, the LnAGE variable is -7.39E-15, and the LnSIZE variable is -5.26e-16. The highest standard deviation occurred in LnAGE and LnSIZE variables. According to the JB probability values, the LnESG variable did not exhibit normal distribution while all other variables exhibited normal distribution. Since the LnESG variable did not show normal distribution, the problems of multicollinearity and endogeneity were examined using the Spearman correlation test. Test results are presented in Table 2 and Table 3.

**Table 2. Spearman Correlation Matrix for Multicollinearity**

<b>Correlation</b>	<b>ROA</b>	<b>LnESG</b>	<b>LnAGE</b>	<b>LnSIZE</b>
ROA	1.000000			
LnESG	0.296589	1.000000		
LnAGE	-0.145569	0.636745**	1.000000	
LnSIZE	-0.332349**	-0.017305	-0.100898	1.000000
<b>P-value</b>	<b>ROA</b>	<b>LnESG</b>	<b>LnAGE</b>	<b>LnSIZE</b>
ROA	-----			
LnESG	0.0294	-----		
LnAGE	0.2936	0.0000	-----	
LnSIZE	0.0141	0.9012	0.4679	-----

**Note:** \*, \*\* & \*\*\* denote the significance 10%, 5% and 1% level respectively.

A high level of correlation among the independent variables of the model leads to the multicollinearity problem while a high level of correlation between the model's error term, which is estimated via OLS, and descriptive variables leads to the problem of endogeneity. When Table 2 is examined, there is between the independent variables, when Table 3 is examined, there is between the error term of the model and the independent variables there is no high level of correlation (0.75 and higher). Therefore, there is no problem of multicollinearity between independent variables and endogeneity in the model.

**Table 3. Spearman Correlation Matrix for Endogeneity**

<b>Correlation</b>	<b>Error T.</b>	<b>LnESG</b>	<b>LnAGE</b>	<b>LnSIZE</b>
Error T.	1.000000			
LnESG	-0.027177	1.000000		
LnAGE	-0.038613	0.636745***	1.000000	
LnSIZE	0.008043	-0.017305	-0.100898	1.000000
<b>P-value</b>	<b>Error T.</b>	<b>LnESG</b>	<b>LnAGE</b>	<b>LnSIZE</b>
Error T.	-----			
LnESG	0.8453	-----		
LnAGE	0.7816	0.0000	-----	
LnSIZE	0.9540	0.9012	0.4679	-----

**Note:** \*, \*\* & \*\*\* denote the significance 10%, 5% and 1% level respectively.

In the study, four different tests were employed to investigate cross-sectional dependence. These tests are the Breusch-Pagan (1980) LM, Pesaran CD and Scaled LM (2004), Pesaran et al. (2008) Bias-Corrected Scaled LM tests. The test results are presented in Table 4.

**Table 4. Results of Cross-Sectional Dependence Tests**

Variable	Breusch-Pagan LM		Pesaran Scal. LM		Bias-Correct. Scal. LM		Pesaran CD	
	Statistic	p-value	Statistic	p-value	Statistic	p-value	Statistic	p-value
ROA	36.008***	0.001	3.8355***	0.000	3.4605***	0.000	4.4063***	0.000
LnESG	88.819***	0.000	13.477***	0.000	13.102***	0.000	9.3324***	0.000
LnAGE	134.99***	0.000	21.908***	0.000	21.533***	0.000	11.618***	0.000
LnSIZE	49.378***	0.000	6.2766***	0.000	5.9016***	0.000	-0.271***	0.786

In the study, results of the Pesaran (2004) CDLM test, which is used in cases where T is greater than N and the difference between the two sections is little, were taken into account. According to the test results, the probability value for all variables is significant at the significance level of 1%. Therefore, the null hypothesis, which suggests that there is no cross-sectional dependence, is rejected. There is a cross-sectional dependence problem across all variables. Following the cross-sectional dependence, slope heterogeneity was tested using the Pesaran and Yamagata (2008) slope homogeneity test. The test results are presented in Table 5.

**Table 5. Results of Slope Homogeneity Tests**

Variables	$\tilde{\Delta}$	P-value	$\tilde{\Delta}_{adj}$	P-value
ROA	0.294	0.384	0.360	0.359
LnESG	1.554*	0.060	1.903**	0.029
LnAGE	5.751***	0.000	7.043***	0.000
LnSIZE	0.629	0.265	0.770	0.221

**Note:** \*, \*\* & \*\*\* denote the significance 10%, 5% and 1% level respectively.

According to the  $\tilde{\Delta}$  and  $\tilde{\Delta}_{adj}$  test statistics in Table 5, the null hypothesis was rejected for the LnESG and LnAGE variables and the existence of slope heterogeneity was confirmed. For the ROA and LnSIZE variables, the null hypothesis could not be rejected and the existence of slope homogeneity was confirmed. Since all variables had the problem of cross-sectional dependence, the stationarity of the variables was tested using the CIPS test, which also takes into account the heterogeneity of slope coefficients. The test results are presented in Table 6.

**Table 6. Results of Panel 2nd Generation Unit Root Tests**

Variables	Intercept Pesaran CIPS	
	CIPS t-stat.	p-value
ROA	-46.07426***	<0.01
LnESG	-96.95477***	<0.01
LnAGE	-96.75166***	<0.01
LnSIZE	-3.88689***	<0.01
Critical Values	% 1 -2.97	% 5 -2.52
		% 10 -2.31

**Note:** \*, \*\* & \*\*\* denote the significance 10%, 5% and 1% level respectively.

According to Table 6, the null hypothesis, which suggest that there is unit root for all variables, is rejected. Therefore, it was determined that all variables are stationary at the I(0) level. Then, to determine which of the pooled fixed effects and random effects models were valid, that

is, to identify which estimator to use, F test, Breusch-Pagan LM (1980) test, and Honda (1985) test were performed. The test results are presented in Table 7.

**Table 7. Model Selection for Panel Data**

Test	Model 1		Model 2		Model 3	
	Stat.	P-value	Stat.	P-value	Stat.	P-value
<b>F Tests</b>						
Individual effect (F.E)	4.2622	0.0036***	4.2620	0.0036***	4.5542	0.0024***
Time Effect (F.E)	3.4368	0.0047***	3.3959	0.0050***	3.6909	0.0029***
Individual and time Effect (F.E.)	3.8645	0.0005***	3.9547	0.0004***	8.1775	0.0000***
<b>Breuch-Pagan LM Tests</b>						
Individual effect (R.E)	0.0383	0.8447	0.0330	0.8556	11.433	0.0007***
Time Effect (R.E)	4.0493	0.0441**	3.6431	0.0563*	11.254	0.0007***
Individual and time Effect (R.E.)	4.0876	0.1295	3.6762	0.1591	22.687	1.18E-0
<b>Honda (1985) Test</b>						
Individual effect (R.E)	0.1957	0.4223	0.1818	0.4278	3.3812	0.0003***
Time Effect (R.E)	2.0122	0.0220**	1.9087	0.0281**	3.3547	0.0003***
Individual and time Effect (R.E.)	1.5613	0.0592*	1.4782	0.0696*	4.7630	9.53E-0

**Note:** \*, \*\* & \*\*\* denote the significance 10%, 5% and 1% level respectively.

The F test results show that the two-way fixed effects model is valid and LM and Honda tests show that there is time effect and the one-way random effects model is valid. The F test results were taken into account as the data represent a specific time and group. Heteroscedasticity and autocorrelation test results calculated for the fixed effects model are presented in Table 8.

**Table 8. Heteroscedasticity and Autocorrelation for Fixed Effects**

Heteroscedasticity	Model 1		Model 2		Model 3	
	Stat.	P-value	Stat.	P-value	Stat.	P-value
Breusch-Pagan-Godfrey LM	1.08175	0.9557	5.75468	0.3308	2.81525	0.7284
H <sub>0</sub> : No Heteroscedasticity						
<b>Autocorrelation</b>						
Baltagi and Li (1991) LM-stat	2.60432	0.1065	4.06196	0.0438**	2.64391	0.1039
H <sub>0</sub> : No Autocorrelation						

**Note:** \*, \*\* & \*\*\* denote the significance 10%, 5% and 1% level respectively.

According to the heteroscedasticity test results in Table 8, the null hypothesis cannot be rejected for any of the three models. There is no heteroscedasticity problem in any of the three models. According to the autocorrelation test result, the null hypothesis cannot be rejected for Models 1 and 3, while it is rejected for Model 2. Therefore, there is a heteroscedasticity problem for Model 2. In this context, estimation was performed using the White diagonal method, which takes into account and solves these problems. Estimation results for the models are presented in Table 9.

**Tablo 9. OLS White (Diagonal) Estimation Results**

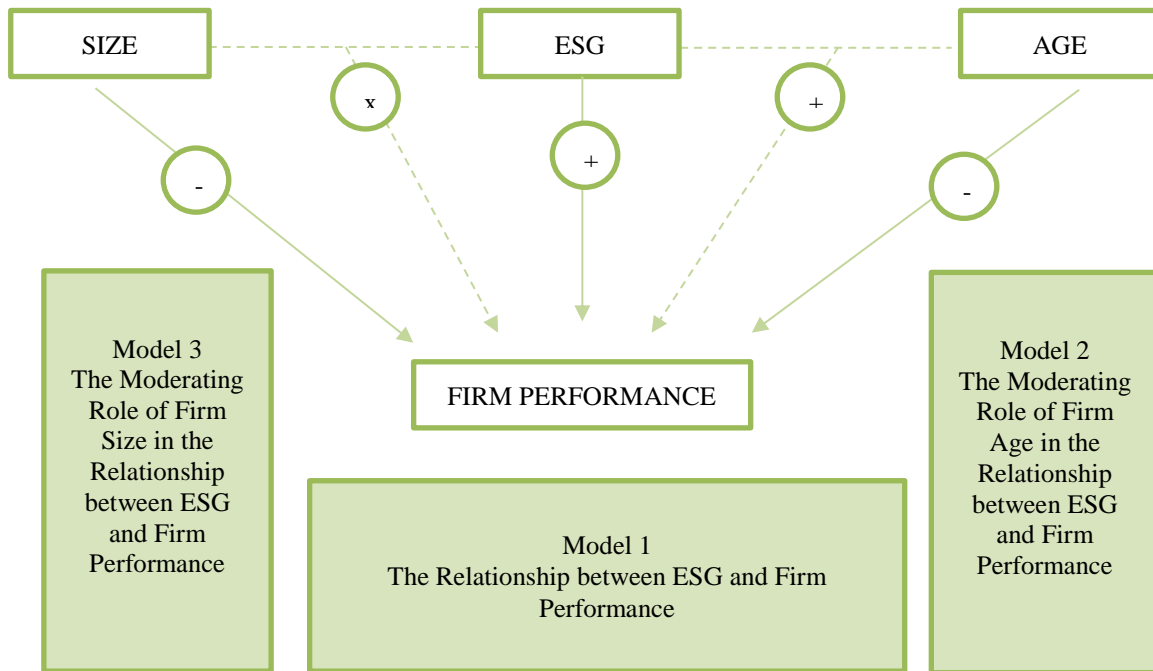
<b>Dependent Variables ROA</b>			
<b>Variables</b>	<b>Model 1</b>	<b>Model 2</b>	<b>Model 3</b>
LnESG	1.0304(0.0000) ***	1.1676(0.0000) ***	0.5505(0.0020) ***
LnAGE	-0.3445(0.0000) ***	-2.8156(0.0009) ***	-
LnSIZE	-0.2560(0.0000) ***	-	-0.1104(0.0400) **
LnESG*LnAGE	-	0.6048(0.0023) ***	-
LnESG*LnSIZE	-	-	0.0038(0.2145)
R-squared	0.516032	0.344605	0.239010
Adjusted R-squared	0.486994	0.305282	0.187124
S.E. of regression	0.333345	0.387915	0.408526
F-statistic	17.77085	8.763305	4.606464
Prob(F-statistic)	0.0000***	0.0000***	0.0068***

**Note:** \*, \*\* & \*\*\* denote the significance 10%, 5% and 1% level respectively.

According to the OLS estimation results, it was found that all three models had a significance level of 1% according to the F statistical probability value. The power of independent variables to explain the dependent variable is 51% for Model 1, 34% for Model 2, and 23% for Model 3. Empirical findings reveal that all independent variables except LnESG\*LnSIZE are statistically significant. In Model 1, where the relationship between ESG and firm performance was examined, a statistically significant and positive correlation was found between ESG and ROA and a statistically significant and negative correlation between LnAGE and LnSIZE and ROA. It specifically shows that a 1% increase in ESG scores will result in an increase of 1.03% on financial performance. The findings support the resource-based perspective. It is safe to say that when firms disclose financial and non-financial resources, they can gain sustainable competitive edge and improve their financial performance. These findings correspond to some of the previous studies, namely by Velte (2017) on firms listed in the German Prime Standard, by Ting et al. (2019) on a sample of 1317 emerging and developed market firms, by Buallay (2019) on a sample of 235 banks, by Mohammad and Wasiuzzaman (2021) on a sample of firms traded on Bursa Malaysia, by Pulino et al. (2022) on a sample of some of the largest firms listed in Italy, and by Zhang and Lucey (2022) on a global sample. On the other hand, these findings are different from those of studies by Atan et al. (2016) on the largest 100 firms listed in Bursa Malaysia and Nasdaq OMX Copenhagen, by Atan et al. (2018) on firms selected from Bloomberg's ESG database, by Alareeni and Hamdan (2020) on firms traded on the US S&P 500, and by Ruan and Liu (2021) on a sample of China's Shanghai and Shenzhen A-share firms.

In Model 2, where we reveal the interaction between ESG and firm age, a significant and positive correlation was found between LnESG\*LnAGE and ROA. This impact of ESG on firm performance is much stronger after the inclusion of this interaction variable in the model. Under the assumption that younger firms are less interested in their public and social image and focus more on financial performance, the initiative of firms towards sustainable activities will increase as a firm gets older. As a result, this situation has a moderating role on performance. These findings coincide with the study carried out by Abdi et al. (2022) on airline firms. In Model 3, where we reveal the interaction between ESG and firm size, a statistically insignificant but positive correlation was found between LnESG\*LnSIZE and ROA. The fact that large firms have more available resources than smaller firms will make them more willing to invest in a sustainable way. The small size of our sample could be the reason why a statistically significant correlation

was not being found. The findings obtained from the study are summarized with the graph below (see Fig. 1).



**Figure 1. Graphical Summary of Results**

**Note:** +, - & x indicate positive relationship, negative relationship, and no relationship, respectively.

## 6. Conclusions and Policy Implications

Environmental, social, and governance (ESG) management has started to gain global popularity with government policies and the increasing interest of stakeholders in social contribution activities and sustainability performance. There is still a debate ongoing in the literature about how environmentally-friendly activities affect firm performance. This study examines the relationship between the interaction between ESG score, ESG score and firm age, the interaction variables between ESG score and firm size, and the firm performance variable. This study uses the annual panel data for the period 2013-2021 of six banks listed in the BIST Bank Index. In the study, Pesaran (2004) CDIm was used for cross-sectional dependence, Pesaran and Yamagata (2008) delta test for slope heterogeneity, Pesaran and Shin (CIPS) test, which is a second-generation unit root test that takes into account the cross-sectional effects and slope heterogeneity, for unit root, and the OLS White diagonal method, which takes into account heteroscedasticity and autocorrelation problems, were performed. According to the OLS results, a statistically significant and positive correlation was found between ESG and ROA, and a statistically significant and negative correlation between LnAGE and LnSIZE and ROA. A significant and positive correlation was found between LnESG\*LnAGE and ROA, and a statistically insignificant but positive correlation between LnESG\*LnSIZE and ROA. The impact of ESG on firm performance is much stronger after the inclusion of the LnESG\*LnAGE variable in the model.



Based on the empirical findings, it is safe to say that sustainability initiatives performed by banks listed in the BIST Bank Index has a positive effect on their performance during the relevant period and firm age has a positive moderating role on this effect. The observations show that the disclosure of financial and non-financial resources by firms improves financial performance, which supports stakeholder theory and resource-based view. The outcomes of this study will help firm managers and shareholders, decision-makers, and policymakers assess their awareness of ESG scores and their relationship with firm performance. It can help managers to develop more efficient ESG strategies and evaluate the relationship between the way that use resources and financial performance. It was also found that firm age plays a moderating role in the relationship between ESG and firm performance. This finding is particularly important for younger firms to evaluate their sustainability strategies. Investors may see the positive impact of firms' sustainability-related initiatives on financial performance as a positive signal, which may affect the value of firms. Therefore, sustainability activities are long-term strategies that impact a firm's performance. In this respect, the findings of this study offer policy implications to managers with regard to sustainability activities.

This study focuses on the moderator effect of firm size and firm age on the relationship between ESG scores and firm performance. The limitation of the study is that these are not the only variables that affect firm performance. In addition, another limitation of the study is the sample and period due to the inaccessibility of the data. Future researchers can expand the sample by adding banks operating in other developing countries to the model. In addition, it is recommended for future studies, the impact of ESG scores on performance is examined individually for environmental, social, and governance, and the interaction of other financial variables that are thought to affect firms is investigated.

#### **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

- Abdi, Y., Li, X. and Càmara-Turull, X. (2022). Exploring the impact of sustainability (ESG) disclosure on firm value and financial performance (FP) in airline industry: The moderating role of size and age. *Environment, Development and Sustainability*, 24(4), 5052-5079. <https://doi.org/10.1007/s10668-021-01649-w>
- Akyildirim, E., Coskun, A., Celik, I. and Ozdemir Hol, A. (2022). The impact of environmental, social, and governance (ESG) news on financial performance of firms: Evidence from Borsa Istanbul. *Ankara Haci Bayram Veli University Journal of the Faculty of Economics and Administrative Sciences*, 24(2), 598-621. <https://doi.org/10.26745/ahbvuibfd.1090499>
- Al Hawaj, A.Y. and Buallay, A.M. (2022). A worldwide sectorial analysis of sustainability reporting and its impact on firm performance. *Journal of Sustainable Finance & Investment*, 12(1), 62-86. <https://doi.org/10.1080/20430795.2021.1903792>
- Alareeni, B.A. and Hamdan, A. (2020). ESG impact on performance of US S&P 500-listed firms. *Corporate Governance: The International Journal of Business in Society*, 20(7), 1409-1428. <https://doi.org/10.1108/CG-06-2020-0258>
- Albitar, K., Hussainey, K., Kolade, N. and Gerged, A.M. (2020). ESG disclosure and firm performance before and after IR: The moderating role of governance mechanisms. *International Journal of Accounting & Information Management*, 28(3), 429-444. <https://doi.org/10.1108/IJAIM-09-2019-0108>
- Atan, R., Alam, M.M., Said, J. and Zamri, M. (2018). The impacts of environmental, social, and governance factors on firm performance: Panel study of Malaysian companies. *Management of Environmental Quality: An International Journal*, 29(2), 182-194. <https://doi.org/10.1108/MEQ-03-2017-0033>
- Atan, R., Razali, F., Said, Said, J. and Zainun, S. (2016). Environmental, social and governance (ESG) disclosure and its effect on firm's performance: A comparative study. *International Journal of Economics and Management*, 10(2), 355-375. Retrieved from <http://www.econ.upm.edu.my/ijem>
- Aydogmus, M., Gulay, G. and Ergun, K. (2022). Impact of ESG performance on firm value and profitability. *Borsa Istanbul Review*, 22(2), 119-129. <https://doi.org/10.1016/j.bir.2022.11.006>
- Azmi, W., Hassan, M.K., Houston, R. and Karim, M.S. (2021). ESG activities and banking performance: International evidence from emerging economies. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 70, 101277. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2020.101277>
- Bahadori, N., Kaymak, T. and Seraj, M. (2021). Environmental, social, and governance factors in emerging markets: The impact on firm performance. *Business Strategy & Development*, 4(4), 411-422. <https://doi.org/10.1002/bsd2.167>
- Baltagi, B. and Li, Q. (1991). A joint test for serial correlation and random individual effects. *Statistics and Probability Letters*, 11, 277-280. [https://doi.org/10.1016/0167-7152\(91\)90156-L](https://doi.org/10.1016/0167-7152(91)90156-L)
- Baltagi, B.H. (2005). *Econometric analysis of panel data*. England: John Wiley & Sons, Ltd.
- Breusch, T.S. and Pagan, A.R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253. <https://doi.org/10.2307/2297111>
- Buallay, A. (2019). Is sustainability reporting (ESG) associated with performance? Evidence from the European banking sector. *Management of Environmental Quality: An International Journal*, 30(1), 98-115. <https://doi.org/10.1108/MEQ-12-2017-0149>
- Cetenak, E.H., Ersoy, E. and Isik, O. (2022). The effect of ESG (environmental, social and governance) scores on firm performance: Evidence from Turkish banking industry. *Erciyes University Journal of Faculty of Economics and Administrative Sciences*, 63, 75-82. <https://doi.org/10.18070/erciyesiibd.1212587>
- Cho, Y. (2022). ESG and firm performance: Focusing on the environmental strategy. *Sustainability*, 14(13), 7857. <https://doi.org/10.3390/su14137857>

- Di Tommaso, C. and Thornton, J. (2020). Do ESG scores effect bank risk taking and value? Evidence from European banks. *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 27(5), 2286-2298. <https://doi.org/10.1002/csr.1964>
- Ersoy, E., Swiecka, B., Grima, S., Özen, E. and Romanova, I. (2022). The impact of ESG scores on bank market value? Evidence from the US banking industry. *Sustainability*, 14(15), 1-14. <https://doi.org/10.3390/su14159527>
- Honda, Y. (1985). Testing the error components model with non-normal disturbances. *Review of Economic Studies*, 52, 681-690. <https://doi.org/10.2307/2297739>
- Kim, B. and Lee, S. (2020). The impact of material and immaterial sustainability on firm performance: The moderating role of franchising strategy. *Tourism Management*, 77, 103999. <https://doi.org/10.1016/j.tourman.2019.103999>
- Kulali, G. (2022). Impacts of environmental, social and governance (ESG) performance on market value: The role of firm size. *Eskişehir Osmangazi University Journal of Economics and Administrative Sciences*, 17(3), 787-809. <https://doi.org/10.17153/oguiibf.1098419>
- Mohammad, W.M.W. and Wasiuzzaman, S. (2021). Environmental, Social and Governance (ESG) disclosure, competitive advantage and performance of firms in Malaysia. *Cleaner Environmental Systems*, 2, 100015. <https://doi.org/10.1016/j.cesys.2021.100015>
- Nguyen, D.T., Hoang, T.G. and Tran, H.G. (2022). Help or hurt? The impact of ESG on firm performance in S&P 500 non-financial firms. *Australasian Accounting, Business and Finance Journal*, 16(2), 91-102. <https://doi.org/10.14453/aabfj.v16i2.7>
- Pesaran, M.H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312. <https://doi.org/10.1002/jae.951>
- Pesaran, M.H. and Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of Econometrics*, 142(1), 50-93. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.010>
- Pesaran, M.H. (2004). *General diagnostic tests for cross section dependence in panels* (Cambridge Working Paper in Economics No. 0435). <https://doi.org/10.17863/CAM.5113>
- Pesaran, M.H., Ullah, A. and Yamagata, T. (2008). A bias-adjusted LM test of error cross-section independence. *The Econometrics Journal*, 11(1), 105-127. <https://doi.org/10.1111/j.1368-423X.2007.00227.x>
- Pulino, S.C., Ciaburri, M., Magnanelli, B.S. and Nasta, L. (2022). Does ESG disclosure influence firm performance? *Sustainability*, 14(13), 1-18. <https://doi.org/10.3390/su14137595>
- Ruan, L. and Liu, H. (2021). Environmental, social, governance activities and firm performance: Evidence from China. *Sustainability*, 13(2), 767. <https://doi.org/10.3390/su13020767>
- Sisman, M.E. and Cankaya, S. (2021). The effect of environmental, social and corporate governance (ESG) data on the financial performance of firms: A study on the airline industry. *Journal of Cukurova University Faculty of Economics and Administrative Sciences*, 25(1), 73-91. <https://doi.org/10.51945/cuiibfd.880468>
- Ting, I.W.K., Azizan, N.A., Bhaskaran, R.K. and Sukumaran, S.K. (2019). Corporate social performance and firm performance: Comparative study among developed and emerging market firms. *Sustainability*, 12(1), 26. <https://doi.org/10.3390/su12010026>
- Velte, P. (2017). Does ESG performance have an impact on financial performance? Evidence from Germany. *Journal of Global Responsibility*, 8(2), 169-178. <https://doi.org/10.1108/JGR-11-2016-0029>
- Yoon, S. and Chun, D. (2022). The effect of ESG on management efficiency: Focusing on the moderating effect of the firm size. *Korean Management Review*, 51(5), 1221-1241. Retrieved from <https://www.dbpia.co.kr/>
- Zahid, R.A., Khan, M.K., Anwar, W. and Maqsood, U.S. (2022). The role of audit quality in the ESG-corporate financial performance nexus: Empirical evidence from Western European companies. *Borsa Istanbul Review*, 22(2), 200-212. <https://doi.org/10.1016/j.bir.2022.08.011>

T. Korkmaz & T. Nur, “The Effect of ESG Sustainability on Firm Performance: A View under Size and Age on BIST Bank Index Firms”

Zhang, D. and Lucey, B.M. (2022). Sustainable behaviors and firm performance: The role of financial constraints' alleviation. *Economic Analysis and Policy*, 74, 220-233.  
<https://doi.org/10.1016/j.eap.2022.02.003>

## THE EFFECTS OF NEW EQUITY ANNOUNCEMENTS ON STOCK RETURNS: AN EXAMINATION ON BIST\*

### Sermaye Artırımı Duyurularının Hisse Getirileri Üzerine Etkileri: BİST'te Bir İnceleme

Cumali ÜNAL\*\* & Bahadır ERGÜN\*\*\*

#### Abstract

The aim of this study is to examine the effect of rights and bonus issue announcements on stock returns. The study analyzes the companies included in the BIST-30 and BIST-50 indices between 2010 and 2022 and the companies that made capital increase announcements while they were included in these indices. In total, 84 different capital increase announcements of 35 companies were included in the study. In the study, the event study method was used and two different event windows were created as (-10, +10) and (-5, +5). At the end of the analysis, it was observed that new equity announcements affected stock returns. The study revealed that this effect was statistically significant negative. According to this situation, it can be said that the return expectations of the investors from the companies that announce the new equity issue should be negative and they should arrange their portfolios according to this result. According to the results of the research, it has been revealed that Borsa Istanbul is an inefficient market in semi-strong form.

#### Keywords:

Rights Issue,  
Bonus Issue,  
Event Study.

#### JEL Codes:

J10, J11, J14.

#### Öz

Bu çalışmanın amacı bedelli ve bedelsiz sermaye artırımı duyurularının hisse senedi getirilerine olan etkisini arařtırmaktır. Çalışmada 2010- 2022 yılları arasında BIST-30 ve BIST-50 endekslerinde yer alan ve bu endekslerde bulunduğu sırada sermaye artırımı duyuruları gerçekleřtiren řirketler analiz edilmiřtir. Toplamda 35 řirketin 84 farklı sermaye artırımı duyurusu çalışmaya dahil edilmiřtir. Çalışmada olay çalışması yöntemi kullanılmıř olup, (-10, +10) ve (-5, +5) olarak iki farklı olay penceresi oluşturulmuřtur. Analiz sonunda sermaye artırımı duyurularının hisse getirilerini etkilediđi gözlemlenmiřtir. Çalışma bu etkinin istatistiksel olarak anlamlı negatif yönlü olduđunu ortaya çıkarmıřtır. Bu duruma göre yatırımcıların sermaye artırımı duyurusu gerçekleřtiren řirketlerden beledikleri getirilerin negatif olması ve portföylerini bu sonuca göre düzenlemeleri gerektiđi önerilmektedir. Arařtırma sonuçlarına göre Borsa İstanbul'un yarı güçlü formda etkin olmayan bir piyasa olduđu ortaya çıkmıřtır.

#### Anahtar Kelimeler:

Bedelli Sermaye  
Artırımı,  
Bedelsiz Sermaye  
Artırımı,  
Olay Çalışması.

#### JEL Kodları:

J10, J11, J14.

\* This article is derived from the master's thesis titled "The Effects of New Equity Issue Announcements on Stock Returns: An Examination in BIST" written under the supervision of Assoc. Dr. Bahadır ERGÜN.

\*\* PhD. Student, Adana Alparslan Türkeř Science and Technology University, Faculty of Business, Department of Business, Türkiye, unalcumalii@gmail.com, ORCID: 0000-0001-9371-2151 (Corresponding Author)

\*\*\* Assoc. Prof. Dr., Adana Alparslan Türkeř Science and Technology University, Faculty of Business, Department of International Trade and Finance, Türkiye, bergun@atu.edu.tr, ORCID: 0000-0002-0844-412X

Received Date (Makale Geliř Tarihi): 27.01.2023 Accepted Date (Makale Kabul Tarihi): 26.06.2023

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



## 1. Introduction

Companies meet their financing needs through debt financing or equity financing (Karabulut and Seker, 2020). In debt financing, companies obtain financing through foreign sources. Although it is less costly than equity financing, the debt financing method carries a number of risks for companies (Hall, 2002; Rashid, 2014). Equity financing, which is another financing method used by companies, is satisfying the financing needs by issuing their equity (Yasar, 2006). Companies carry out equity issue transactions in two ways. These are the rights issue and the bonus issue. In short, the rights issue is the company's acquisition of new shareholders by issuing new shares. In other words, equity issues with external resources are referred to as the rights issue method. The bonus issue method is a form of equity issue with the company's internal resources. The main difference between these two equity issue methods is that while new funds enter the company from outside the company in the rights issue method, there is no outside cash inflow to the company in the bonus issue method.

Public companies disclose their decisions and other information to the public (Kucuksille and Mizrahi, 2015a). Equity issue decisions are information that publicly traded companies need to announce to the public. How these announcements are perceived by the investors in the market and how the stock prices and returns are shaped in this direction have been examined by many researchers in the literature. This is because changes in stock prices and returns are also related to the fields of market efficiency and behavioral finance. According to the Efficient Market Hypothesis, the information released to the market is evenly distributed, and the prices formed in this way suggest that they are correct prices immediately. There are three types of markets in the Efficient Markets Hypothesis. These are weak form, semi-strong form, and strong form efficient markets. Weak form efficient markets are those in which securities' past price volatility is reflected in the current price. Semi-strong form efficient markets are those in which the past price volatility of securities is reflected in the current price, as well as the publicly available information. Finally, markets in which the historical price volatility of securities, publicly available information, and proprietary information (in-company information) are procured to investors are called strong form efficient markets. However, in all three types of efficient markets, investors cannot receive abnormal returns. Because markets must not be in an efficient form to obtain abnormal returns (Fama, 1970). Since equity issue announcements are publicly available data, examining the price reactions to these announcements can be a test for semi-strong form efficient markets.

According to the Efficient Markets Hypothesis, investors cannot earn more returns than the market normally does. This is because the Efficient Market Hypothesis assumes that information about firms reaches investors equally. However, returns above the market normal can still be obtained in the markets. In this case, anomalies are often involved. By definition, anomalies are observations or realities that are not found in theory but can occur in real life. At the same time, anomalies can be defined as paradigms that are difficult to rationalize (Thaler, 1987). Anomalies are divided into three groups which are firm anomalies, calendar anomalies and price anomalies. Known as firm anomalies, these occur when less valued stocks in the market provide more returns than other stocks. The exhibit performance outside the periodical normal performance of the investment instrument is termed the calendar anomaly (Dogukanli and Ergun, 2011). A price anomaly is a deviation from the mean price that occurs in two ways: underreaction and overreaction (Ege et al., 2012).

The announcement effect is defined as the change in stock prices after the news that companies declare to the market (Cikrikci and Ozyesil, 2018). In the literature, there is no common opinion about the outcome of the announcement effect on stock prices. While some studies have found that the announcement effect has a positive effect on stock prices, some studies have found a negative effect. The reason for this situation may be related to the influence of variables such as how announcements are perceived by investors and the level of effectiveness of the market. Barclay and Litzenberger (1988) explained the effects of new equity offerings on stock prices with three hypotheses. These hypotheses are Information Hypothesis, Price Pressure Hypothesis and Leverage Hypothesis. Information hypotheses are the "Existing Asset Value Signaling Hypothesis", "Cash Flow Signaling Hypothesis" and "Wasteful Investment Hypothesis" (Barclay and Litzenberger, 1988). Before these hypotheses, it is necessary to mention signal theory. Signal theory is an important concept for understanding the impact of market news on prices. When the information presented to the market is well accepted by the investors, it can be observed that the stock price increases due to the reactions of the investors. In the same way, it was stated that the "bad news" released to the market caused low reactivity in the investors and thus a decrease in the stock price. Bhattacharya (1979) stated in his study that stock prices can change according to investors' perceptions. First, The Existing Asset Value Signaling Hypothesis assumes that managers have more information about the intrinsic value of the firm's assets. In the firm's need for external financing, managers assume that they issue equity when they think that the firm's market value is higher than its intrinsic value. However, if the market value of the firm is lower than its intrinsic value, they issue debt. According to the hypothesis, it is assumed that new equity issue announcements have a negative effect on the stock price, while debt issue announcements have a positive effect on the stock price. According to the Cash Flow Signaling Hypothesis, new security issues suggest that it is brought about because firms have insufficient internal funds for new investments. Accordingly, the hypothesis assumes that the effects of both equity and debt issues on stock prices are negative. According to The Wasteful Investment Hypothesis, unexpected new equity issues are seen as signals of investments. However, if the net present values of these investments are less than zero, it is assumed that the effect on the share prices are negative. After the Information Hypotheses, it is necessary to mention the Price Pressure Hypotheses. Price Pressure Hypotheses are Downward Sloping Demand Curve Hypothesis and Transaction Cost Hypothesis. The Downward Sloping Demand Curve Hypothesis assumes that stock prices will decrease due to new issues. According to the Transaction Cost Hypothesis, it is assumed that the new equity issues discount the prices in order to absorb the transaction costs of the investors, and therefore the stock prices decrease. Finally, there are the Leverage Hypotheses. Leverage Hypotheses consist of the Tax Advantage of Debt Hypothesis and Redistribution Hypothesis. According to the Tax Advantage of Debt Hypothesis, firms do not benefit from the tax advantage of debt by making an equity issue and their leverage levels decrease. According to this hypothesis, a low leverage level causes a decrease in stock prices. Conversely, the hypothesis assumes that the debt issue has a positive effect on stock prices. According to the Redistribution Hypothesis, low leverage levels make the firm's debts less risky. For this reason, the unchanged market value increases the expenses of the bondholders. Therefore, it is assumed that new equity issue announcements have a negative impact on stock prices (Barclay and Litzenberger, 1988). In this study, the effect of new equity issue announcements on stock returns through BIST-30 and BIST-50 companies was examined. The related literature has generally found a negative effect of new equity issue announcements on stock returns. In this



context, the findings of this study have also contributed to the formation of this general knowledge in the literature by reaching similar results.

## **2. New Equity Issues**

Businesses raise their equity in two ways. These methods to issue equity are; the rights issue and the bonus issue methods. In the following sections, information about these augmentation methods is given.

### **2.1. Rights Issue**

In short, the rights issue method is a way to increase the equity of companies with new resources. Another definition states it as a situation where companies increase their equity by issuing new shares; this is known as a rights issue (Karan, 2004). The existing shareholders in the rights issue method can own the newly issued shares in proportion to their existing shares, thanks to their pre-emptive rights (Lambrechts and Mostert, 1980). In addition, the rights issue provides additional financing resources to the companies. Companies can benefit in many areas from the new investors they have gained with new shares. These benefits, according to Tuna (2014), are mainly; new investor profiles, new partners, and new visions. In addition to these advantages, the main disadvantages of the rights issue method are increases or changes in audits on company management, sharing company control, and increasing reporting costs in line with the number of new investors (Akkranupornpong and Kleiner, 2004).

In addition to this, there are 4 rights issue models. These models are stock distribution according to share ratio, calls to buy stocks at a different rate than the share rate, initial public offerings (IPO), and sales to a specific buyer. These models are chosen by enterprises according to the purpose of the enterprise and the characteristics of the issue (Broyles et al., 1983).

### **2.2. Bonus Issue**

In addition to the rights issue method, companies can also increase their equity through bonus issues. In this way of the equity issue, company partners acquire new assets without paying any price. Dividends, emission premiums, revaluation value increases, reserves, profits from participation, and fixed asset sales are listed as resources used in bonus equity issues (Arabaci, 2013).

The bonus issue method provides companies with some advantages and disadvantages. The main advantages are tax benefits, the chance to strengthen weakened equities, and investment opportunities for small investors, hence the release gain. In addition, the main disadvantage of the bonus issue method is the inability to obtain funds from outside of the enterprise (Kucuksille and Mizrahi, 2015b).

## **3. Literature Review**

In this section, a literature review on the impact of rights issues and bonus issues on stock prices is given. In some studies, it has been found that equity issues have a positive effect, but in

some studies, a negative effect has also been found. In several studies, it has been found that their effects depend on certain variables. The literature review on the topic is given below.

First, there are studies that carry out their studies on rights issue announcements and have negative effects of the announcements. Ginglinger and Gajewski (2002) investigated the effect of the right issues on stock prices. The study focused on French stocks, during the period of 1986-1996 data. And the data set was analyzed with the event study method. At the end of the study, a negative effect was observed on the returns of the companies that employed the right issue.

Cotterell (2011) examined the effect of right issue announcements on stock prices. The study examined 35 announcements made on the Johannesburg Stock Exchange (JSE). The study was carried out using 2001-2010 data and the event study method was employed for analyzing the data set. At the end of the study, it was observed that the stock prices were negatively affected by right issue announcements.

Mahmood et al. (2014) examined the effect of issuance announcements on the stock market in the case of Pakistan. With the case study method, the rights issuance announcements made from 2005 through 2012 were studied. At the end of the research, it was found that the right issues made in Pakistan harmed stock prices.

Kucuksille and Mizrahi (2015a) worked only on companies that were traded on the Borsa Istanbul Stock Market between 2010 and 2014 that solely announced a right issue. According to the results of the study, it was found that one, four, and nine days after the announcement, statistically significant negative average returns were obtained. It was stated that the BIST market was not efficient in semi-strong form and was affected by the equity issue announcements. However, no significant changes were observed in the yields within 10 days without the right issue, but the returns reached the lowest level nine days after the announcement.

Otieno and Ochieng (2015) researched 12 companies that employed right issue shares in the Nairobi Securities Exchange. The study examined the years between 2007 and 2014 and used the event study method. The results show that prices and returns had increased before the right issuance announcement. In addition, a decrease was observed in these cases after the announcement. Based on this result, stock prices and returns were interpreted as being dependent on the announcement.

Kendirli and Elmali (2016) examined the relationship between rights issuance announcements and stock returns. In the study, five rights exclusion notices were studied with the event method. These announcements were made by three different companies between 2009 and 2014. At the end of the study, it was found that abnormal returns could be obtained up to ten days after the announcement date. The average abnormal cumulative return was negative ten days after the announcement date.

In addition to the negative effects of rights issue announcements, studies with positive effects are also included in the literature. Bashir (2013) investigated the effect of right issue announcements on stock prices. In the study, 31 right issues announced on the Karachi Stock Exchange (KSE) between 2008 and 2011 were examined. And the data set was analyzed with the event study method. At the end of the study, it was found that positive abnormal returns were obtained on the announcement date.

Kithinji et al. (2014) examined the effect of stock rights issuances on stock performance. In the study, the data from 20 companies that traded in the Nairobi Securities Exchange (NSE)

during the years of 2007-2012 were used. The descriptive study method was used in the study. According to the results, it was found that right issue announcements had a positive effect on stock prices.

Ramesh and Rajumesh (2014) analyzed 78 right issue announcements of 61 companies that traded on the Colombo Stock Exchange. For the analysis, the event study method was employed, and the study period was selected between the years 2008- 2012. At the end of the study, it was found that the right issue announcement had a positive effect and provided the highest return with 7.44% in the next 10 days after the announcement date.

Yolcu and Ozturk (2021) examined the effect of 13 rights announcements of 8 companies traded in the BIST 100 index on stock prices. In the study, data from 2007-2016 were used and examined by event study. At the end of the study, it was found that rights issue announcements can cause positive abnormal returns. Also, it is stated in the results of the study that Borsa Istanbul is not an effective market in semi-strong form.

Finally, Tsangarakis (1993) examined 34 stocks and their price relations that had the right issue on the Athens Stock Exchange between 1981 and 1990. In the study, the event method was employed for analyzing. At the end of the study, both positive and negative effects were observed in the created event window. Also, it was observed that investors who invest in companies with the right issue cannot obtain abnormal returns. In addition, the Greek market was found to be semi-strong efficient.

In the literature, there are studies that work on bonus issue announcements and obtain different results from each other. First, there are studies that investigate bonus issue announcements and conclude that they have a negative effect. Kucuksille and Mizrahi (2015b) examined the effects of bonus issue announcements on stock prices. The study examined companies that traded on the Borsa Istanbul Stock Market between 2012 and 2014 and analyzed them with the event study method. In the study, companies with bonus issues lower than 100%, 100%, and higher were investigated separately. At the end of the study, it was found that it was not possible to obtain a statistically significant positive abnormal return after the announcement dates. However, companies with a bonus issue rate of 100% or higher had a statistically significant negative average abnormal return 4 days after the announcement date. Also, it was stated that Borsa İstanbul is not an effective market in semi-strong form.

Erol and Aytekin (2018) investigated whether companies that received bonus issue approval would obtain abnormal returns. In the study, bonus issue announcements of companies listed on the BIST in 2016-2017 were examined. At the end of the study, it was found that abnormal returns can be obtained in the days before and after the event date. It has been found from the announcements that the company's stock returns would decrease due to the short position that the investors would take. It has also been stated that Borsa Istanbul was not efficient in a semi-strong form market.

In contrast to the negative results, there are also studies that conclude that bonus issue announcements have positive effects. Fernando and Guneratne (2009) studied stock performance with bonus issue announcements. In the study, the companies that traded in the Colombo Stock Market were examined and focused on data from the period between 1991- 2007. Three methodologies established by the event study (the market-adjusted model, the risk-adjusted model, and the mean-adjusted model) were used in the study. At the end of the study, an abnormal

arbitrage opportunity was found until the sixth day of the announcement and the issuance of the bonus.

Raja and Sudhahar (2010) examined the effect of bonus issue announcements on stock prices. In the study, the announcements of 43 companies that traded on the Bombay Stock Exchange (BSE) were examined. For the analysis, the event study method was employed, and the years between 2000- 2007 were selected as the period. At the end of the study, it was found that bonus issue announcements had a positive effect on stock prices, and this positive effect continued for 15 days after the announcement date. In addition, it was observed that the highest return was obtained on the announcement date.

In addition to positive and negative effects, the presence of both effects has been observed in some studies. Barnes and Ma (2001) studied the stock prices' reactions to the bonus issue. The study covers the Chinese stock market and the event study method was employed in the study. The results indicated that stock prices depended on bonus plans (size and direction of bonus) of bonus issues. In the study, it was found that medium and large-scale bonus issues have a positive effect, but small-scale bonus issue announcements have a negative effect. It was stated that the reason for this was that the Chinese stock market was in semi-strong form.

Khurana and Warne (2016) examined the relationship between bonus issue announcements and stock prices. In the study, 34 companies in 11 sectors in NSE 100 were examined. The years 2006-2012 were studied and the event study method was employed. At the end of the study, positive abnormal returns were observed in the period 9 days before the announcement date. However, on the announcement day, a statistically significant negative AAR was observed. Additionally, the Indian Stock Exchange was found to have semi-strong efficiency.

Sakarya et al. (2018) studied the stock prices of companies that announced dividend payments in the case of Turkey. The study was carried out with the data from 2016 and the event study method was used. As a result of the study, both positive and negative effects were found. It was stated that the Turkish market was not efficient in semi-strong form and investors could obtain abnormal returns on stocks.

While the rights issue and the bonus issue are often examined separately in the literature, some researchers have investigated these two methods in a single study. Ozer and Yucel (2001) examined the companies that increased their equity between 1990- 1996 and made a total of 686 observations. Two types of equity issues were also included in the study. The event study method was used for analyzing method. While the effect of stock issuances on stock returns was positive on the day of the issue, this effect turned negative on the days after the issue.

Baskaya and Kaderli (2017) researched the companies that made an equity issue announcement among the companies that traded in Borsa Istanbul between the years of 2015-2016. Two types of equity issues (right issue and bonus issue) were included in the study. According to the results of the study, it was found that 27 companies whose stocks made an announcement were positively affected by 37 announcements. In addition, it has been determined that the market was not in an efficient form.

According to the general studies in the literature, the effect of new equity announcements on stock returns was found negative. However, some studies find that these announcements have a positive effect on stock returns. However, some studies have concluded that these announcements may vary depending on several factors. Therefore, according to the general

studies in the literature, it can be said that the impact of new equity announcements on stock returns is negative. In the following sections of the study, the validity of this assumption, which is supported by a majority of the literature, for the BIST-30 and BIST-50 indices is investigated.

## 4. Methodology

### 4.1. Data

Companies that announced an equity issue while listed in the BIST-30 or BIST-50 indices were included in this study. This study examined 35 companies that announced the rights issue and bonus issue in the BIST-30 and BIST-50 indices between 2010- 2022. The reason for including 35 companies in the study was selected according to whether they were included in the indices determined on the dates examined. For the BIST-30, 10 rights issue announcements from 8 companies and 40 bonus issue announcements from 14 companies were detected. For the BIST-50, 17 rights issue announcements from 14 companies and 64 bonus issue announcements from 23 companies were detected. As a benchmark, BIST-100 was included in the study. The reason why the indices are not examined according to their own benchmark and the reason why BIST-100 is determined as a benchmark is because there is not much difference in return and volatility. In addition, BIST-100 is included in the study as a benchmark because it is a more known index.

In the study, firstly, companies that were traded in the BIST-30 and BIST-50 between 2010-2022 from the Borsa Istanbul Historic and Reference Data Platform (BIST) were found. After that, the equity issue dates were obtained from the Is Yatirim (2023). In line with the dates obtained, announcements regarding the increase date were procured from the Public Disclosure Platform (KAP, 2023). After the equity issue, announcement dates of the companies and the type of increase were determined, and the stock prices of the companies and the BIST-100 index value were obtained from the Yahoo Finance (2023) website. The price data of the stocks was determined according to the 365 days before and 10 days after the announcement. Some of the firms were excluded from the analysis due to lack of data in the study. The companies whose equity issue announcements were examined in the study are listed in Table 1.

**Table 1. Companies that Announce Equity Issue**

1	Ak Enerji	19	İş Gmyo
2	Akbank	20	İzmir Demir
3	Alarko	21	Kardemir
4	Anadolu Efes	22	Koç Holding
5	Anadolu Sigorta	23	Koza Maden
6	Aselsan	24	Netaş
7	Bagfaş	25	Odaş
8	Bim	26	Petkim
9	Eczacıbaşı	27	Sasa
10	Emlak Konut	28	Selçuk Ecza
11	Enka	29	Sinpaş
12	Ereğli	30	Şekerbank
13	Galatasaray	31	Şişecam
14	Gübre Fabrik	32	THY
15	Halk Bank	33	TSKB
16	İhlas	34	Vakıfbank
17	İpek Doğal	35	Yapı Kredi
18	İş Bankası		

#### 4.2. Event Study

In the study, the event study method was employed to analyze the effect of equity issue announcements on stock returns. The event study is a method that allows researchers to reach a conclusion or make a prediction based on the effect of an event (Serra, 2004). At the same time, event study methods are used in academia to reveal the effects of macroeconomic events as well as in accounting and finance (Campbell et al., 1998). The reason for using the event study method in this study is that this method reveals the effect of an event on stock prices, and therefore serves the purpose of the study directly (Sakarya, 2011). Event study methods are generally similar. However, the main differentiation between the methods occurs in the calculation of abnormal returns. In this study, the market model approach, which was employed in many studies in the literature, was used from the approaches of calculating abnormal returns. Two different event windows (-10, +10) and (-5, +5) were created in the analysis. The reason for this is that the (-10, +10) event window is frequently used in studies in the literature. Adding the (-5, +5) event window to the study enables the measure of the effects. After obtaining the 365-day stock price information, the days without price data (weekends, holidays, etc.) were removed because they would distract from the purpose of the study. Thus, forecast windows were created for the study. For the bonus issues, the estimation window of the study was 229 days for the (-10, +10) event window and 234 days for the (-5, +5) event window. For the rights issues, the forecast window of the study was 237 days for the (-10, +10) event window, and 242 days for the (-5, +5) event window.

The following formulas were used in the analysis of the study.

$$R_{it} = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \quad (1)$$

$R_{it}$ : stock return,

$P_t$ : the closing price of the stock in period  $t$ ,

$P_{t-1}$ : the closing price in period  $t - 1$ .

Abnormal returns were obtained with the estimation errors ( $\epsilon_{it}$ ) of the market model (Cowan and Sergeant, 1996).

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

$R_{it}$ : the return of stock  $i$  at time  $t$ ,

$R_{mt}$ : market return at time  $t$ ,

$\alpha_i$ : constant coefficient of the model (intercept),

$\beta_i$ : stock beta (slope).

In the calculation of abnormal return ( $AR_{it}$ );

$$AR_{it} = R_{it} - (\hat{\alpha} + \hat{\beta} R_{mt}) \quad (3)$$

To calculate the abnormal returns ( $AAR_t$ ) of the days of the event window;

$$AAR_t = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N AR_{it} \quad (4)$$

To calculate the cumulative average abnormal return ( $CAAR_t$ ) starting from the -10th day in the event window;

$$CAAR_t = \sum_{t=-10}^{10} AAR_t \quad (5)$$

To calculate the  $CAAR_t$  from day -5 in the event window;

$$CAAR_t = \sum_{t=-5}^5 AAR_t \quad (6)$$

formulas were used. The formulas used to calculate the t statistics of abnormal returns are given below (Brown and Warner, 1985).

$$t = \frac{AAR}{S(AAR_t)} \quad (7)$$

To calculate the t statistics of rights issue announcements;

$$S(AAR_t) = \sqrt{\frac{1}{236} \sum_{t=-247}^{t=-11} (AAR_t - AAR)^2} \quad (8)$$

$$AAR = \frac{1}{237} \sum_{t=-247}^{t=-11} AAR_t$$

To calculate the t statistics of bonus issue announcements;

$$S(AAR_t) = \sqrt{\frac{1}{228} \sum_{t=-239}^{t=-11} (AAR_t - AAR)^2} \quad (9)$$

$$AAR = \frac{1}{229} \sum_{t=-239}^{t=-11} AAR_t$$

## 5. Results and Discussions

In this part, the results of the analysis were provided. First of all, the analysis findings of the companies that made BIST-30 rights issue announcements were included. In Table 2., average abnormal returns (AAR), t-statistics of abnormal returns, 10-day cumulative average abnormal returns (CAAR), and 5-day CAAR are calculated for the companies that announced the rights issue in BIST-30. The most striking points in the results are the statistically significant -3.39%, -3.70% and 1.10% values seen on the announcement date ( $t$ ), the one day after the announcement day ( $t_{+1}$ ) and two days after the announcement day ( $t_{+2}$ ). According to 10-day CAAR values, the highest 10-day cumulative value is 1.01% eight days before the announcement date ( $t_{-8}$ ) and the lowest value is on the first day after the announcement date ( $t_{+1}$ ) observed as -8.99%. Likewise, according to the 5-day CAAR values, the highest value was observed as 0.00% on the fifth day before the announcement date ( $t_{-5}$ ), and the lowest value was observed as -9.60% on the first day after the announcement date ( $t_{+1}$ ). The highest values in both two CAAR windows occurred before the announcement date and before the lowest values. The negative effect of equity issue announcements can be mentioned in this case.



**Table 2. Analysis Results of Companies that Announced the Rights Issue in BIST-30**

T	AAR	T-statistic AAR	CAAR (10 days)	CAAR (5 days)
10	-0.38%	-0.71	-8.71%	
9	-0.48%	-0.89	-8.33%	
8	-0.03%	-0.05	-7.85%	
7	-0.45%	-0.83	-7.82%	
6	0.58%	1.08	-7.38%	
5	-0.08%	-0.14	-7.96%	-8.57%
4	0.59%	1.10	-7.88%	-8.49%
3	-0.58%	-1.08	-8.48%	-9.08%
2	1.10%	2.05*	-7.89%	-8.50%
1	-3.70%	-6.89**	-8.99%	-9.60%
0	-3.39%	-6.31**	-5.29%	-5.90%
-1	-0.81%	-1.51	-1.91%	-2.52%
-2	-0.32%	-0.60	-1.10%	-1.70%
-3	-0.61%	-1.14	-0.77%	-1.38%
-4	-0.77%	-1.43	-0.16%	-0.77%
-5	0.00%	0.00	0.61%	0.00%
-6	-0.31%	-0.57	0.61%	
-7	-0.09%	-0.17	0.92%	
-8	0.84%	1.56	1.01%	
-9	0.12%	0.22	0.17%	
-10	0.05%	0.10	0.05%	

**Note:** \* Statistical significance at the level of 0.05. \*\* Statistical significance at the level of 0.01

In Table 3, the CAAR values of the companies made right issue announcements listed in BIST-30 examined for chosen periods. These values are divided into periods as before the announcement date, after the announcement date, and before and after the announcement date. Accordingly, statistically significant CAAR values observed in four event periods. These are the period (-5,-1) before the announcement date, the period (+1,+10), the period (-5,+5) and the period (-10,+10). In short, it can be said that the rights issue announcements made in BIST-30 provide statistically significant negative CAAR.

**Table 3. Rights Issue CAAR Values of BIST-30 in the Event Windows**

	Event Period	CAAR	T-statistics CAAR
Before Announcement Date	(-10,-1)	-1.91%	-1.12
	(-5,-1)	-2.52%	-2.10*
After Announcement Date	(+1,+5)	-0.58%	-0.49
	(+1,+10)	-3.42%	-2.01*
Before and After Announcement Date	(-5,+5)	-8.57%	-4.81**
	(-10,+10)	-8.71%	-3.54**

**Note:** \* Statistical significance at the level of 0.05. \*\* Statistical significance at the level of 0.01

In Table 4., AAR, t-statistics of abnormal returns, 10-day CAAR, and 5-day CAAR are calculated for bonus issues announced in BIST-30. There are two remarkable points in this analysis's AAR calculated. These are statistically significant at -0.65% on the ninth day before the equity issue announcement ( $t_{-9}$ ) and statistically significant at -0.60% on the fourth day after the announcement date ( $t_{+4}$ ). Accordingly, it has been observed that the equity issue announcement has a statistically significant negative effect on returns. In the 10-day CAAR, the highest value of the event window is 0.52% on the tenth day before the announcement date ( $t_{-10}$ )

and the lowest value is -2.35 on the fifth day after the announcement date ( $t_{+5}$ ). In addition, the positive value ( $t_{-10}$ ) on the tenth day before the announcement date decreased to the negative value after this date and continued as the negative value. According to the 5-day CAAR, the highest value of the event window is seen as 0.02% on the first day after the announcement date ( $t_{+1}$ ). Also, the lowest value is on the fifth day after the announcement date ( $t_{+5}$ ) observed as -1.58%. For the 10-day CAAR analysis, the negative progress starts from the ninth day ( $t_{-9}$ ) before the event date and continues until the tenth day ( $t_{+10}$ ) after the announcement is seen. For the 5-day CAAR analysis, the value was 0.00% on the fifth day before the announcement date ( $t_{-5}$ ), but continued to be negative until the announcement date ( $t$ ) and changed to a positive value ( $t_{+1}$ ) on the first day after the announcement date. This value is the highest in the event window. After reaching the highest value, it decreased to negative values again and reached the lowest value of the event window on the fifth day ( $t_{+5}$ ) after the announcement date.

**Table 4. Analysis Results of Companies that Announced the Bonus Issue in BIST-30**

T	AAR	T-statistic AAR	CAAR (10 days)	CAAR (5 days)
10	-0.36%	-1.22	-2.25%	
9	-0.35%	-1.21	-1.89%	
8	0.11%	0.38	-1.54%	
7	0.54%	1.84	-1.65%	
6	0.16%	0.56	-2.19%	
5	-0.41%	-1.42	-2.35%	-1.58%
4	-0.60%	-2.07*	-1.94%	-1.16%
3	-0.46%	-1.59	-1.33%	-0.56%
2	-0.11%	-0.38	-0.87%	-0.09%
1	0.35%	1.21	-0.76%	0.02%
0	0.07%	0.25	-1.11%	-0.33%
-1	-0.02%	-0.08	-1.18%	-0.41%
-2	0.08%	0.29	-1.16%	-0.38%
-3	-0.43%	-1.48	-1.24%	-0.47%
-4	-0.03%	-0.12	-0.81%	-0.04%
-5	0.00%	-0.01	-0.78%	0.00%
-6	-0.33%	-1.13	-0.77%	
-7	-0.01%	-0.02	-0.45%	
-8	-0.31%	-1.05	-0.44%	
-9	-0.65%	-2.24*	-0.13%	
-10	0.52%	1.78	0.52%	

**Note:** \* Statistical significance at the level of 0.05

In Table 5, the CAAR values of the companies made bonus issue announcements listed in BIST-30 examined for chosen periods. According to the analysis performed, no statistically significant value was found in the CAAR values. On the other hand, the highest CAAR value, which is not statistically significant, was found in the (-5, -1) period.

**Table 5. Bonus Issue CAAR Values of BIST-30 in the Event Windows**

	Event Period	CAAR	T-statistics CAAR
Before Announcement Date	(-10,-1)	-1.18%	-1.28
	(-5,-1)	-0.41%	-0.63
After Announcement Date	(+1,+5)	-1.24%	-1.91
	(+1,+10)	-1.14%	-1.24
Before and After Announcement Date	(-5,+5)	-1.58%	-1.63
	(-10,+10)	-2.25%	-1.68

In Table 6., AAR, t-statistics of abnormal returns, 10-day CAAR, and 5-day CAAR are calculated for rights issues that were announced in BIST-50. There are three remarkable points in the AAR calculated in this analysis. These are statistically significant, at -1.07% value at one day before announcement day ( $t_{-1}$ ), -2.04% value at the announcement date ( $t$ ) and a statistically significant -4.59% value on the first day after the announcement date ( $t_{+1}$ ). Also, a statistically significant value was found on the second day after the announcement date ( $t_{+2}$ ) at a statistically significant value of 1.16%. Also, there are two statistically significant point at the sixth days after announcement day ( $t_{+6}$ ) and ninth day after the announcement day ( $t_{+9}$ ) with the values of 0.97% and -1.06%. Accordingly, it was observed that the equity issue announcement had a statistically significant negative effect on the returns on the announcement date and the first day after it. However, this effect was reversed on the second day. The positive return value was not permanent and continued to change from negative and positive values. However, these values were statistically insignificant. From this situation, it can be deduced that abnormal returns may be obtained on the announcement date and the next two days. In the 10-day CAAR, the highest value of the event window is 0.61% on the seventh day before the announcement date ( $t_{-7}$ ), and the lowest value is -10.27% on the tenth day after the announcement date ( $t_{+10}$ ). In addition, the value that was positive until the sixth day before the announcement date ( $t_{-6}$ ) turned negative after this date and continued negatively. According to the 5-day CAAR, the highest value of the event window is seen as -0.77% on the fifth day before the announcement date ( $t_{-5}$ ). Additionally, the lowest value is on the fifth day after the announcement date ( $t_{+5}$ ) observed as -9.90%.

**Table 6. Analysis Results of Companies that Announced the Rights Issue in BIST-50**

T	AAR	T-statistic AAR	CAAR (10 days)	CAAR (5 days)
10	-0.42%	-0.86	-10.27%	
9	-1.06%	-2.17*	-9.85%	
8	0.25%	0.50	-8.79%	
7	-0.50%	-1.02	-9.04%	
6	0.97%	1.98*	-8.54%	
5	-0.41%	-0.85	-9.51%	-9.90%
4	-0.07%	-0.15	-9.09%	-9.49%
3	-0.71%	-1.47	-9.02%	-9.41%
2	1.16%	2.38*	-8.30%	-8.70%
1	-4.59%	-9.42**	-9.46%	-9.86%
0	-2.04%	-4.19**	-4.87%	-5.27%
-1	-1.07%	-2.19*	-2.83%	-3.22%
-2	0.04%	0.09	-1.76%	-2.16%
-3	-0.57%	-1.17	-1.81%	-2.20%
-4	-0.87%	-1.78	-1.24%	-1.64%
-5	-0.77%	-1.58	-0.37%	-0.77%
-6	-0.21%	-0.44	0.40%	
-7	0.01%	0.01	0.61%	
-8	0.35%	0.72	0.60%	
-9	0.06%	0.12	0.25%	
-10	0.19%	0.40	0.19%	

**Note:** \* Statistical significance at the level of 0.05. \*\* Statistical significance at the level of 0.01.

In Table 7, the CAAR values of the companies made right issue announcements listed in BIST-50 examined for chosen periods. Accordingly, there are statistically significant CAAR

values in almost all periods. Except for the (-10,-1) period, other periods provide statistically significant negative CAAR. In addition, the period with the highest statistical significance value is the period (-5,+5). On the other hand, the highest CAAR value is in the period (-10,+10).

**Table 7. Rights Issue CAAR Values of BIST-50 in the Event Windows**

	Event Period	CAAR	T-statistics
Before Announcement Date	(-10,-1)	-2.83%	-1.84
	(-5,-1)	-3.22%	-2.96**
After Announcement Date	(+1,+5)	-4.63%	-4.25**
	(+1,+10)	-5.40%	-3.50**
Before and After Announcement Date	(-5,+5)	-9.90%	-6.13**
	(-10,+10)	-10.27%	-4.60**

**Note:** \*\*Statistical significance at the level of 0.01

**Table 8. Analysis Results of Companies that Announced the Bonus Issue in BIST-50**

T	AAR	T-statistic AAR	CAAR (10 days)	CAAR (5 days)
10	-0.62%	-2.52*	-0.43%	
9	-0.36%	-1.45	0.18%	
8	0.23%	0.93	0.54%	
7	0.09%	0.36	0.31%	
6	0.13%	0.55	0.22%	
5	0.02%	0.08	0.09%	1.05%
4	-0.23%	-0.93	0.07%	1.03%
3	0.03%	0.11	0.30%	1.26%
2	0.29%	1.16	0.27%	1.23%
1	0.67%	2.73**	-0.02%	0.95%
0	0.39%	1.60	-0.69%	0.28%
-1	0.08%	0.34	-1.08%	-0.12%
-2	0.15%	0.60	-1.16%	-0.20%
-3	-0.37%	-1.49	-1.31%	-0.35%
-4	-0.02%	-0.08	-0.95%	0.02%
-5	0.04%	0.15	-0.93%	0.04%
-6	-0.40%	-1.64	-0.96%	
-7	-0.28%	-1.15	-0.56%	
-8	-0.22%	-0.88	-0.28%	
-9	-0.26%	-1.05	-0.06%	
-10	0.20%	0.81	0.20%	

**Note:** \* Statistical significance at the level of 0.05. \*\* Statistical significance at the level of 0.01.

In Table 8., AAR, t-statistics of abnormal returns, 10-day CAAR, and 5-day CAAR are calculated for bonus issues announced in BIST-50. There are two statistically significant points in the AAR calculated in this analysis. These are a statistically significant 0.67% value on the first day after the equity issue announcement date ( $t_{+1}$ ) and a statistically significant -0.62% value on the tenth day after the announcement date ( $t_{+10}$ ). In this case, it can be deduced that high-value abnormal returns cannot be obtained in equity issue announcements. In 10-day CAAR, the highest value of the event window is 0.54% on the eighth day after the announcement date ( $t_{+8}$ ), and the lowest value is -1.31% on the third day before the announcement date ( $t_{-3}$ ). In addition, the positive value on the tenth day ( $t_{-10}$ ) before the announcement date turned negative after this date and continued to be negative on the second day after the announcement date ( $t_{+2}$ ). Also, values continued from the second day after the announcement day ( $t_{+2}$ ) to the ninth day after the

announcement date ( $t_{+9}$ ) positively, but on the tenth day after the announcement ( $t_{+10}$ ), they became negative again. According to the 5-day CAAR, the highest value of the event window is 1.26% on the third day after the announcement date ( $t_{+3}$ ), while the lowest value is on the third day before the announcement date ( $t_{-3}$ ), observed as -0.35%. In addition, within this event window, the first ( $t_{-1}$ ), second ( $t_{-2}$ ), and third ( $t_{-3}$ ) days before the announcement date have negative values.

In Table 9, the CAAR values of the companies included in BIST-50 and made bonus issue announcements are examined for chosen periods. Statistically significant CAAR values could not be reached in the analysis. On the other hand, the highest CAAR value is 1.05% in the (-5,+5) period.

**Table 9. Bonus Issue CAAR Values of BIST-50 in the Event Windows**

	Event Period	CAAR	T-statistics CAAR
Before Announcement Date	(-10,-1)	-1.08%	-1.39
	(-5,-1)	-0.12%	-0.21
After Announcement Date	(+1,+5)	0.78%	1.41
	(+1,+10)	0.25%	0.33
Before and After Announcement Date	(-5,+5)	1.05%	1.29
	(-10,+10)	-0.43%	-0.39

In the analysis of companies that announced a rights issue in the BIST-30, it is possible to obtain statistically significant negative abnormal returns on the announcement date ( $t$ ) and the first day after the announcement date ( $t_{+1}$ ). In the analysis of companies that announced a bonus issue within the BIST-30, it is possible to obtain statistically significant negative abnormal returns four days after the announcement date ( $t_{+4}$ ) and on the ninth day before the announcement date ( $t_{-9}$ ). It is possible to obtain statistically significant negative abnormal returns on the announcement date ( $t$ ) and the first day after the announcement date ( $t_{+1}$ ) in the analysis of companies that announced the rights issue in the BIST-50. In addition, it was found that it is possible to obtain statistically significant positive abnormal returns on the second day after the announcement date ( $t_{+2}$ ). Also, it is possible to obtain statistically significant positive abnormal returns on the first day after the announcement date ( $t_{+1}$ ) in the analysis of companies that announced a bonus issue in the BIST-50. However, it has been found that it is possible to obtain statistically significant negative abnormal returns on the tenth day after the announcement date ( $t_{+10}$ ).

In the CAAR analysis, in which the event window of the companies that announced a rights issue in the BIST-30 (-10, +10) was examined, it was found that there was no significant change until the fourth day before the announcement date ( $t_{-4}$ ). However, after this date, the CAARs were found to decrease rapidly and remained negative until the end of the event window. Results similar to the (-10, +10) analysis were found in the event window (-5, +5). In the CAAR analysis, in which the event window of the companies that announced a bonus issue in BIST-30 was examined, it decreased to negative values on the ninth day before the announcement date ( $t_{-9}$ ) and there was no significant change. However, a rapid decrease was observed on the fourth day after the announcement date ( $t_{+4}$ ). Similar results were found in the (-5, +5) event window (-10, +10) analysis, but five days before the announcement date ( $t_{-5}$ ) the yield decreased to 0.00%. In

the CAAR analysis, in which the event window (-10, +10) of the companies that announced a rights issue in the BIST-50 was examined, the return values that were positive until the fifth day before the announcement date ( $t_{-5}$ ) decreased to negative values at this date. This decrease accelerated one day before the announcement date ( $t_{-1}$ ). This decline continued until the last day of the event window. Similar results were found in the (-5, +5) event window (-10, +10) analysis, but the difference did not decrease from positive to negative. Negative values continued to shrink. In the CAAR analysis, which examines the event window of the companies (-10, +10) that announced the bonus issue in the BIST-50, the returns decreased to negative values on the ninth day before the announcement date ( $t_{-9}$ ). It continued to be negative until the second day after the announcement date ( $t_{+2}$ ) and increased to positive values again on this date. However, on the tenth day after the announcement date ( $t_{+10}$ ), it decreased to negative values again. In the event window (-5, +5), the returns decreased to negative values on the third day before the announcement date ( $t_{-3}$ ), increased to positive values at the announcement date ( $t$ ), and remained positive until the end of the event window.

## 6. Conclusion

In this study, the stock returns of the companies that announced the rights issues and bonus issues on the dates when the relevant companies were included in the BIST-30 and BIST-50 were examined. 35 companies that announced capital increases between 2010-2020 while they were included in the BIST-30 and BIST-50 indices were examined. 10 rights issue announcements made by 8 companies and 40 bonus issue announcements made by 14 companies were examined for BIST-30. In addition, 17 rights issue announcements made by 14 companies and 64 bonus issue announcements made by 23 companies were examined for BIST-50. The event study method was used as the analysis method and two different event windows were created; as (-10, +10) and (-5, +5) event windows.

As the result of the analysis, it has been seen that rights issue announcements provide statistically significant negative AAR and CAAR in both BIST-30 and BIST-50 indices. However, while statistically significant negative AAR values were observed in bonus issue announcements made in BIST-30, no statistically significant CAAR value was found. Finally, statistically significant both positive and negative AAR values were observed in the bonus issue announcements made in BIST-50. However, as in BIST-30, statistically significant CAAR values were not found for bonus issue announcements in BIST-50.

The rights issue result of the study is similar to the results of Kendirli and Elmali (2016), Kucuksille and Mizrahi (2015a), Mahmood et al. (2014), Ozer and Yucel (2001), Ginglinger and Gajewski (2002) and Cotterell (2011) in the literature. The results of the bonus issue of the study are similar to the results of Erol and Aytakin (2018), Kucuksille and Mizrahi (2015b), Ozer and Yucel (2001), and Sakarya et al. (2018). On the other hand, Baskaya and Kaderli (2017), and Raja and Sudhakar (2010) found in their studies that there is a positive effect on the bonus issue.

Finally, the negative findings are in parallel with the Information Hypothesis, Price Pressure Hypothesis and Leverage Hypothesis which are used to explain the effects of new equity offerings on stock prices. In addition, it was found that BIST was not an efficient market in semi-strong form in the analyzed period. The knowledge that announcements of new equity issues will have a negative impact on stock returns will be useful for firm managers during and after the

financing decision process. For example, according to the findings, a firm that is focused on increasing firm value may be better advised to obtain capital from other sources, if possible. Or, investors may benefit from following new equity issue announcements and making portfolio revisions accordingly, taking this negative effect into account.

**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 are no potential conflicts of interest in this study.

## References

- Akkranupornpong, J. and Kleiner, B.H. (2004). When to issue the company stock. *Management Research News*, 27(4/5), 82-90. <https://doi.org/10.1108/01409170410784509>
- Arabacı, Ö. (2013). General information on joint stock companies' capitals, capital increase systems with methods and significant innovations introduced by Turkish trade code no: 6102 on the subject. *Customs and Trade Journal*, 1, 28-33. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/gumrukticaretdergisi>
- Barclay, M. and Litzenberger, R. (1988). Announcement effects of new equity issues and the use of intraday price data. *Journal of Financial Economics*, 21, 71-99. [http://doi.org/10.1016/0304-405X\(88\)90032-3](http://doi.org/10.1016/0304-405X(88)90032-3)
- Barnes M.L. and Shiguang M. (2001). *Market efficiency or not? The behaviour of China's stock prices in response to the announcement of bonus issues* (Center for International Economic Studies, Discussion Paper No. 0120). Retrieved from <https://ro.uow.edu.au/commpapers/475/>
- Bashir, A. (2013). Impact of right issues announcement on shareholders wealth: Case study of Pakistani listed companies. *International Journal of Contemporary Business Studies*, 4(3), 6-12. Retrieved from <http://www.akpinsig/>
- Başkaya, H. and Kaderli, P. (2017). Measuring the effect of capital increase announcements on stocks of publicly traded corporations: An application in Istanbul stock exchange. *Journal of Aydin Faculty of Economics*, 2(1), 28-42. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/tr/pub/aifd/>
- Bhattacharya, S. (1979). Imperfect information, dividend policy, and “The bird in the hand” fallacy. *The Bell Journal of Economics*, 10(1), 259–270. <https://doi.org/10.2307/3003330>
- BIST. (2023). *Borsa Istanbul historic and reference data platform* [Dataset]. Retrieved from [datastore.borsaistanbul.com](https://datastore.borsaistanbul.com)
- Brown, S.J. and Warner, J.B. (1985). Using daily stock returns: The case of event studies. *Journal of Financial Economics*, 14(1), 3-31. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(85\)90042-X](https://doi.org/10.1016/0304-405X(85)90042-X)
- Broyles, J., Cooper, I. and Archer, S. (1983). *Financial management handbook* (2. ed.). Aldershot: Gower Publishing Company Limited.
- Campbell, J.Y., Lo, A.W., MacKinlay, A.C. and Whitelaw, R.F. (1998). The econometrics of financial markets. *Macroeconomic Dynamics*, 2(4), 559-562. <https://doi.org/10.1017/S1365100598009092>
- Cikrikci, M. and Ozyesil, M. (2018). Announcement effect anomaly and its factors on seasoned equity offerings: Evidence from Turkey. *Journal of Economics, Finance and Accounting (JEFA)*, 5(2), 168-183. <http://doi.org/10.17261/Pressacademia.2018.823>
- Cotterell, P.J.M (2011). *The impact of rights issues announcements on share price performance in South Africa* (Unpublished doctoral dissertation). University of Pretoria, Pretoria.
- Cowan, A.R. and Sergeant, A.M. (1996). Trading frequency and event study test specification. *Journal of Banking & Finance*, 20(10), 1731-1757. [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(96\)00021-0](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(96)00021-0)
- Doğukanlı, H. and Ergün, B. (2011). Behavioral finance versus efficient markets: Examination of overreaction hypothesis in ISE. *Journal of Çukurova University Social Sciences Institute*, 20(1), 321-336. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/tr/pub/cusosbil/>
- Ege, İ., Topaloğlu, E.E. and Coşkun, D. (2012). Behavioral finance and anomalies: Testing of January anomaly at ISE. *The Journal of Accounting and Finance*, 56, 175-190. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/mufad/>
- Erol, A. and AYTEKİN, S. (2018). Assessing the impact of bonus issue announcements on stock price returns in Borsa Istanbul equity market. *Journal of Mehmet Akif Ersoy University Economics and Administrative Sciences Faculty*, 5(3), 898-912. <http://doi.org/10.30798/makuiibf.439219>
- Fama, E. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417. <http://doi.org/10.2307/2325486>



- Fernando, K.G.K. and Guneratne, P.S.M. (2009). *Measuring abnormal performance in event studies: An application with bonus issue announcements in Colombo Stock Exchange (CSE)* (SSRN Working Paper No. 1513320). Retrieved from [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=1513320](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1513320)
- Ginglinger, E. and Gajewski, J.F. (2002). Seasoned equity issues in a closely held market: Evidence from France. *European Finance Review*, 6(3), 291-319. Retrieved from <https://shs.hal.science/>
- Hall, B.H. (2002). The financing of research and development. *Oxford Review of Economic Policy*, 18, 35-51. Retrieved from <https://academic.oup.com/oxrep>
- İř Yatırım. (2023). *The equity issue dates* [Dataset]. Retrieved from <https://www.isyatirim.com.tr/tr-tr/analiz/hisse/Sayfalar/Temel-Degerler-Ve-Oranlar.aspx#page-2>
- KAP. (2023). *Public disclosure platform* [Dataset]. Retrieved from <https://www.kap.org.tr/tr/bildirim-sorgu>
- Karabulut, R. and řeker, K. (2020). *İřletmelerde sermaye yapısı ve borçlanma araçları*. Ankara: Iksad Publications.
- Karan, M.B. (2004). *Yatırım analizi ve portföy yönetimi* (5. bs.). Ankara: Gazi Kitabevi.
- Kendirli, S. and Elmali, M.E. (2016). The effects of right offering announcements on returns of shares of deposit banks traded in Istanbul stock-exchange. *Journal of Economic Development, Environment and People*, 5(1), 74-82. <https://doi.org/10.26458/jedep.v5i1.136>
- Khurana, R. and Warne, D.P. (2016). Market reaction to bonus issue in India: An empirical study. *International Journal of Innovations in Engineering and Technology (IJJET)*, 7(4), 253-259. Retrieved from <https://ijjet.com/>
- Kithinji, J., Oluoch, W. and Mugo, R. (2014). What is the effect of rights issue on firms share performance in the Nairobi securities exchange? *Research Journal of Finance and Accounting*, 5, 76-84. Retrieved from <https://www.iiste.org/>
- Küçüksille, E. and Mizrahi, R. (2015a). The effect of right issues announcements on public companies' stock performances: Evidence from Istanbul Stock Exchange. *Karamanoglu Mehmetbey University Journal of Social and Economic Research*, 17(29), 63-69. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/kmusekad>
- Küçüksille, E. and Mizrahi, R. (2015b). The impact of bonus issue announcements on stock market values: Evidence from Istanbul Stock Exchange. *Journal of Social Sciences and Humanities Researches*, 16(35), 129-149. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/tr/pub/sobbiad/>
- Lambrechts, I.J. and Mostert, F.J. (1980). An analysis of the behavior of market prices during rights issues. *Investment Analysts Journal*, 15, 25-33. <https://doi.org/10.1080/10293523.1980.11082634>
- Mahmood, S., Mirza, H. and Mushtaq, N. (2014). Market reaction to the rights issue announcements: Evidence from an emerging market. *Vidyabharati International Interdisciplinary Research Journal*, 3, 91-111. Retrieved from <https://www.viirj.org/>
- Otieno, O.D. and Ochieng, D.E. (2015). The effects of rights issue announcements on stock returns for firms listed at the Nairobi Securities Exchange. *International Journal of Education and Research*, 3(9), 411-426. Retrieved from <http://www.ijern.com>
- Özer, G. and Yücel, R. (2001). İMKB'de hisse senedi ihraç tarihi etrafındaki anormal fiyat hareketleri: 1990-1996 dönemini kapsayan deneysel bir araştırma. *Active Finans Dergisi*, Ocak-Şubat, 1-15. Retrieved From <https://www.researchgate.net/>
- Raja, M. and Sudhahar, J.C. (2010). An empirical test of Indian stock market efficiency in respect of bonus announcement. *Asia Pasific Journal of Finance and Banking Research*, 4(4), 1-14. Retrieved from <https://onlinelibrary.wiley.com/>
- Ramesh, S. and Rajumesh, S. (2014). Information content of right issue announcements: A study of listed companies in Colombo stock exchange of Sri Lanka. *Research Journal of Finance and Accounting*, 5(5), 154-162. Retrieved from <https://core.ac.uk/>
- Rashid, A. (2014). Firm external financing decisions: Explaining the role of risks. *Managerial Finance*, 40(1), 97-116. <https://doi.org/10.1108/MF-02-2013-0049>

- Sakarya, S. (2011). The rating scores of the enterprises in scope of the ISE corporate governance index and the analysis of relations between the stock returns with the event study method. *ZKU Journal of Social Sciences*, 7(13), 147-162. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/ijmeb/>
- Sakarya, Ş., Çalış, N. and Kayacan, M.A. (2018). Measuring the effect of dividend payment announcements on stock prices: An application in stock exchange Istanbul. *The Sakarya Journal of Economics*, 7(2), 92-106. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/sid/>
- Serra, A. (2004). Event study tests: A brief survey. *Revista Electrónica de Gestao Organizacional*, 2(3), 248-255. Retrieved from <https://www.ssrn.com/>
- Thaler, R. (1987). Anomalies: Seasonal movements in security prices II: Weekend, holiday, turn of the month, and intraday effects. *Journal of Economic Perspectives*, 1(2), 169-177. doi:10.1257/jep.1.2.169
- Tsangarakis N.V. (1993). Seasoned equity issues in the Greek stock market. Stock price reaction on the ex-rights day: A test of semi-strong form market efficiency. *SPOUDAI-Journal of Economics and Business*, 43(2), 128-138. Retrieved from <https://spoudai.org/index.php/journal>
- Tuna, I. (2014). *Sermaye artırımını etkileyen şirkete özgü faktörlerin belirlenmesi* (Unpublished doctoral dissertation). Gaziosmanpaşa University, Social Sciences Institute, Tokat.
- Yahoo Finance. (2023). *BIST-100 Index value* [Dataset]. Retrieved from <https://finance.yahoo.com>
- Yaşar, S. (2006). *Firma finansmanında hisse senedi piyasalarının rolü: Türkiye örneği* (1. bs.). Ankara: SPK Yayınları.
- Yolcu, M. and Öztürk, F. (2021). The effect of rights issue announcements on stock prices: An evidence from Istanbul Stock Exchange. *Atlas Journal*, 7(37), 1231–1238. <https://doi.org/10.31568/atlas.597>

## SCALE FACTOR IN THE PERFORMANCE OF DEPOSIT BANKS - THE TURKISH CASE

Mevduat Bankalarının Performansında Ölçek Faktörü - Türkiye Örneđi

Hatice Elanur KAPLAN\*, Adalet HAZAR\*\* & Şenol BABUŞCU\*\*\*

### Abstract

The objective of this research was to clarify how the scale factor and bank performance relate to one another. It was observed that the benefit of scale emerged in various economic areas. In terms of efficient resource usage and cost advantage, the banking industry must determine if scale creates an advantage or not. Because banks' financial services are strongly linked to the expansion of the economy. In this framework, banks were divided into three clusters as large-, medium-, and small-scaled banks and analyzed as two different panels, consisting of 7 large- and medium-scaled banks and 13 small-scaled banks, to explicate the factors influencing the performance of deposit banks between 2012:Q4-2020:Q3. As a result, the study's findings showed that internal and macroeconomic variables, which were significant components regarding the scale structure of the banks' performance, had a high explanatory power in the analysis of commercial banks and were crucial to the profitability of the banks. Even when deposit banks were categorized as Large-, Medium-, and Small-Scaled Banks, the chosen explanatory variables were significant and strong estimators.

### Keywords:

Deposit Banks,  
Bank Performance,  
Cluster Analysis.

### JEL Codes:

G21, L25, C38.

### Anahtar

### Kelimeler:

Mevduat Bankaları,  
Banka Performansı,  
Kümeleme Analizi.

### JEL Kodları:

G21, L25, C38.

### Öz

Bu çalışmanın amacı ölçek faktörünün banka performansı ile ilişkisini sorgulamaktır. Ekonomideki bazı sektörlerde ölçek avantajının ön plana çıktığı görülmektedir. Literatürde banka performans analizi yapılırken örneklemin homojen olmasını sağlayan ölçeklendirmenin yapıldığı ve her bir grup için ayrı analizin sağlandığı az sayıda çalışmanın olması, bu çalışmanın farkını oluşturmaktadır. Bankacılık sektöründe ölçeğin avantaj yaratıp yaratmadığı konusu; kaynakların etkin kullanımı ve maliyet avantajı açısından önemlidir. Bu çerçevede Türk Bankacılık Sektöründe faaliyet gösteren mevduat bankalarının 2012Q4-2020Q3 dönemi performansına ölçek büyüklüğünün etkisinin incelenebilmesi için bankalar öncelikle ölçeklerine göre gruplandırılmıştır. Büyük, orta ve küçük ölçekli bankalar olarak 3 kümeye ayrılarak; büyük ve orta ölçekli 7 adet ve küçük ölçekli banka için ise 13 adet şeklinde iki farklı panel analiz yapılmıştır. Sonuç olarak ulaşılan bulgular, ticari bankaların analizinde ölçek yapısına göre içsel değişkenlerin ve makro ekonomik değişkenlerin banka performansını açıklayıcı gücü yüksek ve anlamlı bileşenleri olduğu, bankaların kârlılık performanslarında önem arz ettiğini göstermektedir. Seçilen açıklayıcı değişkenlerin, ticari bankaların Büyük, Orta ve Küçük Ölçekli Bankalar olarak daha homojen gruplar olarak ele alındığında da anlamlı ve güçlü tahmin ediciler oldukları görülmektedir.

\* Assoc. Dr., Niğde Ömer Halisdemir University, Niğde Vocational School of Social Sciences, Department of Finance, Banking and Insurance, Türkiye, [haticeelanurkaplan@ohu.edu.tr](mailto:haticeelanurkaplan@ohu.edu.tr), ORCID: 0000-0002-4722-3434

\*\* Prof. Dr., Baskent University, Faculty of Commercial Sciences, Department of International Finance and Banking, Türkiye, [ahazar@baskent.edu.tr](mailto:ahazar@baskent.edu.tr), ORCID: 0000-0002-1483-8360

\*\*\* Prof. Dr., Baskent University, Faculty of Commercial Sciences, Department of International Finance and Banking, Türkiye, [babuscu@baskent.edu.tr](mailto:babuscu@baskent.edu.tr), ORCID: 0000-0003-2870-6358

Received Date (Makale Geliş Tarihi): 16.04.2023 Accepted Date (Makale Kabul Tarihi): 24.06.2023

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



## 1. Introduction

The health of the banking industry has a significant influence on the economy of a nation. Banks serve as crucial financial mediators for economies (Menicucci and Paolucci, 2016). Nonetheless, banking failures may result in systemic crises. Profitable banking sectors enable economies to better withstand shocks. Thus, it is crucial to comprehend what factors affect bank profitability. Banks dominate Turkey's financial markets, conducting the majority of transactions and activity. The banking industry is thus the most significant tool for funding economic expansion in Turkey.

The effect of the 2008 global crisis on the Turkish financial industry was minimal, thanks to stricter restrictions implemented following the 2001 crisis, and there was no significant deterioration in the banking system's financial structure. Variations in bank scales might give banks with benefits or drawbacks. Several academic studies have explored the influence of bank scale, as defined by total assets, on bank performance (Spathis et al., 2002; Dietrich and Wanzenried, 2011; Aladwan, 2015; Nguyen, 2020). These studies' conclusions demonstrate that the size of a bank has a considerable impact on profitability measures.

In this context, the aim of the study is to examine the effect of scale size on the performance of deposit banks operating in the Turkish Banking Sector in the period 2012Q4-2020Q3. In this context, banks were first grouped according to their scales. Divided into 3 clusters as large, medium and small scale banks; Two different panel analyzes were made for 7 large and medium-sized banks and 13 for small-scale banks. This study's contribution to the literature stems from questioning the existence of an additional impact of the scale factor on the influence of internal and external variables on financial performance, and providing recommendations to market players and regulatory authorities based on the obtained results.

## 2. Literature Review

Demirgüç-Kunt and Huizinga (1999) utilized banking data from 80 countries between 1988-1995 to study the factors of profitability, with NII (Net Interest Income) and ROA (Return on Assets) as dependent variables. While the capital adequacy ratio (CAR) is connected to profitability, provisions have the opposite impact. Furthermore, a positive association was shown between the variables of RIR (Real interest Rate), inflation rate, and profitability, particularly in emerging nations.

Spathis et al. (2002) classified Greek banks into big and small asset sizes and analyzed their efficiency performance using ROA, ROE (Return on Equity), NIM (Net Interest Margin), liquidity, leverage, and CAR. Efficiency of large-scaled banks was found to outperformed small-scaled banks.

Between 1995 and 2001, Pasiouras and Kosmidou (2007) examined the profitability drivers of 584 domestic and international deposit banks in 15 EU nations. According to the findings, bank-specific characteristics, financial market structure, and macroeconomic variables had substantial influences on ROA.

Sufian and Habibullah (2009) explored the drivers of profitability of 37 Bangladeshi deposit banks between 1997-2004 employing the unbalanced panel data model. As dependent variables, the NIM, ROE, and ROA were employed. According to the findings, the loan-asset

ratio, credit risk, capital ratio, and cost ratio all have a substantial and positive effect on bank profitability. Asset size had an adverse effect on ROE but a good effect on ROA and NIM. Only inflation was found to have a substantial and negative association.

According to Alp et al. (2010), the internal drivers of performance in Turkish banks operating between 2002 and 2009; credit risk and operational expenditures have a adverse influence.

Dietrich and Wanzenried (2011) analyzed the profitability of 372 Swiss deposit banks over the period 1999-2009 employing the GMM (Generalized Method of Moments) technique. They used NIM, ROE, and ROA as dependent variables. They also used macroeconomic independent variables, including GDP (Gross Domestic Product) growth rate, maturity structure of interest rates, and effective tax rate. The study detected that the capital ratio did not affect bank profitability between 1999 and 2006 but had an adverse influence on ROA during 2007-2009. The cost-to-income ratio, funding costs, loan growth, and interest income were found to explain bank profitability. Dummy variables were created to analyze scale size effects for small, medium, and large banks, and the results asserted that large-scaled banks had an adverse influence on profitability.

Ahmad et al. (2012) carried out research to reveal the factors that determine the profitability of local banks in Pakistan, covering the period of 2001-2010. They used ROA as an indicator of profitability and employed cost-income ratio, liquid assets/short-term funding, equity/assets, and provision for loan losses/total gross loans as independent variables. The findings asserted that an adverse correlation existed between all the independent variables and ROA.

Lee (2013) aimed to identify the factors that determine the profitability of Korean banks under different banking regulation regimes using the OLS (Ordinary Least Squares) regression method. The study employed ROA as an indicator of banks' profitability. The findings indicated that ROA of Korean banks had a positive correlation with asset size and equity-asset ratio, but a negative relationship with fixed assets ratio and NPL ratio. Nevertheless, following the Asian financial crisis, where there was a tightening of banking regulations with structural reforms, the positive correlation between ROA and asset size weakened, whereas the positive correlation between ROA and capital ratio increased.

Menicucci and Paolucci (2015) examined the profitability of the European banking sector using panel data analysis for the 35 largest banks in Europe between 2009-2013. They used NIM, ROA, and ROE and found that bank scale size and capital ratio had a significant positive effect on bank profitability.

Similarly, Pervan et al. (2015) explicated the factors that affect bank profitability using the dynamic panel model for the period of 2002-2010, using ROA as the dependent variable. Bank-specific independent variables included bank size, market share, solvency, credit risk, and operating expenses. They found that except for market share, all variables had a significant effect on ROA. Bank scale, solvency, and economic growth had positive impacts on ROA, while operating expenses, inflation, and credit risk had negative effects on ROA.

Aladwan (2015) explicated the influence of bank scale on the profitability of deposit banks in Jordan over the period 2007-2012. They divided Jordanian commercial banks into 3 groups based on their asset size and used ROE as a profitability indicator. The findings showed a significant difference in ROE among banks in different scale groups.

Using the GMM approach, Saona (2016) assessed the profitability determinants of 7 Latin American deposit banks over the years 1995-2012, using the NIM as the dependent variable. The findings indicated an inverse association between income diversification and profitability. Additionally, it was seen that a positive association existed between profitability and market concentration.

Bucevska and Misheva (2017) conducted a study on the determinants of bank profitability using ROE and ROA. The study considered the ratio of bank assets to the total banking sector, NII to average yielding assets, cost efficiency, asset size, loan provisions to gross loans, shareholders' equity to total assets, inflation rate, and GDP growth rate as independent variables. The GMM was applied to 127 commercial banks between 2005-2009. The findings showed that only bank scale was unimportant, and the remaining variables affected bank profitability.

Alharbi (2017) investigated the factors affecting the profitability of Islamic banks worldwide between 1992 and 2008. The fixed effects regression model was applied using panel data, and it was found that capital adequacy ratio, operating income, bank scale size, GDP per capita, and petroleum prices had a positive influence on the profitability, whereas the insurance system and growth had negative effects.

Paleni et al. (2017) explicated the impact of minimum CAR, loan/deposit ratio, and NPL to total loans ratio on ROA for rural banks in Indonesia between 2011-2015. The results indicated that when all these variables were used simultaneously, they had positive effects on ROA.

Similarly, Dizgil (2017) investigated the effect of internal factors on the profitability of deposit banks in Turkey. The study employed panel data analysis using the data of the ten largest banks. The results indicated a significant association between ROA and operating expenses ratio, CAR, and the ratio of financial assets to total assets. A significant association was also detected between ROE and operating expenses, CAR, and the ratio of liquid assets to total assets.

Serwadda (2018) examined how the performance of deposit banks in Hungary was influenced by bank-specific factors in the period between 2000 and 2015. It was found that bank scale had a positive influence on bank performance.

Almaqatari et al. (2018) investigated the factors influencing the profitability of 69 deposit banks in India over the period 2008-2017. The study employed two indicators, ROA and ROE, to measure the profitability of Indian banks. The study asserted that inflation, exchange rate, interest rate, and monetization had a significant effect on ROA, while all macroeconomic determinants except monetization had a significant impact on ROE.

Similarly, Batten and Vo (2019) examined the determinants of profitability for Vietnamese banks between 2006-2014. Bank scale size, capital asset ratio, the ratio of provisions to loans, and cost-income ratio were used as independent variables. ROA, ROE, and NIM were dependent variables used to represent profitability. The study claimed that inflation and growth had a strong effect on profitability.

Madugu et al. (2020) analyzed the influence of banks' CAR and credit risk on the profitability of 11 foreign and local banks in Ghana between 2006-2016. The study found that NPL/total assets had a stronger positive effect on the profitability of domestic banks than foreign banks. Nevertheless, the CAR did not have a significant influence on the profitability of domestic banks, while it had an adverse influence on the foreign ones.

Also, Nguyen (2020) investigated the influence of CAR on the profitability of banks in Vietnam, using ROA and ROE. The study conducted panel data regression analysis for 22 Vietnamese banks between 2010-2018 and found that NIM was positively associated with non-interest income and CAR, and negatively associated with NPL and public ownership. Besides, the study calculated the median, made a distinction between small and large banks, and examined the influence of CAR on profitability. It was found that the influence of CAR on ROA was positive for small banks, whereas no significant association was detected for large banks.

Tran and Phan (2020) conducted a study to investigate the association between bank scale size, credit risk, and profitability of deposit banks in Vietnam between 2009-2018 using the GMM method. However, the study found that the relationship between these variables was less significant.

Kaya et al. (2021) aimed to explore the determinants of banks' profitability in Turkey by categorizing deposit banks into large- and small-scaled institutions. Panel data analysis was applied for 24 deposit banks between March 2009-September 2020, using the FEM (Fixed Effects Model). ROA and ROE were used as measures of banks' profitability. The study found that the determinants of profitability differed for large-scaled and small-scaled banks. Bank-specific determinants, such as equity/assets, deposit/assets, and liquidity ratio, were found to have a significant effect on the profitability of large-scaled banks but were not related to the profitability of small-scaled banks. The asset quality ratios had an adverse influence on the profitability of large-scaled banks.

### **3. Dataset, Model, and Empirical Findings**

This part of the study involved creating a model that takes into account both bank-specific and macroeconomic variables, as well as commonly used ones in the literature as an indicator of bank profitability, to examine the factors affecting bank profitability while considering scale. The model has been used in the study over the period 2012:Q4 - 2020:Q3. The banks whose data could be accessed without interruption were subjected to cluster analysis and divided into three groups: large, medium, and small-scaled banks. Large-scale banks are in cluster 1, medium-sized banks are in cluster 3, and small-scale banks are in cluster 2. The analysis was conducted as two separate panels, one for the seven large and medium-scaled banks and another for the 13 small-scaled banks. The study's contribution to the literature lies in its analysis of banks of different scales and the classifications resulting from the cluster analysis are presented in Table 1.

**Table 1. Clusters Obtained from the K-mean Cluster Analysis**

Row	Bank	Cluster	Distance
1	Türkiye Cumhuriyeti Ziraat Bankası A.Ş.	1	0.000
2	Türkiye Vakıflar Bankası TAO	3	167006.365
3	Türkiye Halk Bankası AŞ	3	162536.778
4	Türkiye İş Bankası AŞ	3	65432.755
5	Türkiye Garanti Bankası AŞ	3	81726.919
6	Yapı ve Kredi Bankası AŞ	3	142203.776
7	Akbank TAŞ	3	163373.211
8	QNB Finansbank AŞ	2	262188.045
9	Denizbank AŞ	2	216727.427
10	Türk Ekonomi Bankası AŞ	2	101661.797
11	ING Bank AŞ	2	14442.090
12	HSBC Bank AŞ	2	33863.449
13	Odea Bank AŞ	2	44411.255
14	Şekerbank TAŞ	2	43822.964
15	Alternatifbank AŞ	2	54731.416
16	Fibabanka AŞ	2	58617.058
17	Anadolubank AŞ	2	63688.064
18	Arap Türk Bankası AŞ	2	94976.550
19	Turkish Bank AŞ	2	100220.970
20	Citibank AŞ	2	75305.131

There are two primary methods used in the analysis: fixed effects method (FEM) and random effects method (REM) models. In studies utilizing panel data analysis, one way to account for differences between units or differences between units over time is to assume that current changes cause changes in some or all of the coefficients in the regression model. The FEM consists of  $n$  different terms, one for each unit, which can be represented by indicator variables. The REM can be seen as identical to the FEM when each individual is defined with a separate cross-section number. However, the REM considers constant terms to be randomly selected from a pool, treating them as part of the error term. The variables used in the study are presented in Table 2.

**Table 2. Variables Used in the Study**

Dependent Variables	Database
ROA Net Profits/ Total Assets	TBB
ROE Net Profits/ Total Equity	TBB
<b>Independent Variables</b>	
<b>Endogeneous Variables</b>	
Non-Interest Incomes/ Non-Interest Expenses (NII)	TBB
Capital Adequacy Ratio (CAR)	TBB
Net Interest Margin (NIM)	TBB
Non-Performing Loans Ratio (NPL)	TBB
Loan/Total Assets (L/TA)	TBB
Securities/ Total Assets (SEC/TA)	TBB
Deposits/ Total Assets (D/TA)	TBB
Liquidity Ratio (LR)	TBB
Foreign Loans/Total Assets (Liabilities) (FL)	TBB
<b>Exogeneous Variables</b>	
Industry Production Index (IPI)	TÜİK
Inflation (Consumer Price Index) (INF)	TÜİK
Foreign Exchange Rate (FER)	TCMB
Benchmark Interest Rate (BIR)	TCMB
GDP Growth Rate (GDP)	TÜİK



**Table 3. Descriptive Statistics of the Variables**

<b>Variables</b>	<b>Mean</b>	<b>Standard Dev.</b>	<b>Minimum</b>	<b>Maximum</b>
ROA	1.206	0.916	-2.294	6.2005
ROE	10.606	7.408	-32.033	43.428
SEC/TA	0.129	0.061	0.006	0.401
FL	0.103	0.0702	0	0.641
CAR	16.695	3.132	12.042	36.418
LR	51.586	32.039	7.575	290.544
D/TA	62.484	9.369	14.777	85.395
NPL	4.010	2.135	0	11.609
NII	78.781	74.659	-65.794	596.975
L/TA	63.458	11.870	16.3501	106.036
NIM	0.024	0.012	0.0004	0.079
IPI	103.824	11.673	80.388	126.996
FER	3.678	1.608	1.778	7.202
BIR	10.634	4.015	6.770	22.368
INF	11.968	4.300	6.673	23.743
GDP	4.444	4.222	-10.448	10.521

Table 3 presents summary statistics for the whole panel of large, medium, and small-scaled banks. On the other hand, Table 4 displays the correlation among the variables.

**Table 4. Correlation Matrix**

	ROA	ROE	SEC/TA	FL/TA	CAR	LR	D/TA	NPL	NII	L/TA	NIM	IPI	GDP	FER	INF	BIR
ROA	1	0.922	-0.0964	-0.095	0.1602	-0.017	0.0069	-0.034	0.1052	0.0326	0.1937	0.0226	-0.042	-0.002	0.0921	0.0281
ROE	0.9224	1	-0.0624	-0.061	0.1265	-0.023	-0.0058	-0.085	0.0923	-0.004	0.1076	0.0076	-0.026	0.0379	0.1235	0.0330
SEC/TA	-0.096	-0.06	1	-0.097	0.1322	-0.110	-0.147	-0.053	0.025	-0.031	-0.0323	-0.115	-0.140	0.0450	-0.0911	-0.064
FL/TA	-0.095	-0.06	-0.097	1	0.0305	0.113	-0.469	-0.118	0.0094	-0.086	0.0295	0.0171	-0.034	0.0877	0.0535	0.0294
CAR	0.160	0.126	0.1322	0.030	1	0.032	-0.1108	0.071	0.0029	-0.124	0.1463	-0.063	-0.112	0.2058	0.1529	0.1601
LR	-0.017	-0.02	-0.1109	0.1133	0.0320	1	0.0282	0.094	0.274	-0.082	-0.027	0.003	0.0106	0.0173	0.0864	0.0925
D/TA	0.0069	-0.005	-0.1475	-0.469	-0.110	0.028	1	0.036	-0.013	0.0073	-0.0229	0.0545	0.0842	-0.078	0.0002	-0.014
NPL	-0.034	-0.08	-0.0535	-0.118	0.0711	0.094	0.0368	1	0.0061	-0.127	0.0763	-0.090	-0.129	0.0832	0.0911	0.0706
NII	0.1052	0.092	-0.0251	-0.009	0.0029	0.027	0.0136	0.006	1	0.0422	-0.171	-0.011	0.0666	-0.096	-0.069	-0.134
L/TA	0.0326	-0.004	-0.0311	-0.086	-0.1245	-0.08	0.0073	-0.127	0.0422	1	0.0186	-0.049	-0.029	-0.152	-0.099	-0.111
NIM	0.1937	0.107	-0.0323	0.0295	0.1463	-0.027	-0.0229	0.076	-0.171	0.0186	1	0.351	-0.007	0.0220	-0.014	0.0049
IPI	0.0226	0.007	-0.1151	0.0171	-0.0634	0.003	0.0545	-0.090	-0.0115	-0.049	0.3516	1	0.7632	-0.161	0.0745	0.1662
GDP	-0.042	-0.02	-0.1407	-0.034	-0.1125	0.010	0.0842	-0.129	0.0666	-0.029	-0.007	0.763	1	-0.262	-0.036	0.1495
FER	-0.002	0.037	0.0450	0.0877	0.2058	0.017	0.0788	0.083	-0.096	-0.152	0.0220	-0.161	-0.262	1	0.6209	0.5319
INF	0.0921	0.123	-0.0916	0.0535	0.1529	0.086	0.0002	0.091	-0.069	-0.099	-0.0143	0.0745	-0.036	0.6209	1	0.7093
BIR	.0281	.033	-.0647	.0294	.1601	.0925	-.0145	.0706	-0.1343	-0.1115	0.0049	0.1662	0.1495	0.5319	0.7093	1

When the results shown by the correlation matrix table are evaluated, it is noteworthy that the highest correlation is between the ROA and ROE variables. Accordingly, the 0.92 correlation calculated among these variables was accepted as normal since the variables had similar dynamics and both of these variables were dependent variables.

The highest correlation among independent variables was observed between Industrial Production Index (IPI) and GDP Growth Rate. It can be stated that a 0.76 correlation between these variables is an expected situation due to the strong relationship between the variables. Apart from this, a high correlation of 0.70 was calculated between the Benchmark Interest Rate (BIR) and Inflation. A high-level positive relationship between the variables in question is an expected situation due to the structure of the variables.

Correlation analysis helps to determine whether the variables are suitable for econometric analysis. Therefore, the correlation matrix provides an understanding of the multicollinearity problem between the variables. In order to have a multicollinearity problem, a correlation of 0.80 and above should be determined between the independent variables (Gujarati, 2004). Therefore, since there was no variable with this ratio among the independent variables, it was determined that the variables were suitable for panel data analysis.

In econometric analysis, first of all, it should be determined whether the series is stationary or not. It is a prerequisite for the series to be stationary to examine the econometrically significant relationships among the variables (Tatođlu, 2018). The unit root test of the variables consisting of panel data was examined by using the test statistics of Levin, Lin & Chu (LLC), Im, Pesaran, and Shin (IPS), and Harris-Tzavalis (H-T). In this context, the outcomes of the tests performed to determine whether the variables are stationary or not are shown in Table 5.

It is necessary for the variables to be stationary for econometric analysis. Therefore, unit root tests were conducted using the test statistics of LLC, IPS, and H-T to determine the stationarity of variables consisting of panel data are presented in Table 5.

**Table 5. Unit Root Test Results**

Variables	H-T		LLC		IPS	
	Intercept	Intercept - Trend	Intercept	Intercept - Trend	Intercept	Intercept - Trend
ROA	0.739	0.962	0.000***	0.000***	0.000***	0.003**
ΔROA	0.000***	0.000***	-	-	-	-
ROE	0.707	0.981	0.000***	0.002**	0.004**	0.062*
ΔROE	0.000***	0.000***	-	-	-	-
NII	0.000***	0.000***	0.549	0.057	0.681	0.358
ΔNII	-	-	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
CAR	0.000***	0.000***	0.960	0.003**	0.809	0.029
NIM	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
NPL	0.845	0.260	0.888	0.001**	0.983	0.556
ΔNPL	0.000***	0.000***	-	-	0.000***	0.000***
L/TA	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.018**
SEC/TA	0.000***	0.015**	0.054	0.956	0.077*	1.000
ΔSEC/TA	-	-	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
D/TA	0.000***	0.097*	0.025**	0.000***	0.121	0.233
ΔD/TA	-	-	-	-	0.000***	0.000***
FL/TA	0.057**	0.742	0.103	0.000***	0.281	0.654
ΔFL/TA	0.000***	0.000***	-	-	0.000***	0.000***
LR	0.000***	0.000***	0.443	0.019	0.693	0.000***

**Table 5. Continue**

Variables	Intercept	Intercept - Trend	Intercept	Intercept - Trend	Intercept	Intercept – Trend
IPI	0.000***	0.000***	0.000***	0.356	0.002**	0.000***
ΔIPI	-	-	0.000***	0.960	-	-
INF	0.125	0.999	0.000***	0.004**	0.000***	0.001**
ΔINF	0.000***	0.000***	-	-	-	-
FER	1.000	0.972	1.000	0.013**	1.000	0.999
ΔFER	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
BIR	0.009**	0.566	0.000***	0.000***	0.005*	0.002**
GDP	0.000***	0.000***	0.000***	0.002**	0.000***	0.000***

**Note:** \*, \*\*, \*\*\* indicate significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively. The lag lengths are set as 1. The relevant test statistics are obtained from the Stata 15 package software.

The null hypothesis ( $H_0$ ) for the unit root tests used is “ $H_0$ : Series contains the unit root”. Thus, if the probability value is lower than 0.05, the  $H_0$  is rejected and the  $H_1$  is accepted, hence, the series is stationary. Table 5 presents the results of the IPS, H-T, and LLC test statistics. Regarding the probability values of the fixed and fixed-trend test statistics, it was determined that all the variables became stationary, with some becoming stationary at the level and some at the I(1) level.

Following this determination, panel data models were estimated, but before conducting panel data analysis, a unit effect test was performed to determine whether a unit effect was present or not. Table 6 displays the results of the F-Test, wherein the  $H_0$  that the unit effect is equal to zero was rejected, indicating the presence of a unit effect. Consequently, the dataset was deemed suitable for panel data regression.

**Table 6. Unit Effect Test**

	F-Test	P-Value
Large- and Medium-Scaled Banks <i>Unit Effect Test</i> <i>(Dependent Variable ROA)</i>	8.49	0.000***
Large- and Medium-Scaled Banks <i>Unit Effect Test</i> <i>(Dependent Variable ROE)</i>	12.70	0.000***
Small-Scaled Banks <i>Unit Effect Test</i> <i>(Dependent Variable ROA)</i>	24.28	0.000***
Small-Scaled Banks <i>Unit Effect Test</i> <i>(Dependent Variable ROE)</i>	17.08	0.000***

**Note:** \*, \*\*, \*\*\* indicate significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively. The relevant test statistics are obtained from the Stata 15 package software.

The validity of the classical (pooled) model in panel data analysis can be evaluated by testing for the existence of unit and/or time effects using different statistical tests such as F-test, likelihood ratio test (LR), Breusch-Pagan Lagrange Multiplier (B-P LM), Adjusted Lagrange Multiplier (ALM), Score test, and Wooldridge’s test. For this study, the B-P LM test was conducted to determine if the model can be pooled or not. If the results of this test indicate that

the model cannot be pooled, the Hausman Test is used to determine whether FEM or REM should be used. The outcomes of the B-P LM test can be found in Table 7.

Table 7 presents that the p-value of the Breusch and Pagan LM tests is 0. After concluding that the model cannot be predicted using the Pooled OLS model, the Hausman test is conducted to decide whether to use FEM or REM in the analysis. In the literature, the following hypotheses are used in the Hausman test to decide whether the models should be estimated as the FEM or REM:

H<sub>0</sub>: The REM is effective.

H<sub>1</sub>: The FEM is effective.

**Table 7. Breusch-Pagan LM Test**

	Chibar <sup>2</sup>	P-Value
Breusch & Pagan LM Test for the REM	466.30	0.000***

**Note:** \*,\*\*,\*\*\* indicate significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively. The relevant test statistics are obtained from the Stata 15 package software.

Table 8 shows the Hausman test statistics results for Large and Medium Banks and Small Banks. When Hausman (p-value) was evaluated for two different models of Large and Medium-Scaled Banks, the H<sub>0</sub> is rejected because it is lower than 0.05 significance level. Therefore, it is decided to use the FEM for both models. As for the results of Hausman Test statistics for Small-Scaled Banks, it is decided to use the FEM since the probability value is lower than 0.05. The Hausman Test statistic results for Small-Scaled Banks, it was decided to use the REM since the probability value exceeds 0.05.

**Table 8. Hausman Test**

Dependent Value	Hausman Test (X <sup>2</sup> )	P-Value
Large- and Medium-Scaled Banks <i>Dependent Variable ROA</i>	51.82	0.000
Large- and Medium- Scaled Banks <i>Dependent Variable ROE</i>	36.42	0.000
Small-Scaled Banks <i>Dependent Variable ROA</i>	42.15	0.000
Small-Scaled Banks <i>Dependent Variable ROE</i>	17.55	0.228

**Note:** The relevant test statistics are obtained from the Stata 15 package software.

After deciding which model could be used with the Hausman test, the results of the appropriate models are shown. Tables 9 and 10 show the test results of two different models for Large and Medium Banks. Table 9 presents the FEM results of the model with the ROA. Moreover, the equations of the two different models estimated are as follows;

$$ROA_{it} = \beta_0 + \beta_1 SEC/TA_{it} + \beta_2 FL_{it} + \beta_3 CAR_{it} + \beta_4 LR_{it} + \beta_5 D/TA_{it} + \beta_6 NPL_{it} + \beta_7 NII/NI_{it} + \beta_8 L/TA_{it} + \beta_9 NIM_{it} + \beta_{10} IPI_{it} + \beta_{11} FER_{it} + \beta_{12} BIR_{it} + \beta_{13} INF_{it} + \beta_{14} GDP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$ROE_{it} = \beta_0 + \beta_1 SEC/TA_{it} + \beta_2 FL_{it} + \beta_3 CAR_{it} + \beta_4 LR_{it} + \beta_5 D/TA_{it} + \beta_6 NPL_{it} + \beta_7 NII/NI_{it} + \beta_8 L/TA_{it} + \beta_9 NIM_{it} + \beta_{10} IPI_{it} + \beta_{11} FER_{it} + \beta_{12} BIR_{it} + \beta_{13} INF_{it} + \beta_{14} GDP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

The established model for Large and Medium-Scaled Banks shows a significant probability value at the 1% level, indicating a 99% confidence interval (Table 9). The R<sup>2</sup> value is determined to be 0.63, which is considered high. Furthermore, all of the exogenous variables have a significant association with the ROA. The results show that an increase in the IPI by one unit reduces the ROA by 0.008 units, while an increase in the exchange rate by one unit decreases the ROA by 0.169 units. On the other hand, an increase in the BIR by one unit increases the ROA by 0.05 units, and an increase in inflation by one unit reduces the ROA by 0.03 units. Lastly, a rise in the growth rate by one unit is found to increase the ROA by 0.02 units. Therefore, it can be concluded that all exogenous variables, except for growth rate and BIR, have a significant and inverse association with ROA. Meanwhile, the BIR and growth rate are detected to have a positive association with the dependent variable.

Upon evaluating the results of the internal variables, it is observed that the liquidity ratio, NPL ratio, loan/asset variables are not in a statistically significant association with the dependent variable. It is observed that one-unit rise in the securities/total assets variable reduces the ROA by 3.04. One-unit increase in foreign loans increases ROA by 3.29. A one-unit increase in the CAR increases ROA by 0.09 units. A one unit rise in total deposits increases ROA by 0.007 units. It is observed that a one-unit increase in non-interest incomes increased ROA by 0.002 units. A one-unit increase in the NIM increases the dependent variable, ROA, by 7.37 units. It has been observed that the variables other than securities/total assets, which are internal variables, have positive associations with the dependent variable.

**Table 9. FEM for Large- and Medium-Scaled Banks (Model 1)**

Variables (Dependent Variable ROA)	Coefficient	Std. Error	P-Value
Securities/Total Assets	-3.044	0.790	0.000***
Foreign Loans	3.293	1.058	0.002**
Capital Adequacy Ratio	0.095	0.015	0.000***
Liquidity Ratio	-0.001	0.0021	0.601
Total Deposits	0.007	0.0028	0.008**
Non-Performing Loans Ratio	0.022	0.030	0.470
Non-Interest Incomes/ Net Interest	0.002	0.0004	0.000***
Loans/Total Assets	0.003	0.008	0.711
Net Interest Margin	7.375	2.128	0.001**
Industry Production Index	-0.008	0.0032	0.011**
Foreign Exchange Rate	-0.169	0.036	0.000***
Benchmark Interest Rate	0.054	0.012	0.000***
Inflation Rate	-0.031	0.010	0.002**
Growth Rate	0.026	0.006	0.000***
Constant Term	0.549	0.894	0.540

R<sup>2</sup>: 0.63  
F (statistic): 25.38  
F(probability): 0.000\*\*\*  
Number of Observation: 640

**Note:** \*, \*\*, \*\*\* indicate significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively. The relevant test statistics are obtained from the Stata 15 package software.

In the model developed for Large and Medium-Scaled Banks, the significance level of the probability value was found to be 1% for the model where ROE was the dependent variable, indicating a high level of confidence (Table 10). The model's R<sup>2</sup> value is determined to be 0.56.

In the second model developed for Large and Medium-Scaled Banks, the dependent variable was ROE. It was found that all of the exogenous variables, except for the IPI, were significantly related to the dependent variable. Specifically, an increase in exchange rate reduces ROE by 1.12 units, while an increase in the BIR raises ROE by 0.46 units. Inflation was found to decrease ROE by 0.3 units for every unit increase, while growth rate was observed to increase ROE by 0.14 units for every unit increase.

When the statistical results of the internal variables are evaluated in the model, the liquidity ratio and loan/asset variables are not significant. All of the variables except these variables are observed to be statistically significant with the dependent variable. Among the significant variables, it is observed that all of the variables except the securities/total assets variable has a positive coefficient, while the securities variable has a negative coefficient. A one-unit increase in the Securities/Total Assets variable reduces ROE by 18.12 units. It is observed that a one-unit increase in foreign loans increased ROE by 34.99 units. A one-unit increase in the CAR increases ROE by 0.54 units. It is observed that a one-unit increase in total deposits increases ROE by 0.05 units. When the NPL ratio is evaluated according to the 10% significance level, it can be considered to be statistically significant. Accordingly, a one-unit rise in the NPL ratio increases the ROE by 0.46 units. One unit increase in non-interest income increases ROE by 0.02 units. A one-unit increase in the NIM increases the dependent variable, ROE, by 41.28 units.

**Table 10. FEM for Large- and Medium- Scaled Banks (Model 2)**

<b>Variables (Dependent Variable ROE)</b>	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>P-Value</b>
Securities/Total Assets	-18.12	6.825	0.009**
Foreign Loans	34.99	9.141	0.000***
Capital Adequacy Ratio	0.546	0.132	0.000***
Liquidity Ratio	0.004	0.018	0.810
Total Deposits	0.057	0.023	0.014**
Non-Performing Loans Ratio	0.461	0.266	0.085*
Non-Interest Incomes/ Net Interest	0.021	0.003	0.000***
Loans/Total Assets	-0.047	0.076	0.531
Net Interest Margin	41.28	18.387	0.026**
Industry Production Index	-0.021	0.028	0.452
Foreign Exchange Rate	-1.123	0.313	0.000***
Benchmark Interest Rate	0.463	0.106	0.000***
Inflation Rate	-0.304	0.088	0.001**
Growth Rate	0.144	0.056	0.011**
<i>Constant Term</i>	7.904	7.27	0.308

R<sup>2</sup>: 0.56

F (statistic): 19.04

F(probability): 0.000\*\*\*

Number of Observation: 640

**Note:** \*, \*\*, \*\*\* indicate significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively. The relevant test statistics are obtained from the Stata 15 package software.

In the small-scaled banks' model, the model's probability value, in which ROA is the dependent variable, is significant at the 1% level, indicating a 99% confidence interval (Table 11). The R<sup>2</sup> value is calculated as 0.29, representing the model's explanatory power.

In the first model established for small-scaled banks, all variables except for the loan/asset variable are statistically significant. A one-unit rise in the securities variable reduces the ROA by 3.38 units, and foreign loans reduce ROA by 4.71 units. The CAR's increase by one unit increases the ROA by 0.03 units. Conversely, a one-unit rise in the liquidity ratio, total deposits, and the NPL ratio reduces ROA by 0.002, 0.03, and 0.14 units, respectively. A one-unit increase in non-interest income increases ROA by 0.001 units, while a one-unit increase in the NIM increases the dependent variable by 17.11 units.

Upon analyzing the results of the exogenous variables, it was discovered that all variables except BIR are statistically significant. Furthermore, it was found that exogenous variables other than the IPI had positive coefficients. Specifically, a one-unit rise in the IPI causes a reduction of 0.02 units in ROA. Conversely, a one-unit rise in the exchange rate leads to a rise of 0.2 units in ROA. Moreover, a one-unit rise in inflation leads to a rise of 0.04 units in ROA, while a one-unit rise in growth rate results in an rise of 0.02 units in ROA.

**Table 11. FEM for Small-Scaled Banks (Model 1)**

<b>Variables (Dependent Variable ROA)</b>	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>P-Value</b>
Securities/Total Assets	-3.384	1.001	0.001**
Foreign Loans	-4.710	1.008	0.000***
Capital Adequacy Ratio	0.039	0.013	0.005**
Liquidity Ratio	-0.002	0.001	0.088*
Total Deposits	-0.037	0.009	0.000***
Non-Performing Loans Ratio	-0.141	0.023	0.000***
Non-Interest Incomes/ Net Interest	0.001	0.0005	0.004**
Loans/Total Assets	0.005	0.005	0.311
Net Interest Margin	17.110	2.900	0.000***
Industry Production Index	-0.020	0.005	0.000***
Foreign Exchange Rate	0.207	0.055	0.000***
Benchmark Interest Rate	-0.020	0.023	0.373
Inflation Rate	0.043	0.020	0.033**
Growth Rate	0.028	0.011	0.018**
<i>Constant Term</i>	4.401	1.040	0.000***

R<sup>2</sup>: 0.29

F (statistic): 11.90

F(probability): 0.000\*\*\*

Number of Observation: 640

**Note:** \*, \*\*, \*\*\* indicate significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively. The relevant test statistics are obtained from the Stata 15 package software.

In the model established for Small-Scaled Banks, it was observed that the probability value of the model, with ROE as the dependent variable, was significant at the 1% level, which corresponds to a 99% confidence interval (Table 12). The R<sup>2</sup> value is calculated as 0.27.

The second model for small-scaled banks has ROE as the dependent variable. The CAR, liquidity ratio, and loan/asset variable are not statistically significant. A rise in securities reduces ROE by 33.79 units, whereas an increase in foreign loans reduces ROE by 61.8 units. The increase



in total deposit assets decreases ROE by 0.5 units. A one-unit rise in the NPL ratio decreases ROE by 1.4 units. One unit increase in non-interest income increases ROE by 0.009 units, and a one-unit increase in the NIM increases ROE by 126.3 units.

As for the exogenous variables in the ROE model for small-scaled banks, the BIR and growth rate are not statistically significant. A one-unit increase in the IPI decreases ROE by 0.1 units, while a rise in the exchange rate increases ROE by 1.3 units. A one-unit increase in inflation increases ROE by 0.3 units.

**Table 12. REM for Small-Scaled Banks (Model 2)**

<b>Variables (Dependent Variable ROE)</b>	<b>Coefficient</b>	<b>Std. Error</b>	<b>P-Value</b>
Securities/Total Assets	-33.791	8.920	0.000***
Foreign Loans	-61.803	9.536	0.000***
Capital Adequacy Ratio	0.0712	0.123	0.565
Liquidity Ratio	-0.017	0.013	0.180
Total Deposits	-0.531	0.086	0.000***
Non-Performing Loans Ratio	-1.456	0.205	0.000***
Non-Interest Incomes/ Net Interest	0.009	0.004	0.050**
Loans/Total Assets	-0.015	0.043	0.719
Net Interest Margin	126.34	26.28	0.000***
Industry Production Index	-0.112	0.052	0.031**
Foreign Exchange Rate	1.385	0.501	0.006**
Benchmark Interest Rate	0.006	0.210	0.976
Inflation Rate	0.355	0.183	0.053**
Growth Rate	0.171	0.010	0.117
<i>Constant Term</i>	58.064	9.329	0.000***
R <sup>2</sup> : 0.27			
F (statistic): 10.71			
F(probability): 0.000***			
Number of Observation: 640			

**Note:** \*, \*\*, \*\*\* indicate significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively. The relevant test statistics are obtained from the Stata 15 package software.

#### 4. Conclusion

The banking sector plays a crucial role in promoting economic growth and stability by acting as a financial intermediary. Therefore, the stability of the banking sector, which relies on bank profitability and capital adequacy, is vital for overall economic stability and growth. This study aims to examine the factors influencing bank performance in the Turkish banking market, with a focus on profitability indicators (ROA and ROE) and considering bank size.

Panel data analysis was conducted using data from 2012:Q4 to 2020:Q3. The selected variables were based on previous research, and both internal and external factors were examined. The study differentiated between large and medium-scaled banks and small-scaled banks to capture potential variations in the relationships. Indeed, it is observed that there are few studies in the literature that analyze the determinants of profitability from this perspective (Spathis et al., 2002; Aladwan, 2015; Nguyen, 2020; Kaya et al., 2021). However, Dietrich and Wanzenried (2011) considered the scale factor as a dummy variable in their study.

The analysis focused on large, medium, and small-scale banks, investigating the relationships between various external and internal variables and the financial performance

indicators of ROA and ROE. For large and medium-scale banks, it was observed that all selected external variables had a statistically significant association with ROA and ROE, except for the IPI in the latter case. The variables of exchange rate, and inflation exhibited negative coefficients, indicating a negative impact on ROA and ROE. Conversely, the policy rate and growth rate showed positive coefficients, suggesting a positive relationship with the financial performance indicators. Regarding internal variables, the liquidity ratio and loan/asset ratio did not show a statistically significant relationship with ROA and ROE. In addition, the variable of securities/total assets exhibited a negative relationship with the financial performance indicators, while the remaining variables showed a positive association.

Two models were developed to analyze the financial performance of small-scale banks, with ROA and ROE as the dependent variables. In the first model, all internal variables, except for the credit/asset ratio, showed statistical significance. Securities, foreign loans, liquidity ratio, total deposit assets, and NPL ratio had a negative relationship with ROA, while CAR, non-interest income, and NIM had a positive relationship. Among the external variables, all except the policy rate were statistically significant, with positive coefficients observed for variables other than the industrial production index. In the second model for ROE, the internal variables of CAR, liquidity ratio, and credit/asset ratio were not statistically significant. Securities, foreign loans, total deposit assets, and NPL ratio had a negative coefficient, while non-interest income and NIM had a positive coefficient. Among the external variables, the policy rate and growth rate were not statistically significant, and the IPI had a negative coefficient, while the exchange rate and inflation had a positive coefficient. Overall, the findings indicate significant relationships between various internal and external factors and the financial performance of small-scale banks, highlighting the importance of these factors in determining ROA and ROE.

In conclusion, the findings suggest that external variables, such as economic indicators and interest rates, have a significant influence on the financial performance of banks, while internal variables, except for securities/total assets, play a relatively smaller role.

The findings obtained in the study that are consistent with the literature are as follows: The findings regarding securities are consistent with the studies conducted by Sufian and Habibullah (2009), Pervan et al. (2015), Almaqtari et al. (2018), and Batten and Vo (2019). The findings regarding securities are in line with the studies conducted by Sufian and Habibullah (2009), Pervan et al. (2015), Almaqtari et al. (2018), and Batten and Vo (2019). The findings related to the capital adequacy ratio are in line with the studies of Paleni et al. (2017), Dizgil (2017), and Nguyen (2020). The findings concerning non-performing loans, particularly for small-scale banks, are in line with the studies conducted by Lee (2013), Paleni et al. (2017), and Madugu et al. (2020). The finding related to non-interest income is supported by Nguyen's (2020) study. The findings regarding net interest margin (NIM) are consistent with the studies of Batten and Vo (2019) and Nguyen (2020). The findings related to exchange rates are in line with the study conducted by Almaqtari et al. (2018). The findings regarding inflation are in line with the studies of Demirgüç-Kunt and Huizinga (1999), Sufian and Habibullah (2009), Pervan et al. (2015), and Almaqtari et al. (2018). The findings related to growth are in line with the studies conducted by Pervan et al. (2015), Bucevska and Misheva (2017), Alharbi (2017), Batten and Vo (2019), and Kaya et al. (2021).

According to the study's findings, regulatory and supervisory authorities should consider differentiating their approach to the existing financial indicators set for banks, taking into account

the scale factor, particularly SYR. This differentiation would contribute to performance management. Additionally, it is important for bank managers to consider the study's findings in their strategic financial performance planning, taking into account their own scales.

In conclusion, this study provides valuable insights into the factors influencing bank performance in the Turkish banking sector. Both internal and external variables were found to have a significant impact on bank profitability, with some variables showing positive associations and others demonstrating negative associations. These findings contribute to the existing literature.

**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 are no potential conflicts of interest in this study.

## References

- Ahmad, S., Nafees, B. and Khan, A. (2012). Determinants of profitability of Pakistani banks: Panel data evidence for the period 2001-2010. *Journal of Business Studies Quarterly*, 4(1), 149-165. Retrieved from <https://jbsq.org/>
- Aladwan, M.S. (2015). The impact of bank size on profitability: An empirical study on listed Jordanian commercial banks. *European Scientific Journal*, 11(34), 217-236. Retrieved from <https://eujournal.org/>
- Alharbi, A.T. (2017). Determinants of Islamic banks' profitability: International evidence. *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management*, 10(3), 331-350. <https://doi.org/10.1108/IMEFM-12-2015-0161>
- Almaqtari, F.A., Al-Homaidi, E.A., Tabash, M.I. and Farhan, N.H. (2019). The determinants of profitability of Indian commercial banks: A panel data approach. *International Journal of Finance and Economics*, 24(1), 168-185. <https://doi.org/10.1002/ijfe.1655>
- Alp, A., Ban, Ü., Demirgüneş, H.K. and Kılıç, S. (2010). Türk bankacılık sektöründe karlılığın içsel belirleyicileri. *İMKB Dergisi*, 12(46), 1-13. Erişim adresi: <https://www.borsaistanbul.com/>
- Batten, J. and Vo, X.V. (2019). Determinants of bank profitability-Evidence from Vietnam. *Emerging Markets Finance & Trade*, 55(6), 1417-1428. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2018.1524326>
- Bucevska, V. and Misheva, B.H. (2017). The determinants of profitability in the banking industry: Empirical research on selected Balkan countries. *Eastern European Economics*, 55, 146-167. <https://doi.org/10.1080/00128775.2016.1260473>
- Demirgüç-Kunt, A. and Huizinga, H. (1999). Determinants of commercial bank interest margins and profitability: Some international evidence. *The World Bank Economic Review*, 13(2), 379-408. <https://doi.org/10.1093/wber/13.2.379>
- Dietrich, A. and Wanzenried, G. (2011). Determinants of bank profitability before and during the crisis: Evidence from Switzerland. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 21, 307-327. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2010.11.002>
- Dizgil, E. (2017). An empirical research on micro level factors that affect the profitability of deposit banks in Turkey. *Journal of BRSA Banking and Financial Markets*, 11(2), 31-52. Retrieved from <https://www.bddk.org.tr/KurumHakkinda/Detay/26>
- Gujarati D.N. (2004). *Basic econometrics* (4 ed.). New York: The McGraw-Hill Companies.
- Kaya, P., Babuşcu, S. and Hazar, A. (2021). The determinants of profitability of large-scale and small-scale Turkish deposit banks. *Journal of Corporate Governance, Insurance, and Risk Management (JCGIRM)*, 8(1), 1-18. <https://doi.org/10.51410/jcgirm.8.1.1>
- Lee, S. (2013). Financial crisis, regulatory changes and bank profit. *Review of European Studies*, 5(5), 151-158. doi:10.5539/res.v5n5p151
- Madugu, A.H., Ibrahim, M. and Amoah, J.O. (2020). Differential effects of credit risk and capital adequacy ratio on profitability of the domestic banking sector in Ghana. *Transnational Corporations Review*, 12(1), 37-52. <https://doi.org/10.1080/19186444.2019.1704582>
- Menicucci, E. and Paolucci, G. (2016). The determinants of bank profitability: Empirical evidence from European banking sector. *Journal of Financial Reporting and Accounting*, 14(1), 86-115. <https://doi.org/10.1108/JFRA-05-2015-0060>
- Nguyen, H.H. (2020). Impact of bank capital adequacy on bank profitability under Basel II accord: Evidence from Vietnam. *Journal of Economic Development*, 45(1), 31-46. Retrieved from <https://jed.cau.ac.kr/>
- Paleni, H., Hidayat, S. and Jatmiko, D.P. (2017). Determinants of profitability: Evidence from Indonesian firms. *International Journal of Economic Perspectives*, 11(3), 1049-1057. Retrieved from <http://ijeponline.com/>

- Pasiouras, F. and Kosmidou, K. (2007). Factors influencing the profitability of domestic and foreign commercial banks in the European Union. *Research in International Business and Finance*, 21(2), 222-237. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2006.03.007>
- Pervan, M., Pelivan, I. and Arnerić, J. (2015). Profit persistence and determinants of bank profitability in Croatia. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 28(1), 284-298. <https://doi.org/10.1080/1331677X.2015.1041778>
- Saona, P. (2016). Intra- and extra-bank determinants of Latin American banks' profitability. *International Review of Economics and Finance*, 45, 197-214. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2016.06.004>
- Serwadda, I. (2018). Determinants of commercial banks' profitability. Evidence from Hungary. *ACTA Universitas Agriculturae Et Silviculturae Mendeliane Brunensis*, 66, 1325-1335. <https://doi.org/10.11118/actaun201866051325>
- Spathis, Ch., Kosmidou, K. and Doumpos, M. (2002). Assessing profitability factors in the Greek banking system. A multicriteria methodology. *International Transactions in Operational Research*, 9, 517-530. <https://doi.org/10.1111/1475-3995.00371>
- Sufian, F. and Habibullah, M.S. (2009). Determinants of bank profitability in a developing economy: Empirical evidence from Bangladesh. *Journal of Business Economics and Management*, 10(3), 207-217. <https://doi.org/10.3846/1611-1699.2009.10.207-217>
- Tatođlu Yerdelen, F. (2018). *İleri panel veri analizi*. İstanbul: Beta Yayıncılık.
- TCMB. (2022). *Elektronik veri dağıtım sistemi* [Veri seti]. Eriřim adresi: <https://evds2.tcmb.gov.tr/>
- Tran, D.T.T. and Phan, H.T.T. (2020). Bank size, credit risk and bank profitability in Vietnam. *Malaysian Journal of Economic Studies*, 57, 233-251. <https://doi.org/10.22452/MJES.vol57no2.4>
- TÜİK. (2022). *İstatistik veri portalı* [Veri seti]. Eriřim adresi: <https://data.tuik.gov.tr/Turcat>

## BORSA İSTANBUL 100 ENDEKSİNİ ETKİLEYEN YATIRIMCI PROFİLLERİ: YERLİLER Mİ YABANCILAR MI?

### The Investor Profiles Affecting Borsa Istanbul 100 Index: Local or Foreign?

Metin ÇOŞKUN\*, Güzde BOZKURT\*\* & Melih Sefa YAVUZ\*\*\*

#### Öz

Günümüz finansal piyasalarında faaliyet gösteren yatırımcı türlerinin davranışlarını ve bu davranışların piyasayı ne ölçüde etkileyeceğini anlamak Türkiye gibi gelişmekte olan piyasaların gelişimi ve istikrarı açısından önem arz eden bir konudur. Bu bağlamda çalışmada, Borsa İstanbul'da yatırım yapan yatırımcıların kimlik tipi (gerçek, tüzel ve diğer) ve uyruğu (yerli, yabancı) göz önünde bulundurularak söz konusu yatırımcıların BIST 100 Endeksi üzerindeki etkileri araştırılmıştır. Bu kapsamda, 2010:2-2022:12 dönemleri arasında aylık frekansta tüzel/yerli, tüzel/yabancı, gerçek/yerli, gerçek/yabancı, diğer/yerli, diğer/yabancı yatırımcıların pay senedi yatırımlarının cari dönem portföy değeri ile BIST 100 Endeks verileri Bayesyen Vektör Otogresif Model (BVAR) tahmini kullanılarak analiz edilmiştir. Araştırma sonucunda elde edilen bulgulara göre; BIST 100 Endeksinde meydana gelen değişkenliğinin yaklaşık %67'si endeksin kendisi tarafından açıklanmaktadır. İlerleyen dönemler boyunca da açıklama oranı yine %65-%67 arasında seyretmektedir. Yatırımcı profili özelinde elde sonuçlarına göre özellikle arařtırmada ele alınan dönem aralığının sonlarında BIST 100 Endeksindeki değişimlerin yaklaşık %31'inin diğer/yabancı yatırımcılar olarak sınıflandırılan yabancı yatırım ortaklıkları ve yabancı yatırım fonları tarafından açıklandığı tespit edilmiştir.

#### Anahtar Kelimeler:

Pay Senedi  
Piyasaları, Borsa  
İstanbul 100 Endeksi,  
Yatırımcı Profilleri,  
Bayesyen Vektör  
Otogresif Model.

#### JEL Kodları:

G10, G14, G15.

#### Abstract

Understanding the behavior of investor types operating in today's financial markets and to what extent these behaviors will affect the market is an important issue for the development and stability of emerging markets like Turkey. In this context, the effects of these investors on the Borsa Istanbul (BIST) 100 Index were investigated by considering the identity type (retail, institutional and other) and nationality (local, foreign) of the investors investing in BIST. In this context, the current period portfolio value of stock investments of institutional/local, institutional/foreign, retail/local, retail/foreign, other/local, other/foreign investors and BIST 100 Index data between 2010:2-2022:12 Analyzed using Bayesian Vector Autoregressive Model (BVAR) estimation. According to the research findings, approximately 67% of the volatility in the BIST 100 Index is explained by the index itself. The disclosure rate again hovers between 65% and 67% in the following periods. According to the results obtained in terms of investor profile, it has been determined that approximately 31% of the changes in the BIST 100 Index, especially at the end of the period covered in the research, are explained by foreign investment trusts and foreign investment funds classified as other/foreign investors.

#### Keywords:

Stock Markets,  
Borsa Istanbul 100  
Index,  
Investors Profile,  
Bayesian Vector  
Autoregressive  
Model.

#### JEL Codes:

G10, G14, G15.

\* Prof. Dr., Anadolu Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Türkiye, metincoskun@anadolu.edu.tr, ORCID: 0000-0002-3110-8650

\*\* Dr. Öğr. Üyesi, Beykent Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Türkiye, gozdebozkurt@beykent.edu.tr, ORCID: 0000-0001-8413-1099

\*\*\* Arş. Gör., Beykent Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Türkiye, sefayavuz@beykent.edu.tr, ORCID: 0000-0003-1085-5304

Makale Geliş Tarihi (Received Date): 17.04.2023 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 24.06.2023

Bu eser Creative Commons Atıf-Gayri Ticari 4.0 Uluslararası Lisansı ile lisanslanmıştır.



## 1. Giriş

Pay senedi piyasaları, hanehalkı tasarruflarının reel sektör ve kamu sektörüne kanalize edilmesinde önemli bir rol oynadığı gibi ülke ekonomilerinin gelişimine de katkı sağlamaktadır. 1980’li yılların sonlarından itibaren küresel ölçekte yaşanan finansal serbestleşme ve kambiyo rejim değişiklikleri, gelişmekte olan pek çok ülkeye uluslararası sermayenin dolayısıyla yabancı yatırımcı girişlerinin de önünü açmıştır. Yabancı yatırımcılar portföy yatırımlarıyla, yerel yatırımcı tabanının zayıf olduğu ülkelerde para ve sermaye piyasalarının gelişimine katkı sağladığı gibi söz konusu piyasalardaki yatırımcı tabanının da değişmesine neden olmaktadır. Yatırımcı tabanındaki bu değişimler Merton (1987) tarafından taban genişlemesi hipotezi (base-broadening hypothesis) olarak tanımlanmaktadır. Söz konusu hipotez, yerel piyasaların yabancı yatırımcılarla birlikte mevcut yatırımcı tabanının genişlemesinin likidite artışına, likidite artışına bağlı olarak risk primlerinde azalışa neden olacağını ifade etmektedir. Buradan hareketle ilgili hipoteze göre, risk primlerindeki azalışların ise sermaye maliyetlerini düşürerek pay senedi fiyatlarını artıracakları çıkarımında bulunmaktadır. Yatırımcı tabanının genişlemesi yerel borsalarda faaliyet gösteren yatırımcı çeşitliliğinin artmasıyla birlikte yabancı yatırımcıların (kurumsal/bireysel) yerel piyasalara girişi pay senetlerinin fiyatını, volatilitesini ve likiditesini de etkilemektedir. Söz konusu etkinin yönü hali hazırda tartışmalı bir konu olsa da bahsi geçen etki, taban genişlemesi hipotezi, fiyat baskısı hipotezi (price pressure hypothesis) (Warther, 1995) ve geribildirim ticareti (feedback trading) (Lakonishok vd., 1992; Nofsinger ve Sias, 1999) hipotezleri üzerinden açıklanmaya çalışılmaktadır.

Finansal piyasaların gelişiminin, kaynakların tahsisini teşvik etmesi, tasarrufların piyasalara yönlendirilmesi ve risklerin azaltılması kapsamında olumlu etkileri olduğunu öne süren görüşlerin yanı sıra genel kanının aksine, söz konusu durumun finansal istikrarı bozucu etkilerinin olduğunu ifade eden görüşler de bulunmaktadır (Stiglitz, 2000; Rodrik ve Subramanian, 2009; Li ve Wang, 2010). Aksi yöndeki görüşlerin oluşmasındaki en önemli etken ise borsalara yatırım yapan yatırımcı türleriyle ilişkilendirilmektedir (Bohl ve Brzeszczyński, 2006; Schuppli ve Bohl, 2010; Li ve Wang, 2010; Li vd., 2017; Koesrindartoto, vd., 2020). Nitekim 80’lerin sonundan bu yana özellikle gelişmekte olan ülkelerin borsalarında işlem yapan yatırımcıların sayısında önemli artışlar yaşanmıştır. Kurumsal/bireysel yabancı yatırımcıların piyasalara girişiyle borsalardaki yatırımcı tabanındaki genişlemelerin özellikle gelişmekte olan ülkelerin finansal gelişmişliğine önemli katkılar sunduğu görülmektedir. Ancak mevcut literatür yatırımcı tabanını oluşturan her bir yatırımcı tipinin finansal piyasalara etkisi hususunda farklı görüşler olduğu görülmektedir. Söz konusu görüşlerin farklılaşmasındaki en önemli etkenlerden biri de yatırımcı davranışlarıdır. Nitekim geleneksel finans teorileri yatırımcıların kararlarında rasyonel hareket ettiği görüşü üzerine inşa edilmiştir. Ancak son yirmi yılda yatırımcıların yatırım kararlarında rasyonel davranışlardan saptığı duygu ve sürü hareketlerinden etkilendiği görüşü yaygınlaşmış ve davranışsal finans literatüründe hızlı bir gelişim yaşanmıştır. Geleneksel teorilere göre borsa yatırımcılarının yatırım kararlarında dayanak varlıkların geçmiş getiri performansı önemlidir ve yatırım süreçlerinde rasyonel kararlar aldıkları varsayılır (Gao vd., 2022). Ancak yatırımcıların yatırım kararlarında spesifik yatırım davranışlarının öne çıktığı durumlarda pay piyasalarını gerçek değerinden uzaklaştırdığı ve getirilerde oynaklıklar yaratarak piyasaları istikrarsızlaştırdığı görüşü ortaya çıkmaktadır. Sürü davranışı (Herding) ve geri bildirim hipotezi söz konusu durumu açıklayan iki ana argümandır (Bohl ve Brzeszczyński, 2006; Li vd., 2017). Mevcut literatürdeki ampirik araştırmalar, özellikle kurumsal yatırımcıların bu tür yatırım

davranıřları sergileyip sergilemediđi sorusuna odaklanmıřtır (Wermers, 1999; Badrinath ve Wahal, 2002; Griffin vd., 2003).

Yatırımcı çeřitliliđi ve sayısı aısından geliřmekte olan lkelerin piyasaları ađırlıklı olarak bireysel yatırımcılardan oluřmaktadır ve genellikle finansal okuryazarlık dzeyleri dřk olduđundan pay senedi piyasalarında volatiliteye neden olmaktadır (Li ve Wang, 2010). Borsa İstanbul (BIST) da yatırımcı çeřitliliđi aısından bireysel yatırımcıların yođunlukta olduđu bir piyasadır ve birok geliřmekte olan piyasaya gre daha deđiřkendir. Nitekim gnmz finansal piyasalarında faaliyet gsteren yatırımcı trlerinin davranıřlarını ve bu davranıřların piyasayı ne lde etkileyeceđini anlamak Trkiye gibi geliřmekte olan piyasaların geliřimi ve istikrarı aısından nem arz eden bir konudur. Bu bađlamda alıřmanın amacı, BIST'te yatırım yapan yatırımcı trlerinin BIST 100 Endeksi zerindeki etkilerini ortaya koymaktır. Arařtırmanın veri setini oluřturan deđiřkenler; 2010:2-2022:12 dnemleri arasında aylık frekansta tzel/yerli, tzel/yabancı, gerek/yerli, gerek/yabancı, diđer/yerli, diđer/yabancı yatırımcıların pay senedi yatırımlarının cari dnem portfy deđeri ile BIST 100 Endeksidir. alıřmanın literatre iki boyutta katkı sađlaması beklenmektedir. Bunlardan ilki, arařtırmanın veri setini oluřturan yatırımcıların kimlik tipinin (gerek, tzel ve diđer) ve uyruđunun (yerli, yabancı) ele alınmıř olması sebebiyle mevcut literatrden farklılařmasıdır. Nitekim BIST 100 Endeksi'ni etkileyen yatırımcıların kimlik tipinin ve uyruđunun tespit edilmesi BIST'teki fiyat oluřumlarını anlamada faydalı olacađı gibi yatırımcılara ve politika yapıcılara yol gstermesi bakımından da nem arz etmektedir. alıřmanın literatre sađlaması beklenen diđer bir katkısı ise veri setinin analizinde kullanılan yntemdir. Mevcut literatrde yerli/yabancı yatırımcılar ile BIST endeksi/endeksleri arasındaki iliřkilerin irdelenmesinde sıklıkla Vektr Otoregresyon (VAR) ynteminden (Dođukanlı ve etenak, 2008; Bozkurt, 2016; Kesik vd., 2016; řenol ve Ko, 2018; Atik, 2020), Granger nedensellik testinden (İskenderođlu ve Karadeniz, 2011; Kesik vd., 2016; Bozkurt, 2016; Balat, 2020; Atik ve Yılmaz, 2021; Kyc, 2021) ve ARDL sınır testinden (Okuyan ve Erbaykal, 2011; Ustaoglu, 2020) faydalanılmıřtır. alıřmada mevcut literatrden farklı olarak Bayesyen Vektr Otogresif Model (BVAR) tahmini kullanılmıřtır. Bunun nedeni; arařtırmada yatırımcı tiplerinden kaynaklı ok sayıda deđiřken ve az sayıda serbestlik derecesiyle alıřılmasından hareketle daha objektif tahmin yapma olanađından faydalanmaktır.

alıřmanın devamı ise řu řekilde organize edilmiřtir; ikinci blmde konuya iliřkin ulusal ve uluslararası literatr ele alınmıř, nc blmde alıřmanın veri seti ve veri setinin analizinde kullanılan ekonometrik yntem aıklanmıřtır. Drdnc blmde analiz sonucunda elde edilen bulgulara deđinilmiř ve sonu blmyle arařtırma sonlandırılmıřtır.

## 2. Literatr Taraması

Kurumsal yatırımcılar zeline yrtlen alıřmaların bir kısmı, kurumsal yatırımcıları yanlış fiyatlamayı azaltan ve yanlış fiyatlamaya karřı da arbitraj iřlemi yaparak fiyatları ve piyasayı dengelediđi grřn savunurken (Collins vd., 2003; Sias vd., 2006; Boehmer ve Kelley, 2009; Huang, 2015) diđer kısmı ise kurumsal yatırımcıların fiyat sapmasına neden olabileceđini ve piyasalardaki oynaklıđı artırabileceđini belirtmektedir (Brunnermeier ve Nagel, 2004; Pirinsky ve Wang, 2004; Kim ve Nofsinger, 2005; Cao vd., 2017). Kurumsal yatırımcıların pay piyasalarını ynlendirdiđini gsteren bazı alıřmaların aksine, mevcut literatrdeki genel grř kurumsal yatırımcılar gibi profesyonellerden daha az bilgili ve daha az deneyimli bireysel yatırımcıların pay piyasasını ve pay fiyatlarını gerek deđerinden saptırabileceđidir. Nitekim bazı



çalışmalar bireysel yatırımcıların yatırımlarında kayıp-kazanç durumlarında rasyonellikten uzak davranışlarda bulunabilmeleri (Barber ve Odean, 1998), yeterince çeşitlendirilmemiş portföylere sahip olmaları (Kumar, 2007) ve sürü hareketlerinden etkilenmeleri (Nofsinger ve Sias, 1999; Merli ve Rogerz, 2013) sebebiyle varlıkların yanlış fiyatlanmasına neden olduğunu ileri sürmektedir. Kurumsal ve bireysel yatırımcılar tipoloji olarak iki farklı yatırımcı türüdür ve genellikle farklı özelliklere sahiptir. Kurumsal yatırımcılara göre bireysel yatırımcılar daha az bilgilidir ve psikolojik önyargıların, piyasa duyarlılığının ve piyasa şoklarının etkilerine karşı daha savunmasızdır (Barber ve Odean, 2008; Kaniel vd., 2008; Li vd., 2017). Söz konusu durum piyasanın yapısına, yatırımcı tabanının genişliğine ve yatırımcı davranışlarına göre değişkenlik gösterebilmektedir. Nitekim gelişmekte olan ülkelerin makroekonomik yapısı, pay piyasalarındaki yatırımcı türleri ve özellikle yerleşik bireysel yatırımcıların finansal okuryazarlık düzeyleri, risk algıları gibi faktörler pay piyasalarının istikrarında ve şekillenmesinde de önemli rol oynamaktadır.

BIST’te 1989 yılındaki finansal liberalizasyon hareketiyle birlikte yabancı yatırımcı sayısında bu yıllardan itibaren önemli artışlar yaşanmış olsa da esasında BIST bireysel yerli yatırımcıların çoğunlukta olduğu yerel bir piyasadır (Ustaoglu, 2020; Borsa İstanbul [BIST], 2023). Ancak yabancı yatırımcıların da BIST üzerinde önemli etkileri bulunmaktadır. Nitekim ilgili literatür incelendiğinde; yabancı yatırımcıların işlem hacminin (Akar, 2008; Doğukanlı ve Çetenak, 2008; Gümüş, 2010; Okuyan ve Erbaykal, 2011), yabancı portföy yatırımları girişlerinin (Karataş vd., 2004; Baklacı, 2009; İbicioğlu, 2012; Kesik vd., 2016; Şenol ve Koç, 2018; Ustaoglu, 2020; Atik ve Yılmaz, 2021) ve yabancı pay sahipliğinin (Atik, 2020; Kılıç vd., 2020; Atik ve Yılmaz, 2021) BIST endeksi/endeksleri üzerindeki etkilerini araştıran çalışmalar olduğu görülmektedir. Söz konusu çalışmalar yabancı yatırımcıların BIST endeksi/endekslerindeki değişimin üzerinde etkisinin olduğunu ortaya koymaktadır. Ayrıca literatürde, BIST’teki yatırımcı türleri arasındaki etkileşimi (Bozkurt, 2016; Köycü, 2021; Somuncu, 2021), yatırımcı ilgisini (Korkmaz vd., 2017) ve risk iştahlarını (Saraç vd., 2016; Balat, 2020) inceleyen çalışmalar da bulunmaktadır. Söz konusu çalışmalara göre yatırımcı türleri arasındaki etkileşimin karşılıklı olarak gerçekleştiği, yabancı yatırımcıların piyasaya girişlerinin yerli yatırımcıları da teşvik ettiği yönünde bulgulara ulaşılmıştır. Mevcut literatürde yer alan bu çalışmalar göz önünde bulundurulduğunda, yatırımcı tabanındaki değişimlerin ve BIST’e yatırım yapan yerli/yabancı yatırımcı türlerinin BIST 100 endeksini ne ölçüde etkilediği hususunda noksanlık olduğu görülmektedir. İlgili literatürdeki çalışmalar genellikle yatırımcı tabanını yerli ve yabancı yatırımcılar olarak iki ana aktör olarak ele almış ve söz konusu yatırımcı türlerinin spesifik olarak incelenmediği görülmüştür.

### **3. Yöntem**

Çalışma amacına uygun olarak kullanılan veriler ile Bayesyen Vektör Otogresif Model (BVAR) tahmini yapılmıştır. Çalışma verileri ve yararlanılan testlere ilişkin bilgiler aşağıdaki başlıklarda sunulmuştur.

#### **3.1. Bayes Yöntemi**

18. yüzyılda Thomas Bayes tarafından ortaya atılan Bayes mantığı, iki rastgele (stokastik) olaya ait koşullu olasılıklar arasındaki ilişkiyi tanımlamaktadır.

$$P(A/B) = \frac{P(B|A)P(A)}{P(B)} \quad (1)$$

Denklem 1’de formülü ifade edilen Bayes teoremine göre rastgele bir sürece baęlı olarak meydana gelen rastgele bir A olayı ile dięer bir rastgele B olayı için kořullu olasılıklar ve marjinal olasılıklar arasındaki iliřki tanımlanmaktadır. Parametrelerin rastgele olması nedeniyle kendilerine ait daęılımları vardır. Bayes yaklaşımına göre ilk ařamada modelde yer alan parametreler için ele alınan daęılımlar önsel (prior) daęılım olarak bilinmektedir (Gelman vd., 2004). Kendine ait daęılımı olan bir rastgele  $\theta$  parametresi hakkında Bayesçi istatistiksel sonuçlar olasılık ifadeleri cinsinden yapılmaktadır. Bu olasılıklar, veriyi ifade eden  $y$ ’nin gözlenen deęerlerine baęlıdır. İlk olarak  $\theta$  parametresi için  $\prod(\theta)$  řeklinde gösterilen önsel daęılım belirlenmektedir. Sonrasında gözlenen  $y$  verilerinin kullanılmasıyla  $L(\theta|y)$  olarak ifade edilen olabilirlik fonksiyonu oluřturulmaktadır. Önsel daęılım ve veri bilgisinin güncellenmesi sonucu  $\theta$  parametresine ait sonsal daęılım elde edilmektedir.

$$P(\theta/y) = \frac{P(\theta, y)}{P(y)} = \frac{L(\theta|y) \prod(\theta)}{P(y)} = \frac{L(\theta|y) \prod \theta}{\int L(\theta|y) \prod \theta d\theta} \quad (2)$$

Denklem 2’de bahsedilen adımlar Bayes teoremine göre oluřturulan sonuç çıkarımını ifade etmektedir. Denklemde sonsal daęılıma ait normalleřtirme sabiti  $\int L(\theta|y) \prod \theta d\theta$  olarak ifade edilmektedir. Formülden yer alan integralin sonlu olması durumunda sonsal daęılım hakkında herhangi bilgi içermedięinden, sonsal daęılım ile önsel daęılımın çarpımının  $p(\theta|y) \propto L(\theta|y) \prod \theta$  orantısal olarak yazılması mümkündür (Ma vd., 2021).

Bayesci yaklařımda örnekleme tabanlı yöntemler ile parametrelere ait daęılıma ulařıldıęından ve normallik varsayımına ihtiyaç duyulmadıęından Bayesci yöntemler model tahminlerinde kapsamlı ve saęlam yaklařıma olanak saęlamaktadır (Congdon, 2004). Bu çalıřmada ele alınan VAR (Vektör Otoregresyon) modelinden ilerlendięinde, orta ve kısa vadeli tahminlerde yaygın olarak kullanılmasına raęmen çok fazla parametreye sahip olmasından kaynaklı dezavantaj oluřturabilmektedir. Tek deęiřkenli modellere kıyasla parametrik yönden genellikle daha kapsamlı olan VAR modelleri ařırı parametreleřme (overfitting) eęilimi göstermesi nedeniyle sıklıkla örnekleme dıřı zayıf tahminlere neden olabilmektedir. Litterman, VAR tahmin yöntemindeki bu problemin üstesinden gelebilmek için yeni bir yöntem olan BVAR (Bayesgil Vektör Otoregresif) modelinin kullanımını önermiřtir. Bayesgil önsellerinin kullanılmasını içeren kısıtlar ile model katsayılarındaki verinin etkisinin azaltılması sonucu ařırı parametreleřme problemine çözümler getirmektedir (Ma vd., 2021). Bu çalıřmada VAR modelinin parametrelerinin sonsal daęılımını elde etmeden önce Minnesota’ya dayalı Bayes tahmin yöntemi kullanılmıřtır.

### 3.2. BVAR Modeli

BVAR modeli, kısıtlı veya kısıtsız VAR modelleri ile karřılařtırıldıęında çeřitli açılardan üstünlük göstermektedir. Çok sayıda deęiřken ve az sayıda serbestlik derecesiyle çalıřılmasıyla objektif tahmin yapılmasına olanak saęlamaktadır. Bunun yanı sıra çeřitli arařtırmalarda BVAR modelinin VAR modellerinden çok farklı sonuçlar vermedięi gözlemlenmiřtir (Bikker, 1998: 148). Bu durumun sebebi ise her dönem için en iyi ortak model tahmininin olmaması olarak ifade edilmektedir (Tiao ve Boz, 1981). BVAR modeli sıradan VAR modelinin temel alınmasıyla geliřtirilmiřtir.

$$y_t = \lambda X_t + \sum_{i=1}^k \gamma_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Denklem 3’te verilen kısıtlanmamış VAR modelinde t zamanı, k gecikme sayısını ifade etmek üzere t zamanında K boyutlu rastgele vektör  $y_t$ ’nin değeri modeldeki içsel değişkeni ifade etmektedir.  $X_t$  sabit terim veya dışsal değişkenler gibi her denklemin deterministik kısmı olan n-boyutlu bir vektörü ve  $\lambda$  K-boyutlu katsayı vektörünü temsil etmektedir.  $X_t$ ,  $K \times K_n$  sırasıyla  $x_t = x_t \otimes I_k$ ’nin köşegen blok matrisidir.  $\gamma_i$ , K-boyutlu vektör  $y_{t-i}$ ’nin katsayısı ve K-boyutlu parametrenin kare matrisini göstermektedir.  $\varepsilon_t$  ise K-boyutlu rastgele hata terimidir.

Çok sayıda değişkeni kapsayan kısıtsız VAR modellerinde, modele alınan değişkenler arasındaki bağıllık ilişkisinin modele yansması ve dolayısıyla da çoklu doğrusal bağlantı problemiyle karşılaşılması kaçınılmaz olmaktadır. Model için kullanılan örneklem boyutunun küçük olması halinde de bu durum çözümlenememekte ve katsayı tahminleri yapılamamaktadır. Aynı zamanda kısıtsız VAR modellerinde ele alınan her bir değişkene ait cari ve geçmiş değerlerin yer alması nedeniyle tahmin edilecek katsayılar gözlem sayısına oranla oldukça fazla olmaktadır. Aşırı parametreleşme sorunundan kaynaklı model katsayıları yanlış ya da anlamsız olan ilişkileri gösterebilmektedir. Bu noktada BVAR modelleri, aşırı parametreleşme sorununun ortadan kaldırılmasında önsel bilgileri kullanmaktadır. Buradan hareketle BVAR modelleri, yapısal denklemler ve kısıtsız VAR modelleri arasındaki köprü olarak ifade edilebilmektedir (Bessler ve Kling, 1986: 150). Genel olarak BVAR yaklaşımını, modelde yer alan parametrelere (genel gösterimiyle  $\theta$ ) önsel dağılımların atanması sonucu sonsal dağılımlarının elde edilmesi olarak açıklamak mümkündür (Çoker ve Sezgin, 2007).

### 3.3. Minnesota Önseli

Bayes teorisine göre sonsal ve önsel olasılık dağılımları aynı tür dağılıma ait olduğunda, buna eşlenik dağılım denilmektedir. Parametrelerin eşlenik ön dağılımlar olduğu varsayıldığında, hesaplama miktarını büyük ölçüde azaltmaktadır. Minnesota önseli, eşlenik önsel dağılımlardan bir tanesidir. Katsayılarından oluşan  $\theta$  parametresi için önsel beklenti parametresi olan  $\pi$ ’ye bağlı olarak gösterilen önsel dağılım elde edilmektedir. Bu önsel dağılımla  $\pi$  parametresine bağlı koşullu birleşik olasılık yoğunluk fonksiyonu gösterimi denklem 4’te verilmiştir.

$$p(y/\theta)q(\theta/\pi) \quad (4)$$

Denklem 4’ün  $\theta$  parametresine göre türevinin alınması sonucu,  $\pi$  parametresi için  $y$ ’nin marjinal dağılımı elde edilmektedir. Elde edilen bu dağılım ile modelin uyumu karşılaştırmalı olarak incelenmektedir. Buradan hareketle,  $\pi$ ’ye bağlı önsel dağılım fonksiyonunun ağırlıklandırılmış ortalamasıyla şekillenen olabilirlik fonksiyonu sonsal dağılım olacaktır. Bayes yaklaşımı bir model denklemindeki parametreleri olası bir ön dağılıma sahip rastgele bir değişken olarak ele almakta olup önsel dağılımın tahminden önce tahminci tarafından elde edilen bazı bilgileri içerdiği düşünülmektedir. Ön bilgi eksikliğinden dolayı, bu çalışma katsayı matrisinin önsel dağılımını Minnesota önceliklerini kullanarak tahmin etmektedir. Bu çalışmada, eşlenik önsel dağılım altında VAR modelinde çok fazla parametre problemini çözmek ve modelin tahmin doğruluğunu iyileştirmek için Minnesota önseli kullanılmıştır. Minnesota önselinin kullanılması nedeniyle model, LBVAR olarak isimlendirilmektedir. Minnesota önsel dağılımı, parametrenin önsel dağılımının çok değişkenli normal rastgele dağılım olduğunu (denklem 3’ten hareketle)

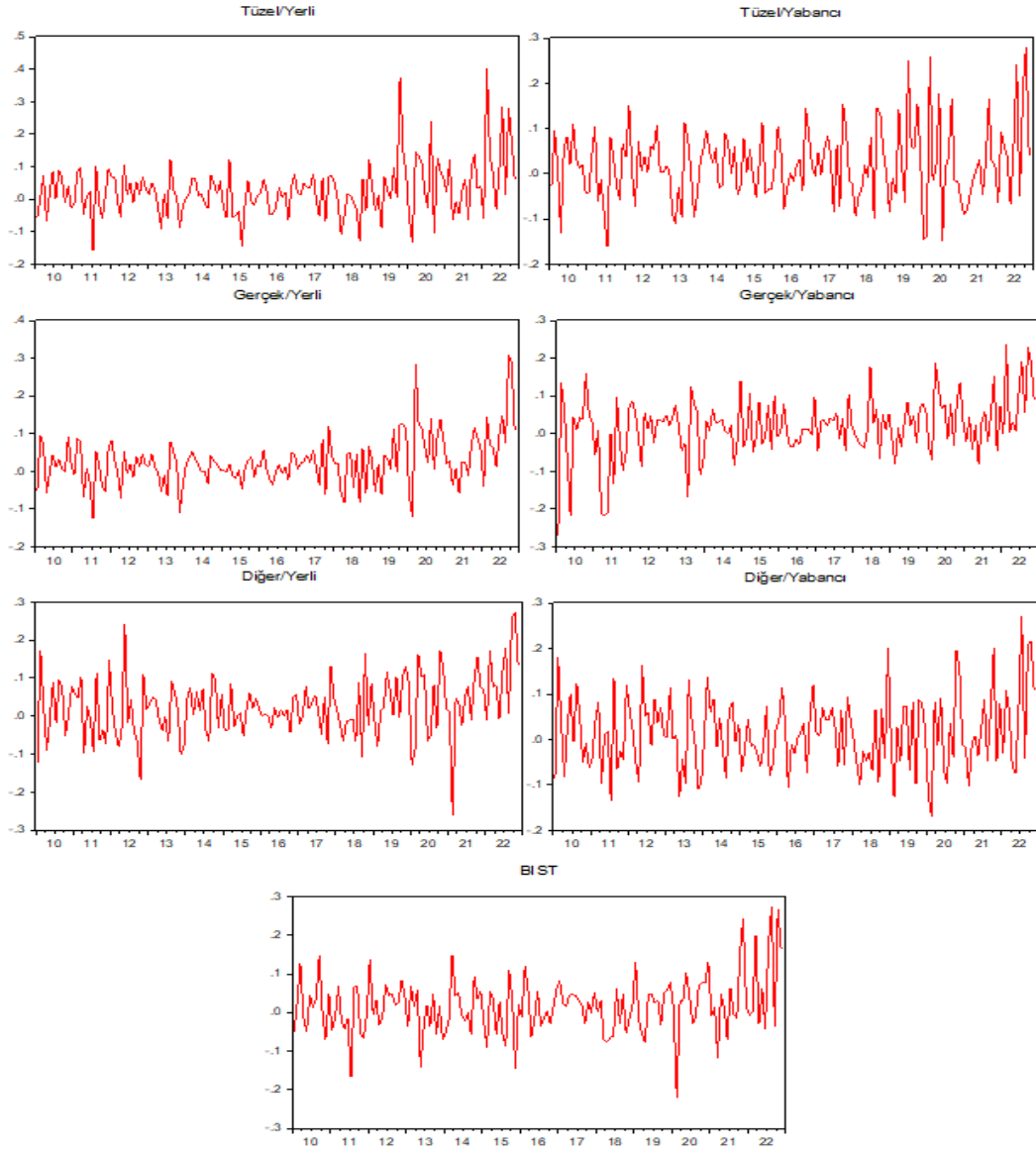
$\gamma_i \sim N(\gamma_0, V_0)$  varsaymaktadır. Burada  $\gamma_0 = \mu_1(1,1, \dots, 1)$ 'nin hiperparametre olduđu  $n^2k$  boyutlu sütun vektörünü ifade etmektedir. BVAR modeli aşırı parametreleşmeyi önlemek için, başlangıç değeri olan  $\mu_1' 0$  olarak almaktadır.  $V_0 = I_n \otimes U_0$ ,  $n^2k \times n^2k$  boyutlu kovaryans matrisini temsil eder; burada  $I_n$ ,  $n$ -boyutlu birim matrisi;  $U_0$ ,  $nk \times nk$  boyutlu köşegen matrisi; köşegen elemanları ise  $Kn \times n$  boyutlu alt blok matrisleri ifade etmektedir. Her bir alt blok matrisinin elemanları denklem 5'te verildiği şekilde ayarlanmaktadır.

$$u_{ij}^k = \begin{cases} \left( \frac{\lambda_1}{k\lambda_2} \right)^2, & i = j, \\ \left( \frac{\lambda_1\lambda_2\sigma_i}{k\lambda_3\sigma_j} \right)^2, & i \neq j, \end{cases} \quad (5)$$

Denklem 5'te  $k$ , modelin gecikme uzunluğunu ve burada  $U_0$  matrisinin köşegenindeki  $p$ 'inci blok matrisini ve  $\sigma_i$ , kovaryans matrisinin  $i$ 'nci köşegen elemanı göstermektedir.  $U_0$  matrisinin diğer diyagonal olmayan ögeleri sıfıra ayarlanmıştır. Minnesota önsel dağılımı ile sırasıyla gecikmeleri ifade eden  $\lambda_1$ ,  $\lambda_2$  ve  $\lambda_3$  üç skaler,  $V_0$  kovaryans matrisinin tüm ögelerinin basitleştirilmesini sağlamaktadır (Yan vd., 2022).

#### 4. Bulgular ve Tartışma

Çalışma kapsamında ele alınan değişkenler; tüzel/yerli, tüzel/yabancı, gerçek/yerli, gerçek/yabancı, diğer/yerli, diğer/yabancı yatırımcı portföyleri ve Borsa İstanbul 100 Endeksi (BİST) 2010:2-2022:12 dönemleri arasında aylık frekansta Borsa İstanbul – Merkezi Kayıt Kuruluşu'ndan (MKK) elde edilmiştir. Değişkenlere ait zaman grafikleri Şekil 1'de verilmiştir.



Şekil 1. Değişkenlere Ait Zaman Grafikleri

Şekil 1’de zaman yolu grafiklerini paylaşılan değişkenlere ait durağanlıklar incelenmiş olup tespit edilen durağan hallerine ait tanımlayıcı istatistikler Tablo 1’de verilmiştir.

**Tablo 1. Tanımlayıcı İstatistikler**

İstatistik Değişken	Gözlem Sayısı	Ortalama	Standart Sapma	Minimum	Maksimum	Çarpıklık	Basıklık	Jarque-Bera
BIST	155	0.01738	0.07389	-0.21999	0.274054	0.49800	4.89108	29.50292 (0.0000)*
Diğer/Yabancı	155	0.01432	0.08081	-0.16872	0.272133	0.41874	3.08700	4.578463 (0.0010)*
Diğer/Yerli	155	0.02475	0.08017	-0.26149	0.273347	0.14847	3.99865	7.010366 (0.0000)*
Gerçek/Yabancı	155	0.01788	0.07997	-0.269	0.234467	-0.49971	4.96668	31.43056 (0.0000)*
Gerçek/Yerli	155	0.02585	0.06626	-0.12564	0.307296	1.12968	6.70910	121.8177 (0.0000)*
Tüzel/Yabancı	155	0.01985	0.08071	-0.16202	0.278622	0.53581	3.73365	10.89264 (0.0043)*
Tüzel/Yerli	155	0.02723	0.08307	-0.15865	0.402678	1.29722	7.24791	160.0108 (0.0000)*

**Not:** \* ile ifade edilen değerler olasılık (probability) değerini ifade etmektedir.

Tablo 1’de tanımlayıcı istatistikleri paylaşılan durağan serilere bakıldığında, Jarque-Bera test istatistiğinden hareketle serilerin normal dağılım göstermediği görülmektedir. Serilere ait birim kök test sonuçları Tablo 2’de verilmiştir.

**Tablo 2. Birim Kök Test Sonuçları**

Test	Augmented Dickey-Fuller (ADF) (Sabit + Trend)			Philips-Peron (PP) (Sabit + Trend)		
	İstatistik	p-değeri*	Karar	İstatistik	p-değeri*	Karar
BIST	-11.545	0.0000	I(0)	-13.372	0.0000	I(0)
Diğer/Yabancı	-12.252	0.0000	I(0)	-13.475	0.0000	I(0)
Diğer/Yerli	-14.580	0.0000	I(0)	-17.530	0.0000	I(0)
Gerçek/Yabancı	-8.2194	0.0000	I(0)	-25.892	0.0000	I(0)
Gerçek/Yerli	-10.471	0.0000	I(0)	-12.078	0.0000	I(0)
Tüzel/Yabancı	-12.593	0.0000	I(0)	-14.225	0.0000	I(0)
Tüzel/Yerli	-12.072	0.0000	I(0)	-13.660	0.0000	I(0)

**Not:** \* ile ifade edilen olasılık değerleri %5 seviyesinde istatistiksel olarak anlamlılığa göre incelenmiştir.

Tablo 2’de verilen durağanlık sınaması sonuçlarına bakıldığında serilerin düzey halleriyle durağan olduğu görülmektedir. Çalışmada durağan olduğu tespit edilen BIST serisinin doğrusallığı BDS (Brock vd., (1987)) testi ile sınanmış olup sonuçları Tablo 3’te verilmiştir.

**Tablo 3. BDS Test Sonuçları**

Boyut	BDS Test İstatistiği	Standart Hata	z-istatistik	p-değeri
2	-0.0057	0.0073	-0.7843	0.4328
3	-0.0192	0.0116	-1.6472	0.0995
4	-0.0106	0.0139	-0.7664	0.4434
5	-0.0134	0.0146	-0.9233	0.3558
6	-0.0177	0.0141	-1.2563	0.2090

Durağan BIST serisine uygulanan BDS test istatistiğine göre “seri doğrusal” şeklinde kurulan sıfır hipotezinin farklı boyutlarda reddedilmediği görülmektedir. Dolayısıyla farklı boyutlarda doğrusal dışılık tespit edilmediğinden analizde doğrusal zaman serisi modellerinin kullanılmasının daha güçlü sonuçlar vermesi beklenmektedir. İlk olarak, VAR modelinde optimal gecikme uzunluğunun belirlenmesine ilişkin bulgular Tablo 4’te verilmiştir.

**Tablo 4. Optimal Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi**

Gecikme	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1312.66	NA	4.55e-17	-17.76	-17.62*	-17.70
1	1432.81	227.22	1.73e-17*	-18.73*	-17.59	-18.26*
2	1477.72	80.65	1.84e-17	-18.67	-16.54	-17.80
3	1520.62	72.96	2.02e-17	-18.59	-15.46	-17.32
4	1563.84	69.37*	2.23e-17	-18.51	-14.38	-16.83
5	1603.52	59.91	2.62e-17	-18.38	-13.26	-16.30
6	1634.76	44.21	3.51e-17	-18.14	-12.02	-15.65
7	1676.00	54.42	4.20e-17	-18.04	-10.92	-15.14
8	1714.30	46.88	5.38e-17	-17.89	-9.77	-14.59

**Not:** “\*” olarak gösterilen değerler uygun gecikmeyi ifade etmektedir

Tablo 4’e bakıldığında bilgi kriterlerine göre optimal gecikme uzunluğunun 1 olduğu görülmektedir. Uygulama aşamasında BVAR modelinin oluşturulmasında Minnesota önseli kullanılmıştır. Minnesota önselinin kullanımında parametreler için olası değerlere ait pek çok kombinasyon denenmiş olup, en uygun tahmin modelinin BVAR(1) ( $\gamma=0.1, w=0.001$ ) olduğu Theil’s U kriterine göre tespit edilmiştir.

2010:1-2021:12 dönemi kapsamında VAR(1) ve BVAR(1) modellerinin oluşturulmasından sonra 2022M01-2022M12 dönemi kapsamında gerçek değerlerle karşılaştırma yapılabilmesi adına 1, 6 ve 12 adım ileri yönelik dönem dışı öngörü performansları karşılaştırılarak Tablo 5’te verilmiştir. Model kurma aşamasında amaç en iyi tahmini gerçekleştiren modelin belirlenmesidir. Bu nedenle modelleme yapılan zaman serileri için tahmin performansının belirlenmesinde bazı değerler hesaplama dışı bırakılmaktadır. Bu şekilde gerçek değerler ile tahmin edilen değerler arasında kıyaslama yapılması sonucu modelin tahmin performansının incelenmesi mümkündür.

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_k^n (A_{t+k+n} - B_{t+k+1})^2}{s}} \quad (6)$$

Model karşılaştırmalarında çeşitli kriterler mevcut olmakla birlikte bu çalışmada; hata oranını değil hata miktarını dikkate alan RMSE (Root Mean Squared Error) ölçütü temel alınmıştır (Bozkurt, 2022: 204). İlgili ölçüte ait formül denklem 6’da verilmiş olup,  $n=1,2,\dots,N$  öngörü adım sayısını;  $s$  ileriye yönelik gerçekleştirilen tahminlerin toplam sayısını;  $A_t$  incelenen değişkenin gerçek değerini ve  $B_t$ ,  $t$  zamanında gerçekleştirilen tahmin değerini ifade etmektedir.

**Tablo. 5. VAR ve BVAR Model Performanslarının Karşılařtırılması**

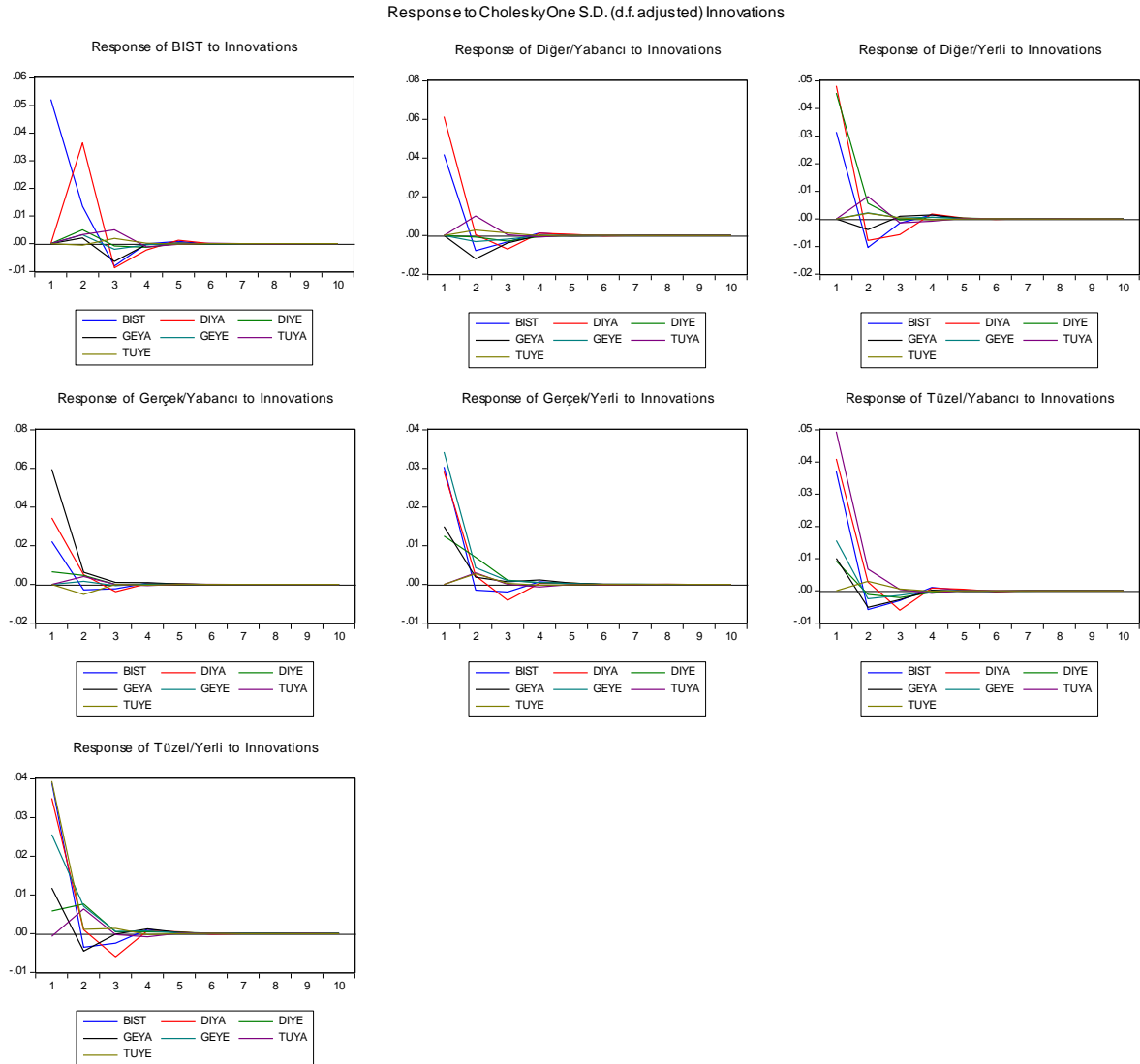
Model	Deęişken	Öngörü Adım Sayısı	RMSE
VAR(1)	BIST	h=1	0.040987
		h=6	0.088204
		h=12	0.145530
BVAR(1)	BIST	h=1	0.030895
		h=6	0.086353
		h=12	0.144829
VAR(1)	Gerçek/Yerli	h=1	0.099002
		h=6	0.070940
		h=12	0.139264
BVAR(1)	Gerçek/Yerli	h=1	0.098152
		h=6	0.070793
		h=12	0.139235
VAR(1)	Gerçek/Yabancı	h=1	0.159864
		h=6	0.100006
		h=12	0.126373
BVAR(1)	Gerçek/Yabancı	h=1	0.157924
		h=6	0.098974
		h=12	0.125996
VAR(1)	Tüzel/Yerli	h=1	0.280929
		h=6	0.173558
		h=12	0.177615
BVAR(1)	Tüzel/Yerli	h=1	0.278026
		h=6	0.172239
		h=12	0.176863
VAR(1)	Tüzel/Yabancı	h=1	0.078753
		h=6	0.061960
		h=12	0.127285
BVAR(1)	Tüzel/Yabancı	h=1	0.077865
		h=6	0.061852
		h=12	0.127153
VAR(1)	Diđer/Yerli	h=1	0.112380
		h=6	0.083404
		h=12	0.135914
BVAR(1)	Diđer/Yerli	h=1	0.111035
		h=6	0.083155
		h=12	0.135781
VAR(1)	Diđer/Yabancı	h=1	0.078041
		h=6	0.070454
		h=12	0.132641
BVAR(1)	Diđer/Yabancı	h=1	0.074424
		h=6	0.069472
		h=12	0.132161

**Not:** Model tahmin sonuçlarında LM testine göre otokorelasyonun olmadığı, White testi göre deęişen varyansın olmadığı ve modellerin kararlılığı sağladığı tespit edilmiştir.

Tablo 5'te optimal gecikme uzunluğu 1 olarak belirlenen VAR ve BVAR modellerinin performansları RMSE kriteri bazında karşılaştırılmıştır. Elde edilen bulgulardan hareketle BVAR(1) modelinin tahmin performansının VAR(1) modeline kıyasla daha başarılı olduğu görülmektedir. Ancak gecikme sayısının fazla olmamasından kaynaklı VAR(1) ve BVAR(1) model performans sonuçlarının birbirine oldukça yakın olduğu görülmektedir. Ancak performansının daha iyi olduğunun tespit edilmesi nedeniyle Minnesota önseliyle tahmin edilen BVAR modeliyle devam edilmiştir. Modele ait etki-tepki fonksiyonları yardımıyla hata terimleri



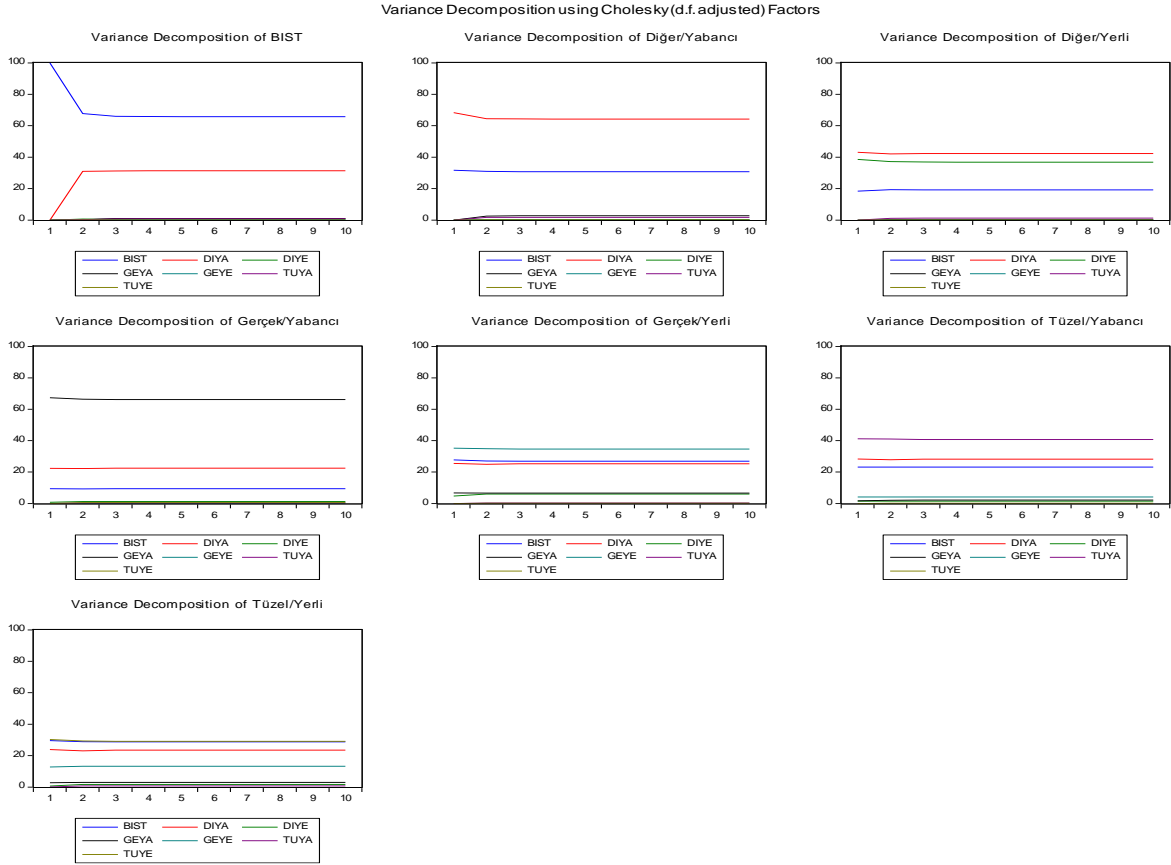
hakkında yorum yapabilmek mümkündür. Değişkenlerin hata terimlerinde meydana gelen şokun diğer değişkenler üzerindeki etkisinin değerlendirilmesi için ilgili grafikler Şekil 2’de verilmiştir.



Gerçek yabancı yatırımcı serisinin hata teriminde bir birimlik standart sapmalı şoka karşılık BIST, 1 ve 2. dönemde artan, 3. dönemde azalan ve 4. dönem itibariyle artan tepkiler vermiştir. 5. dönem itibariyle tepkisiz kalarak ufak azalmalarda eski düzey değerinin altında tepki vermeye devam etmiştir. Gerçek yerli yatırımcı serisinin hata teriminde bir birimlik standart sapmalı şoka karşılık BIST’in gerçek yabancı yatırımcı serisindekiyle benzer şekilde tepki verdiği görülmektedir.

Tüzel yabancı yatırımcı serisinin hata teriminde bir birimlik standart sapmalı şoka karşılık BIST, ilk üç dönemde artan, 4. ve 5. dönemlerde azalan, 6. ve 7. dönemlerde artan, 8. dönem azalan tepki verdikten sonra artış göstererek eski düzey değerinin üstünde tepki vermeye devam etmiştir. Tüzel yerli yatırımcı serisinin hata teriminde bir birimlik standart sapmalı şoka karşılık BIST, ikinci dönemde azalan tepki verdikten sonra 5. döneme kadar artan eğilim göstermiştir. 6.

ve 7. dnemlerde artan tepki verdikten sonra 8 ve 9. dnemlerde azalmıř olup sonrasında eski dzey deęerinin stnde tepki vermeye devam etmiřtir. Herhangi bir deęiřkende meydana gelecek řoklar ve dięer deęiřkenler zerindeki etkisinin incelenmesi iin varyans ayrıřtırma grafikleri řekil 3'te verilmiřtir.



řekil 3. Varyans Ayrıřtırma Analizi

BIST'te meydana gelen deęiřirlięin yaklaşık %67'si endeksin kendi deęiřirlięiyle aıklanmaktadır. İlerleyen dnemler boyunca da deęiřkenlięi yine %65-%67 arasında deęiřmekle birlikte kendi gecikmeleri tarafından aıklanmaktadır. Artan oran sırasına gre; tzel/yerli, gerek/yerli, dięer/yerli, tzel/yabancı, gerek/yabancı ve dięer/yabancı tarafından aıklandığı grlmektedir. Arařtırmada ele alınan zaman aralıęının sonlarında ise endeksteki deęiřirlięin yaklaşık %31'inin dięer/yabancı yatırımcı serisi tarafından aıklandığı tespit edilmiřtir. Elde edilen sonulara gre dięer/yabancı ve tzel/yabancı hari dięer deęiřkenlerin aıklamadaki bařarısızlıęı etki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıřtırma analizi sonularında grlmektedir. Buradan hareketle, BIST 100 Endeksindeki deęiřirlięin hem endeksin kendisi hem de dięer/yabancı ve tzel/yabancı yatırımcılar zerinden aıklanabileceęini sylemek mmkndr.

Elde edilen bulgulara gre BIST 100 Endeksinde meydana gelen deęiřięimin yaklaşık %67'si kendi gecikmeleri ile aıklandığı grlmektedir. Sz konusu durum BIST 100 Endeksindeki deęiřimlerin BIST'teki yatırımcı tabanı, finansal derinlięi ve piyasasının kendi i dinamikleriyle iliřkilendirilebilir. Ayrıca kresel konjonktrdeki deęiřimlerin yanı sıra Trkiye'nin makroekonomik grnm ve finansal geliřmiřlik dzeyi de BIST 100 Endeksindeki deęiřimlerin bařlıca sebeplerindedir.

Yatırımcı profili özelinde ise BIST 100 Endeksinde değişimin yaklaşık %31’inin diğer/yabancı yatırımcılar tarafından açıklandığı tespit edilmiştir. BIST’te faaliyet gösteren diğer yatırımcı profilleri göz önünde bulundurulduğunda diğer/yabancı ve tüzel/yabancı yatırımcılar dışındaki yatırımcıların endeksteeki değişimi açıklamadaki başarısızlığı etki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırma analizi sonuçlarında görülmektedir. Bu noktada BIST 100 Endeksindeki değişimlerde en büyük etkiye sahip yatırımcı profili olan ve diğer/yabancı yatırımcılar olarak sınıflandırılan yabancı yatırım ortaklıkları ve yabancı yatırım fonları göze çarpmaktadır. Analiz sonuçlarında tüzel/yabancı yatırımcıların BIST Endeksindeki değişimlerdeki etkisi tespit edilmiş olsa da söz konusu etki diğer/yabancı yatırımcılara kıyasla oldukça düşüktür. Nitekim mevcut literatürdeki pek çok çalışma uluslararası ölçekte yatırım yapan kurumsal yabancı yatırımcıların yatırım yaptıkları piyasalarda dengeleyici bir etki sağlayarak piyasa etkinliğine katkı sunduklarını ifade etmektedir (Bohl ve Brzeszczyński, 2006; Schuppli ve Bohl, 2010; Koesrindartoto, vd., 2020). Benzer şekilde araştırma sonucunda elde edilen bulgular tüzel /yabancı yatırımcıların BIST 100 Endeksindeki değişimlerin açıklanmasında sınırlı etkilerinin olduğunu göstermektedir.

Küresel konjonktürdeki değişimler özellikle yabancı yatırımcıların yatırım stratejilerini şekillendirmesindeki temel faktörlerdendir. Nitekim Covid-19 pandemisinin etkileri ve Türkiye’deki makroekonomik koşullarla birlikte BIST’te faaliyet gösteren yabancı yatırımcı sayısında önemli düşüşler yaşanmıştır. Özellikle portföy değeri bazında yabancı yatırımcıların payı 2020 yılında %44 iken 2023 yılı mart ayı verilerine göre %28,4’e gerilemiştir. Son yıllarda TCMB tarafından sürdürülen düşük faiz politikası, Türk lirasının döviz kurları karşısındaki aşırı değer kaybıyla birlikte baskılanan döviz kuru ve iç piyasada yaşanan enflasyonist ortamın da etkisiyle BIST’te faaliyet gösteren gerçek/yerli yatırımcıların sayısında önemli artışlar yaşanmış ve söz konusu yatırımcıların sayısı dört milyonu aşmıştır (Merkezi Kayıt Kurulu [MKK], 2023). Ancak gerçek/yerli yatırımcıların sayı ve portföy değeri bazındaki artışlara, yabancı yatırımcıların sayı ve portföy değeri bazındaki azalışlara rağmen BIST 100 Endeksindeki değişimleri açıklamada diğer/yabancı yatırımcı profilinin etkisi dikkat çekicidir.

## 5. Sonuç

Bu çalışmada, BIST’te yatırım yapan yatırımcı türlerinin kimlik tipi (gerçek, tüzel ve diğer) ve uyruğu (yerli, yabancı) göz önünde bulundurularak söz konusu yatırımcıların BIST 100 Endeksi üzerindeki etkileri araştırılmıştır. Bu kapsamda, 2010:2-2022:12 dönemleri arasında aylık frekansta tüzel/yerli, tüzel/yabancı, gerçek/yerli, gerçek/yabancı, diğer/yerli, diğer/yabancı yatırımcıların pay senedi yatırımlarının cari dönem portföy değeri ile BIST 100 Endeks verileri Bayesyen Vektör Otogresif Model (BVAR) tahmini kullanılarak analiz edilmiştir.

Araştırma sonucunda elde edilen bulgulara göre; BIST’te meydana gelen değişkenliğinin yaklaşık %67’si endeksin kendisi tarafından açıklanmaktadır. İlerleyen dönemler boyunca da değişkenliği yine %65-%67 arasında değişmekle birlikte söz konusu değişim endeks tarafından açıklanmaktadır. Dolayısıyla elde sonuçtan, BIST 100 Endeksindeki değişimlerin ortalama %67’sinin BIST’in kendi iç dinamikleri ve Türkiye’nin makroekonomik koşulları çerçevesinde oluştuğu çıkarımı yapılabilir. Ayrıca küresel konjonktürde yaşanan değişimlerin de yatırımcı kararları üzerinde büyük etkisi olduğu gerçeği göz önünde bulundurulduğunda söz konusu değişimlerin BIST 100 Endeksi üzerinde etkili olduğu görülebilmektedir.

Arařtırma sonucunda ulařılan diđer bir sonu ise; BIST 100 Endeksindeki deęiřimlerde etkisi olan yatırımcı trlerinin artan oran sırasına gre tzel/yerli, gerek/yerli, diđer/yerli, tzel/yabancı, gerek/yabancı ve diđer/yabancı yatırımcılar olduęudur. BIST 100 Endeksindeki deęiřimlere en ok etki eden yatırımcı profili ise diđer/yabancı olarak ifade edilen yabancı yatırım ortaklıkları ve yabancı yatırım fonlarıdır. Analiz sonularına gre, zellikle son dnemde BIST 100 Endeksindeki deęiřimlerin yaklaşık %31'inin diđer/yabancı yatırımcı serisi tarafından aıklandıęı tespit edilmiřtir. Diđer/yabancı ve tzel/yabancı dıřındaki yatırımcı trlerinin endeksteki deęiřimleri aıklamadaki bařarısızlıęı etki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıřtırma analizi sonularında tespit edilmiřtir. Dolayısıyla BIST 100 Endeksindeki yatırımcı tabanlı deęiřimlerin diđer/yabancı ve tzel/yabancı yatırımcılar zerinden gzlemlenebileceęi dřnlmektedir. Karatař vd. (2004), İbicioęlu (2012), Kesik vd. (2016), ve řenol ve Ko (2018) tarafından yapılan alıřmalarda da yabancı yatırımcıların BIST endeksini/endekslerini etkiledięi sonucuna ulařılmıřtır. Nitekim arařtırma sonucunda elde edilen sonular, bahsedilen alıřmaların bulgularını desteklemesinin yanı sıra ilgili deęiřkenler arasındaki etkiyi lmlenmesi sebebiyle nemlidir. Yabancı yatırımcı iřlemleri ile BIST endeksi arasındaki iliřkiyi dnemsel olarak inceleyen alıřmalarda Gmř (2010) sz konusu deęiřkenler arasında uzun dnemde iliřki tespit ederken Ustaoglu (2020) ise hem kısa hem de uzun dnemde iliřki tespit etmiř ancak uzun dnemde yabancı yatırımcıların borsa endeksi zerinde daha etkili olduęu sonucuna ulařmıřtır. Bu noktada gelecek alıřmalarda yabancı yatırımcı profilleri ile BIST endeksleri arasındaki iliřki daha uzun dnemlerde ele alınabilir.

Davranıřsal finans literatrndeki geniřleme gz nne alındıęında finansal piyasalar zelindeki alıřmaların daha ok yatırımcı davranıřları zerine yoęunlařtıęı grlmektedir. Bu baęlamda, BIST'te faaliyet gsteren ve endeksi etkileyen yatırımcı profilinin tespit edilmesi Trkiye'deki finansal piyasaların istikrarı aısından nemli bir konudur. zellikle BIST'i etkileyen yatırımcı trlerinin davranıřlarının anlařılması ve lmlenebilmesi hem yatırımcıların yatırım stratejilerini belirlemelerinde (zellikle bireysel yatırımcıların) hem de politika yapıcıların finansal geliřmiřlięe katkı saęlayacak dzenlemeleri oluřturmasında katkı saęlayacaktır. Nitekim arařtırma sonucunda elde edilen bulguların da bu ynde katkı sunması beklenmektedir. Gelecek alıřmalarda BIST'te faaliyet gsteren yatırımcı profilleri baz alınarak sz konusu yatırımcıların yatırım kararları ve davranıřları incelenebilir. alıřmada kullanılan BVAR kestirim modelinin eřitli dzeylerde deęiřkenlerin deęerlerinin tahmin edilmesi iin bařarıyla kullanılabileceęini sylemek mmkndr. Bunun yanı sıra eřitli alıřmalarda BVAR modellerinin VAR modellerinden ok da farklı sonu vermedikleri gsterilmiřtir (Wi, 1999; Bischoff vd., 2000). Bu durum her dnem iin en iyi ortak bir modelin olmamasından kaynaklanmaktadır. Dolayısıyla gelecek alıřmalarda modeller arası karřılařtırma yapılmasının da mmkn olduęu ifade edilebilir.

#### **Arařtırma ve Yayın Etięi Beyanı**

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

#### **Arařtırmacıların Katkı Oranı Beyanı**

1. Yazar %40, 2. Yazar %30, 3. Yazar %30 oranında makaleye katkı saęlamıř olduklarını beyan eder.

#### **Arařtırmacıların ıkar atıřması Beyanı**

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

## Kaynakça

- Akar, C. (2008). Net yabancı işlem hacmi ile hisse senedi getirileri arasında uzun dönemli ilişki var mıdır? *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 22(2), 331-338. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/atauniiibd>
- Atik, M. (2020). Uluslararası sermaye hareketliliği ile sağlanan yabancı yatırımcı oranındaki değişimin Borsa İstanbul üzerine etkisi. *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 12(4), 4097-4112. <https://doi.org/10.20491/isarder.2020.1092>
- Atik, M. ve Yılmaz, B. (2021). Borsa İstanbul'daki yabancı pay değişiminin BİST sektör endeksleri üzerindeki etkisi. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, Ağustos 2021 Özel Sayı, 473-490. <https://doi.org/10.25095/mufad.934431>
- Badrinath, S.G. and Wahal, S. (2002). Momentum trading by institutions. *The Journal of Finance*, 57(6), 2449-2478. <https://doi.org/10.1111/1540-6261.00502>
- Baklacı, H.F. (2009). İMKB’de yabancı yatırımcı işlemleri ve getiri etkileşimi üzerine ampirik bir çalışma. *İMKB Dergisi*, 11(42), 37-59. Erişim adresi: <https://search.trdizin.gov.tr/tr>
- Balat, A. (2020). Türkiye’nin hisse senedi piyasası ile yerli ve yabancı yatırımcı risk iştah endeksi ilişkisi: Eşbütünlük ve nedensellik analizi. *Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 49, 162-171. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/erusosbilder>
- Barber, B.M. and Odean, T. (2008). All that glitters: The effect of attention and news on the buying behavior of individual and institutional investors. *The Review of Financial Studies*, 21(2), 785-818. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhm079>
- Bessler, D.A. and Kling, J.L. (1986). Forecasting vector autoregressions with bayesian priors. *American Journal of Agricultural Economics*, 68(1), 144-151. <https://doi.org/10.2307/1241659>
- BİST. (2023). *Borsa İstanbul*. Erişim adresi: <https://www.borsaistanbul.com/tr/>
- Bikker, J.A. (1998). Inflation forecasting for aggregates of the EU-7 and EU-14 with Bayesian VAR models. *Journal of Forecasting*, 17, 147-165. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-131X\(199803\)17:2<147::AID-FOR674>3.0.CO;2-Q](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-131X(199803)17:2<147::AID-FOR674>3.0.CO;2-Q)
- Boehmer, E. and Kelley, E.K. (2009). Institutional investors and the informational efficiency of prices. *The Review of Financial Studies*, 22(9), 3563-3594. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhp028>
- Bohl, M.T. and Brzezczynski, J. (2006). Do institutional investors destabilize stock prices? Evidence from an emerging market. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 16(4), 370-383. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2005.05.005>
- Bozkurt, İ. (2016). Yerel hisse tercihi ve bedava binici sorunu etkisi temelinde yerli ve yabancı yatırımcı etkileşiminin tespiti. *Sosyal Bilimler Dergisi*, 48, 254-271. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/dpusbe/>
- Bozkurt, G. (2022). *Karma frekanslı zaman serilerinin modellenmesi: Büyük veri örneği* (Yayımlanmamış doktora tezi). Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
- Brunnermeier, M.K. and Nagel, S. (2004). Hedge funds and the technology bubble. *Journal of Finance*, 59, 2013-2040. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2004.00690.x>
- Cao, J., Han, B. and Wang, Q. (2017). Institutional investment constraints and stock prices. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 52(2), 465-489. <https://doi.org/10.1017/S0022109017000102>
- Collins, D.W., Gong, G. and Hribar, P. (2003). Investor sophistication and the mispricing of accruals. *Review of Accounting Studies*, 8, 251-276. <https://doi.org/10.1023/A:1024417513085>
- Congdon, P. (2004). *Bayesian statistical modelling*. West Sussex: John Wiley & Sons Inc.
- Çoker, E. ve Sezgin, F. (2007). Türkiye’deki enflasyonun Bayesci vektör otoregresyon modeller ile incelenmesi. *Öneri Dergisi*, 7(28), 287-300. <https://doi.org/10.14783/maruoneri.684418>

- Doğukanlı, H. ve Çetenak, H. (2008). Yabancı portföy yatırımları ile hisse senedi getirisi arasındaki ilişki: İMKB’de sınama. *Çukurova Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 12(2), 37–57. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/cuiibfd>
- Gao, B., Hao, H. and Xie, J. (2022). Does retail investors beat institutional investors? Explanation of game stop’s stock price anomalies. *Plos One*, 17(10), e0268387. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0268387>
- Gelman, A., Carlin, J.B., Stern, H.S. and Rubin, D.B. (2004). *Bayesian data analysis*. Florida: Chapman-Hall.
- Griffin, J.M., Harris, J.H. and Topaloglu, S. (2003). The dynamics of institutional and individual trading. *The Journal of Finance*, 58(6), 2285-2320. <https://doi.org/10.1046/j.1540-6261.2003.00606.x>
- Gümüş, G.K. (2010). Menkul kıymet piyasalarında yabancı yatırımcıların etkisi: İstanbul Menkul Kıymetler Borsası. *İMKB Dergisi*, 11(44), 61–96. Erişim adresi: <https://search.trdizin.gov.tr/tr>
- Huang, E.J. (2015). The role of institutional investors and individual investors in financial markets: Evidence from closed-end funds. *Review of Financial Economics*, 26(1), 1-11. <https://doi.org/10.1016/j.rfe.2015.05.001>
- İbicioğlu, M. (2012). Yurtdışı yerleşiklerin hisse senedi piyasası üzerindeki etkisi: İMKB’de endeks bazında uygulamalar. *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 21(3), 41–54. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/cusosbil>
- Kaniel, R., Saar, G. and Titman, S. (2008). Individual investor trading and stock returns. *The Journal of Finance*, 63(1), 273-310. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2008.01316.x>
- Karataş, A., Dönmez, Ç.A. ve Kiraz, F. (2004). İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda yabancı yatırımcıların performans analiz. *İktisat İşletme ve Finans*, 19(225), 95–104. Erişim adresi: <http://www.iif.com.tr/>
- Kesik, A., Çanakçı, M. and Tunalı, H. (2016). Analyzing impact of non-residents holdings of equities on BIST (Istanbul Stock Exchange) 100 Index. *Journal of Economics, Finance and Accounting- (JEFA)*, 3(2), 136–166. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/jefa>
- Kılıç, S., Delikanlı, I.U. ve Alp, A. (2020). Yabancı yatırımcı sahipliği oranındaki değişimin getiri, volatilité ve likidite üzerindeki etkisi: BIST GYO sektörü için panel veri analizi. *Business and Economics Research Journal*, 11(2), 397-411. Erişim adresi: <https://www.ceeol.com/>
- Kim, K.A. and Nofsinger, J.R. (2005). Institutional herding, business groups, and economic regimes: Evidence from Japan. *The Journal of Business*, 78(1), 213-242. <https://doi.org/10.1086/426524>
- Koesrindartoto, D.P., Aaron, A., Yusgiantoro, I., Dharmas, W.A. and Arroisi, A. (2020). Who moves the stock market in an emerging country–Institutional or retail investors? *Research in International Business and Finance*, 51, 101061. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2019.101061>
- Korkmaz, T., Çevik, E. I. ve Kırcı Çevik, N. (2017). Yatırımcı ilgisi ile pay piyasası arasındaki ilişki: BİST-100 endeksi üzerine bir uygulama. *Business and Economics Research Journal*, 8(2), 203-215. Erişim adresi: <https://www.ceeol.com/>
- Köycü, E. (2021). Borsa İstanbul’da yerli yatırımcı ile toplam yatırımcı arasındaki nedensellik ilişkisi. *İşletme Bilimi Dergisi*, 9(2), 217-235. <https://doi.org/10.22139/jobs.956148>
- Kumar, A. (2007). Do the diversification choices of individual investors influence stock returns? *Journal of Financial Markets*, 10(4), 362-390. <https://doi.org/10.1016/j.finmar.2007.06.003>
- Lakonishok, J., Shleifer, A. and Vishny, R.W. (1992). The impact of institutional trading on stock prices. *Journal of Financial Economics*, 32(1), 23-43. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(92\)90023-Q](https://doi.org/10.1016/0304-405X(92)90023-Q)
- Li, W. and Wang, S.S. (2010). Daily institutional trades and stock price volatility in a retail investor dominated emerging market. *Journal of Financial Markets*, 13(4), 448-474. <https://doi.org/10.1016/j.finmar.2010.07.003>

- Li, W., Rhee, G. and Wang, S.S. (2017). Differences in herding: Individual vs. institutional investors. *Pacific-Basin Finance Journal*, 45, 174-185. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2016.11.005>
- Merli, M. and Roger, T. (2013). What drives the herding behavior of individual investors? *Dans Finance*, 34(3), 67-104. <https://doi.org/10.3917/fina.343.0067>
- Merton, R.C. (1987). A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. *The Journal of Finance*, 42, 483-510. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1987.tb04565.x>
- MKK. (2023). Uyruk bazında yatırımcı sayıları. Erişim adresi: <https://www.vap.org.tr/uyruk-bazinda-yatirimci-sayilari>
- Nofsinger, J.R. and Sias, R.W. (1999). Herding and feedback trading by institutional and individual investors. *The Journal of Finance*, 54(6), 2263-2295. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00188>
- Okuyan, H.A. ve Erbaykal, E. (2011). İMKB’de yabancı işlem ve hisse senedi getirileri ilişkisi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 12(2), 256–264. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/doujournal>
- Pirinsky, C.A. and Wang, Q. (2004). *Institutional investors and the comovement of equity prices* (SSRN Working Paper No. 585884). <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.585884>
- Rodrik, D. and Subramanian, A. (2009). Why did financial globalization disappoint? *IMF Staff Papers*, 56(1), 112-138. <https://doi.org/10.1057/imfsp.2008.29>
- Saraç, T.B., İskenderoğlu, Ö. ve Akdağ, S. (2016). Yerli ve yabancı yatırımcılara ait risk iştahlarının incelenmesi: Türkiye örneği. *Sosyoekonomi*, 24(30), 29-44. <https://doi.org/10.17233/se.2016.10.002>
- Schuppli, M. and Bohl, M.T. (2010). Do foreign institutional investors destabilize China’s A-share markets? *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 20(1), 36-50. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2009.10.004>
- Sias, R.W., Starks, L.T. and Titman, S. (2006). Changes in institutional ownership and stock returns: Assessment and methodology. *The Journal of Business*, 79(6), 2869-2910. <https://doi.org/10.1086/508002>
- Sims, C.A. and Zha, T. (1998). Bayesian methods for dynamic multivariate models. *International Economic Review*, 39(4), 949-968. <https://doi.org/10.2307/2527347>
- Spencer, D.E. (1993). Developing a Bayesian vector autoregression forecasting model. *International Journal of Forecasting*, 9, 407–421. [https://doi.org/10.1016/0169-2070\(93\)90034-K](https://doi.org/10.1016/0169-2070(93)90034-K)
- Stiglitz, J.E. (2000). Capital market liberalization, economic growth, and instability. *World Development*, 28(6), 1075-1086. [https://doi.org/10.1016/S0305-750X\(00\)00006-1](https://doi.org/10.1016/S0305-750X(00)00006-1)
- Şenol, Z. ve Koç, S. (2018). Yabancı portföy yatırımları, borsa ve makroekonomik değişkenler arası ilişkilerin VAR yöntemiyle analizi: Türkiye örneği. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, 21, 1–20. <https://doi.org/10.18092/ulikidince.358108>
- Tiao, G. and Box, G. (1981). Modeling multiple time series with applications. *Journal of American Statistical Association*, 76, 802–816. <https://doi.org/10.1080/01621459.1981.10477728>
- Ustaoğlu, E. (2020). Yabancı işlemleri ile BIST100 Endeksi arasındaki ilişki: ARDL sınır testi yaklaşımı. *Karadeniz Sosyal Bilimler Dergisi*, 12(23), 322-336. <https://doi.org/10.38155/ksbd.779386>
- Warther, V.A. (1995). Aggregate mutual fund flows and security returns. *Journal of Financial Economics*, 39(2-3), 209- 235. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(95\)00827-2](https://doi.org/10.1016/0304-405X(95)00827-2)
- Wermers, R. (1999). Mutual fund herding and the impact on stock prices. *The Journal of Finance*, 54(2), 581-622. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00118>
- Yan, H., Xiao, W., Deng, Q. and Xiong, S. (2022). Analysis of the impact of U.S. trade policy uncertainty on China based on Bayesian VAR Model. *Journal of Mathematics*, 22, 7124997. <https://doi.org/10.1155/2022/7124997>

## **THE INVESTOR PROFILES AFFECTING BORSA ISTANBUL 100 INDEX: LOCAL OR FOREIGN?**

### **EXTENDED SUMMARY**

#### **Research Subject and Purpose**

Stock markets play an important role in channeling household savings to the real and public sectors, as well as contributing to the development of national economies. Since the late 1980s, global financial liberalization and foreign exchange regime changes have paved the way for international capital and, thus, foreign investor inflows to many developing countries. With their portfolio investments, foreign investors contribute not only to the development of money and capital markets in countries where the local investor base is weak but also cause the investor base in these markets to change. The enlargement of the investor base, along with the increase in the diversity of investors operating in local stock markets, the entry of foreign investors (corporate/individual) into local markets also affects the price, volatility and liquidity of stocks.

Since the end of the 80s, there has been a significant increase in the number of investors trading in the stock markets of developing countries. It is observed that the enlargement of the investor base in the stock markets with the entry of institutional/individual foreign investors into the markets contributes significantly to the financial development of especially developing countries. However, it is seen that there are different opinions about the effect of each investor type that forms the investor base in the current literature on financial markets. Understanding the behavior of investor types operating in today's financial markets and to what extent these behaviors will affect the market is an important issue for the development and stability of emerging markets like Turkey. In this context, the effects of these investors on the Borsa Istanbul (BIST) 100 Index were investigated by considering the identity type (retail, institutional and other) and nationality (local, foreign) of the investors investing in BIST.

The study is expected to contribute to the literature in two dimensions. The first of these is that the research differs from the existing literature because the identity type (real, legal and other) and nationality (domestic, foreign) of the investors that make up the research data set are discussed. Determining the identity type and nationality of the investors affecting the BIST 100 Index will be useful in understanding the price formations in BIST, and it is also important in guiding investors and policymakers. Another expected contribution of the study to the literature is the method used to analyze the data set. In the studies in the current literature, the Granger causality test, ARDL bounds test and Vector Autoregression (VAR) method are frequently used in examining the relations between domestic/foreign investors and BIST index(s). For this reason, since the analysis method of the study differs from the literature, it is expected to contribute to the literature.



### **Data and Method**

In this study, the current period portfolio value of stock investments of institutional/local, institutional/foreign, retail/local, retail/foreign, other/local, other/foreign investors and BIST 100 Index data between 2010:2-2022:12 Analyzed using Bayesian Vector Autoregressive Model (BVAR) estimation.

### **Results**

According to the findings obtained from the research, Approximately 67% of the volatility in the BIST 100 Index is explained by itself. During the following periods, the variability also changes between 65% and 67%, and the index also explains the variability. According to the results obtained in terms of investor profile, it has been determined that approximately 31% of the changes in the BIST 100 Index, especially at the end of the period covered in the research, are explained by foreign investment partnerships and foreign investment funds classified as other/foreign investors.

Determining the investor profile operating in BIST and affecting the index is an important issue for the stability of financial markets in Turkey. Understanding and measuring the behavior of investor types that affect BIST, in particular, will contribute to investors' investment strategies (especially individual investors) and policymakers' creation of regulations that will contribute to financial development. The findings obtained from the research are expected to contribute to this direction. In future studies, these investors' investment decisions and behaviors can be examined based on the types of investors operating in the BIST. The BVAR estimation model used in the study can successfully estimate the values of variables at various levels. In addition, it has been shown in multiple studies that BVAR models give few different results from VAR models (Wi, 1999; Bischoff, 2000). This is due to the need for a best common model for each period. Therefore, it is possible to make comparisons between models in future studies.

# TÜRKİYE EKONOMİSİNDE İŞSİZLİK HİSTERİSİ HİPOTEZİNİN GEÇERLİLİĞİNİN ANALİZİ: 1988-2020 DÖNEMİ

## The Analysis of the Validity of the Unemployment Hysteresis Hypothesis in Türkiye Economy: The Period of 1988-2020

Mert Anıl ATAMER\*, Mehmet UÇAR\*\* & Mücahit ÜLGER\*\*\*

### Öz

İşsizlik oranı, ülke ekonomilerinin durumlarını analiz etmede kullanılan önemli ve kritik göstergelerden birisidir. Histeri ise işsizliğe yönelik şokların kalıcı etkileri olduğunu belirten bir kavramdır. Bunun için geçici şokların işsizlik üzerindeki etkisi İşsizlik Histerisi Hipotezi ile analiz edilmektedir. Literatürde işsizlik histerisinin varlığı sıklıkla araştırılan konular arasında yer almaktadır. Bu çalışmanın literatürde az rastlanan değişkenleri kullanması ve uygulama metodu açısından literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir. Çalışmada Türkiye’de 1988-2020 yılları arasındaki işsizlik verileri sadece toplam işsizlik için değerlendirilmemiş olup, kadın, erkek ve toplam işsizlik için ayrı ayrı değerlendirilmiştir. Literatürde çok fazla araştırma konusu olamayan bu değişkenler Genişletilmiş Dickey Fuller Testi, Phillips Perron Birim Kök Testi, Zivot Andrews Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi, Lumsdaine Papell Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi ve Lee Strazicich Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi kullanılarak ayrı ayrı analiz edilmiştir. Birden fazla birim kök testi ile yapılan çalışmanın sonucunda birim kök testlerinin çoğunda belirlenen dönem için Türkiye’de kadın, erkek ve toplam işsizlik üzerinde işsizlik histerisi hipotezinin geçerli olduğu görülmektedir.

### Anahtar

#### Kelimeler:

İşsizlik Oranı,  
İşsizlik Histerisi  
Hipotezi,  
Birim Kök Testi.

#### JEL Kodları:

E24, C12, C01.

### Abstract

Unemployment rate is one of the important and critical indicators used to analyze the economic situation of countries. Hysteresis is a concept that indicates that shocks have permanent effects on unemployment. For this reason, the effect of temporary shocks on unemployment is analyzed with the Unemployment Hysteresis Hypothesis. The existence of unemployment hysteresis is among the frequently researched subjects in the literature. It is thought that this study will contribute to the literature in terms of using rare variables. In the study, unemployment data between 1988 and 2020 in Türkiye were evaluated not only for total unemployment, but also separately for women, men and total unemployment. These variables, which are not the subject of much research in the literature, were analyzed separately by using the Augmented Dickey Fuller Test, Phillips Perron Unit Root Test, Zivot Andrews Unit Root Test, Lumsdaine Papell Unit Root Test with Structural Break and Lee Strazicich Unit Root Test with Structural Break. As a result of the study conducted with more than one unit root test, it is seen that the unemployment hysteresis hypothesis is valid on female, male and total unemployment in Türkiye for the period determined in most of the unit root tests.

### Keywords:

Unemployment  
Rate,  
Unemployment  
Hysteresis  
Hypothesis,  
Unit Root Test.

### JEL Codes:

E24, C12, C01.

\* Öğr. Gör., Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi, Gülşehir Sosyal Bilimler Meslek Yüksekokulu, Türkiye, mertatamer@nevsehir.edu.tr, ORCID: 0000-0002-1238-9020

\*\* Öğr. Gör. Dr., Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi, Gülşehir Sosyal Bilimler Meslek Yüksekokulu, Türkiye, mehmet.ucar@nevsehir.edu.tr, ORCID: 0000-0001-6078-7536

\*\*\* Öğr. Gör., Kırşehir Ahi Evran Üniversitesi, Mucur Meslek Yüksekokulu, Türkiye, mucahit.ulger@ahievran.edu.tr, ORCID: 0000-0003-0300-099X

Makale Geliş Tarihi (Received Date): 10.01.2023 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 22.06.2023

Bu eser Creative Commons Atf 4.0 Uluslararası Lisansı ile lisanslanmıştır.



## 1. Giriş

Ülke ekonomilerinin en temel makroekonomik sorunlarından birisi olan işsizlik, çalışma çağına ve çalışma isteği olup, ancak iş bulamama durumu olarak tanımlanmaktadır. İşsizliğin kalıcılığı konusu, genel refah ve politika tasarımı üzerinde nasıl bir etkiye sahip olduğu yıllar boyunca dikkat çeken bir konu olmuştur. Ülke ekonomilerinde yaşanan yapısal değişimlerle birlikte özellikle kriz dönemi sonrasında işsizliğin durumunda farklılıklar meydana gelebilmektedir. Bu durum işsizlik histerisi yaklaşımı, doğal oran yaklaşımı ve yapısalcı yaklaşım olmak üzere üç farklı yaklaşımla açıklanabilmektedir. Özellikle İşsizlik histerisi, makroekonomide uzun süredir devam eden bir sorun olmuştur.

İlk yapılan çalışmalarda Phelps (1967), Friedman (1968) ve Phelps (1968) tarafından öne sürmüş oldukları görüşe göre işsizlik durağan ve ortalamaya dönen bir süreç olmalıdır. İşsizliğin zaman serisi özelliklerini ifade eden iki temel hipotez yer almaktadır. Bunlardan ilki işsizlik oranlarının zaman serisi özelliklerini doğru bir şekilde açıklıyorsa, doğal orandan sapmalar kısa ömürlü olacaktır ve sonunda yok oldukları görülecektir. İşsizliğin zaman serisi özelliklerini ifade eden diğer bir hipotez Blanchard ve Summers (1986) çalışmalarına kadar uzanan histerezis hipotezinde, yapısal dalgalanmaların işsizlik düzeyi üzerinde kalıcı etkileri olduğu belirtilmektedir. Dolayısıyla meydana gelecek bir şokun işsizlik üzerindeki etkisi oldukça kalıcı olacak ve denge düzeyine dönme eğilimi olmayacaktır. Ayrıca histerezis, konjonktürün yapısal işsizlik üzerindeki etkisini ifade etmektedir (Blanchard ve Summers, 1986).

İşsizliğin durağan olup olmadığını ifade eden teorilere ek olarak işsizliğin geçmiş durumu ekonomik kalkınma ile ilgili olduğu iki hipotez aracılığıyla değerlendirilebilmektedir (Røed, 1997). Bu hipotezlerden birincisi işsizlik dinamiklerini ortalama bir geri dönüş süreci olarak nitelendiren ve dolayısıyla istikrarlı bir enflasyon oranıyla nitelendiren Doğal İşsizlik Oranı veya NAIRU (Non-accelerating Inflation Rate of Unemployment - Enflasyonu Hızlandırmayan İşsizlik Oranı) hipotezidir ve işsizliğin geçici olduğunu ifade etmektedir. Bu doğal işsizlik oranı teorisi, işsizlik oranının yüksek kalıcılığı nedeniyle sorgulanmıştır (Cho ve Rho, 2019). İkinci hipotez ise Blanchard ve Summers (1986) tarafından ortaya konan işsizlik histerisi hipotezidir. İşsizlik histerisi hipotezi doğal oran hipotezinin aksine işsizliğin geçici değil kalıcı olduğunu ifade etmektedir. İşsizlik oranlarının davranışını açıklayan teoriler arasında ayırım yapmak için birim kök testleri yaygın olarak uygulanmıştır. Histerezis hipotezi birim kök süreci olarak formüle edilmiştir. Bunun reddedilmesi, doğal oran hipotezine ve yapısalcı hipoteze destek sağlamaktadır (Romero-Ávila ve Usabiaga, 2007).

Doğal oran hipotezine göre, işsizlik oranında bir durgunluktan sonra doğal düzeyine dönme eğiliminde olduğu görülmektedir (Friedman, 1968). Histeri hipotezi ise bu çıkarımı desteklememektedir. Bunun yerine, durgunluğun işsizlik oranı üzerinde kalıcı bir etkisi olduğunu öne sürmektedir (Blanchard ve Summers, 1986). Çeşitli ülkelerde ve ülke gruplarında işsizlik oranı hareketiyle ilgili ampirik araştırmalara bakıldığında, işsizlikte histerinin mevcut olduğunu (Smyth ve Easaw, 2001; Chang, 2011) ve mevcut olmadığını (Lee ve Chang, 2008; Srinivasan ve Mitra, 2012) bulan çok fazla çalışmanın olduğu görülmektedir.

Çalışmadaki temel amacı, Türkiye ekonomisinde kadın, erkek ve toplam işsizlik oranları üzerinden birim kök testleri aracılığıyla işsizlik histerisi hipotezinin geçerliliğini analiz etmek ve Türkiye ekonomisinin davranışı üzerindeki etkilerini belirlemektir. Türkiye’de yaşanan krizler incelendiğinde 1990 yılı sonrasında 1994, 1998-1999, 2001, 2008-2009 dönemlerinde yaşanan krizler Boratav (2019) ve bütün dünyada etkisini gösteren pandemi sürecinin de dahil olmasıyla

birlikte Trkiye ekonomisinin son 30 yılda önemli kırılma noktalarına sahip olduęu görlmektedir. Özellikle pandemi sürecinde işçi çıkarma yasaklanmış, bunun yerine işçilerin ücretsiz izne çıkarılmaları tercih edilmiştir. Normalleşme sürecine dönldğnde bu önlemlerin işsizlik üzerindeki etkilerinin nasıl olduęu da incelenebilecektir. Çalışmada işsizlik histerisi hipotezinin Trkiye'nin son 30 yılındaki işsizlięi üzerinde geçerli olup olmadığı incelenmiştir. Bu sayede tüm bu olumsuz şartlar nedeniyle ortaya çıkan işsizlięin kalıcı mı yoksa geçici mi olduęu sorusu araştırılmıştır. İncelemeler yapılırken tek başına toplam işsizlik hesaba katılmamış olup, işsizlik durumu kadın ve erkek işsizlikleri de dikkate alınarak ayrı ayrı analize dahil edilmiştir. Modelde kullanılan birim kök testlerine karar verirken yapısal kırılmasız, tek yapısal kırılmalı ve çift yapısal kırılmalı birim kök testleri tercih edilmiştir.

Trkiye ekonomisi için önemli kırılma noktalarını barındıran son 30 yıl boyunca işsizlikte artışlar meydana gelmiştir. Çalışmanın motivasyonu, literatrde sıklıkla arařtırmalara konu olan işsizlik histerisi hipotezinin geçerlilięini Trkiye'nin son 30 yılını dikkate alarak incelemektir. Yaşanan olumsuzlukların Trkiye'de işsizlik üzerindeki etkilerinin kalıcı olup olmadığı konusu arařtırılarak politika yapıcılarına yol göstermek amaçlanmıştır. Bu çalışmanın literatre katkısı, işsizlięin kadın, erkek ve toplam işsizlik olarak ayrı ayrı incelenmesidir. Literatrde genellikle işsizlik toplam olarak ele alınırken bu çalışmada kadın, erkek ve toplam işsizlik olarak ele alınmış ve işsizlięin kalıcı veya geçici etkileri kadın ve erkek işsizlikleri üzerinde de incelenmiştir. Özellikle kadınların bir bölümnn evlendikten veya anne olduktan sonra işe devam etmemeyi tercih edebilmeleri, işsizlięin sadece toplam olarak deęil kadın ve erkek işsizlięi olarak da ayrı ayrı incelenmesini gerektirmektedir. Bu çalışma, işsizlikteki kalıcılıęın sadece kadınlar için deęil erkekler için de geçerli olduęunu ortaya koymaktadır.

Çalışmanın giriş bölümnden sonraki ikinci bölümde geniř bir literatr özetine yer verilmiştir. Sonrasında üçnc bölümde metodolojiden bahsedilmiştir. Drdnc bölümde uygulama ve politika çıkarımlarına yer verilirken, beřinci bölümde ise sonuçlar yer almaktadır.

## 2. Literatr

Blanchard ve Summers (1986) tarafından bir işsizlik denklemini tahmin eden ve kanıt saęlayan etkili bir çalışma yapıldıęından bu yana, işsizlik oranının modellenmesine iliřkin ampirik literatr önemli ölçde geniřlemiştir. Histeri hipotezinin varlıęı incelenirken birim kök testleri birçok arařtırmacı tarafından tercih edilen bir yöntem olmuřtur (Şak, 2021; Yurtkuran, 2021). İşsizlik histerisi hakkında yapılan çalışmalar Tablo 1'de özetlenmiştir. Tablo 1'de yer alan literatr incelendięinde işsizlik histerisinin geçerlilięi hakkında bir fikir birlięinin olmadığı açıkça görlmektedir. Bunun yanında lke ya da lke gruplarına uygulanan farklı birim kök testleri ile farklı sonuçlara ulařıldıęı anlaşılmaktadır.

**Tablo 1. Literatür Özeti**

Yazar/Yıl	Ülke(ler)	Veri Seti	Yöntem	Sonuç
Jaeger ve Parkinson (1994)	Almanya, ABD, Birleşik Krallık ve Kanada	1961-1991	ADF birim kök testi	ABD hariç tüm ülkelerde işsizlik histerisi mevcuttur.
Røed (1996)	16 OECD ülkesi	1970(Q1)-1974(Q4)	ARMA modeli	ABD hariç diğer ülkelerde işsizlik histerisi mevcuttur.
Smyth ve Easaw (2001)	ABD	1948-1998	RATCHET modeli	İşsizlik histerisi mevcuttur.
Camarero ve Tamarit (2004)	19 OECD ülkesi	1956-2001	Birim kök testleri	7 ülke hariç diğer ülkelerden hiçbirinde işsizlik histerisi mevcut değildir.
Chang vd. (2005)	10 Avrupa ülkesi	1961-1999	SURADF birim kök testi	Belçika ve Hollanda hariç tüm ülkelerde işsizlik histerisi mevcuttur
Pazarlıoğlu ve Çevik (2007)	Türkiye	1939-2005	RATCHET modeli	İşsizlik histerisi mevcuttur.
Romero-Ávila ve Usabiaga (2007)	ABD ve İspanya	1976-2004	Birim kök testleri	ABD için işsizlik histerisi mevcut değildir.
Lee ve Chang (2008)	14 OECD ülkesi	1946-2004	Birim kök testleri	İşsizlik histerisi hiçbir ülkede mevcut değildir.
Gomes ve da Silva (2008)	Brezilya ve Şili	Brezilya: 1980-2002 Şili: 1982-2004	İki kırılmalı LM birim kök testini	İki ülke için de işsizlik histerisi mevcuttur.
Yılancı (2009)	Türkiye	1923-2007	Kırılmalı birim kök testlerinden Perron, Zivot-Andrews (ZA), Lumsdaine – Papell (LP) ile bir ve iki kırılmalı LM birim kök testleri	İşsizlik histerisi mevcuttur.
Chang (2011)	17 OECD ülkesi	1960- 2009	Fourier birim kök testleri	İşsizlik histerisi mevcuttur.
Güloğlu ve İspir (2011)	Türkiye	1988-2008	Panel birim kök testleri	İşsizlik histerisi mevcut değildir.
Srinivasan ve Mitra (2012)	Fransa ve Almanya	1955-2010	Birim kök testleri	İki ülkede de işsizlik histerisi mevcut değildir.
Chang ve Su (2014)	Tayvan	1978-2012	Panel KPSS ve Fourier KPSS birim kök testleri	Yükseköğül mezunları hariç tüm eğitim düzeylerinde işsizlik histerisi mevcuttur.
Bolat vd. (2014)	17 Euro bölgesi ülkesi	2000-2013	Doğrusal olmayan panel birim kök testleri	11 ülkede işsizlik histerisi mevcuttur.
Klinger ve Weber (2016)	Almanya ve ABD	1960(M1)-2015(M6)	Markov switching modeli	Almanya için işsizlik histerisi mevcuttur.
García vd. (2017)	Meksika	1999-2014	VAR modeli	İşsizlik histerisi mevcuttur.
Yavuzaslan vd. (2017)	Türkiye	2005(M1)-2017(M2)	Yapısal kırılmalı birim kök testleri	İşsizlik histerisi mevcuttur.
Koçbulut ve Bolat (2017)	7 Balkan ülkesi	2004(Q1)-2016(Q2)	İkinci nesil panel birim kök testleri	Ülkelerin hiçbirinde işsizlik histerisi mevcut değildir.

**Tablo 1. Devamı**

Bozkurt ve Altınar (2018)	Türkiye	1982-2017	Yapısal kırılmalı birim kök testleri ve doğrusal birim kök testleri	İřsizlik histerisi mevcut deęildir.
Akcan (2019)	Türkiye	2005(M1)-2017(M6)	Geniřletilmiş Dickey Fuller ve Philips Perron birim kök testleri	Genç iřsizlik oranında genel iřsizlik oranından daha çok iřsizlik histerisi mevcuttur.
Cho ve Rho (2019)	Birleřik Krallık ve ABD	Birleřik Krallık: 1855-2017 ABD: 1750-2005	AR modeli	Birleřik Krallık için 1917'den 1951'e ve 1958'den 1982'ye kadar olan yıllar için iřsizlik histerisi mevcuttur. ABD için ise 1929 yılında Büyük Buhran bařladıęında doğal orandan sapmalar zirveye ulařmış ve 1943 yıllarında normal seviyeye dönmüřtür.
Sigeze vd. (2019)	AB ülkeleri ve Türkiye	1991-2016	Fourier-KPSS birim kök testleri	İsveç, Kıbrıs, Letonya ve Belçika hariç seçilen tüm ülkeler için iřsizlik histerisi mevcuttur.
Çemrek ve Şeker (2020)	Türkiye	2005(M1)-2019(M6)	Tek kırılmalı birim kök testleri Zivot-Andrews birim kök testi (ZA), Lee ve Strazicich (LS)	Kadınlarda iřsizlik histerisi mevcuttur.
Pata (2020)	15 OECD ülkesi	1991(Q1)-2019(Q2)	Fourier birim kök testleri	Mevcut ülkelerin 12'sinde iřsizlik histerisi mevcut deęildir.
Bozgeyik (2020)	E7 Ülkeleri	1991-2018	Yapısal kırılmalı birim kök testleri	Çin hariç dięer ülkeler için iřsizlik histerisi mevcut deęildir.
Yurtkuran (2021)	Türkiye	2006(Q1)-2019(Q2)	Fourier birim kök testi (Narayan-Popp, Fourier ADF ve Fourier KSS)	İřsizlik histerisi mevcuttur.
Şak (2021)	Türkiye	1988-2018	Fourier birim kök testleri	Toplam iřsizlik ve erkek iřsizlięi için iřsizlik histerisi mevcut deęildir.
Caporale vd. (2022)	27 AB üyesi ülke	2000(Q1)-2020(Q4)	AR modeli	Ülkelerin genelinde iřsizlik histerisi mevcuttur.

Ampirik literatürün özet tablosuna bakıldıęında, kullanılan birim kök testlerinin türüne göre üç farklı çalışma grubunun olduęu görölmektedir. İlk çalışma grubuna göre, temel olarak geniřletilmiş Dickey ve Fuller (1979) tipi geleneksel birim kök testlerinin uygulandıęı belirlenmiřtir. İkinci çalışma grubunda Zivot ve Andrews (2002) tipi yapısal kırılmalı birim kök testlerinin kullanıldıęı tespit edilirken, üçüncü çalışma grubunda ise panel birim kök testlerinin uygulandıęı anlařılmaktadır.

Tablo 1’de özellikle Türkiye ekonomisi için literatür incelendiğinde işsizlik histerisi mevcut olan ve mevcut olmayan çalışmalar bulunmaktadır. Son yıllarda yapılan iki önemli çalışma incelendiğinde Yurtkuran (2021) tarafından 2006(Q1)-2019(Q2) üçer aylık veriler ile işsizlik histerisinin geçerli olup olmadığının tespit edilebilmesi için Narayan-Popp, Fourier ADF ve Fourier KSS birim kök testleri kullanılmıştır. Çalışma sonucunda Türkiye ekonomisinde işsizlik histerisi hipotezinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Buna karşın Şak (2021) tarafından yapılan çalışmada 1988-2018 yıllık verileri ile işsizlik histerisinin geçerli olup olmadığının tespit edilebilmesi için Fourier Kruse birim kök testi kullanılmıştır. Hem toplam işsizlik hem de erkek işsizliği için işsizlik histerisinin mevcut olmadığı tespit edilmiştir.

### 3. Metodoloji

Bu çalışmada kadın, erkek ve toplam işsizlik oranına ilişkin; Genişletilmiş Dickey Fuller Testi, Phillips Perron Birim Kök Testi, Zivot Andrews Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi, Lumsdaine Papell Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi ve Lee Strazicich Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi olmak üzere 5 tane birim kök testi gerçekleştirilerek işsizlik histerisinin varlığı araştırılmıştır:

#### 3.1. Birim Kök Testleri

Zaman serilerinde çeşitli nedenlerle seriler denge durumlarından uzaklaşarak dengesiz duruma gelebilir, sonrasında ise dengesizliğe neden olan ekonomik şoklar gibi nedenler etkisini kaybederek seriler yeniden denge durumuna ulaşabilmektedir. Diğer taraftan şokların etkisi her zaman geçici olmayabilir. Bu durumda serilerin dengeye dönme eğilimleri oluşmamakta ve zamanla dengeden uzaklaşmaktadır. Dengeye dönme eğilimi olmayan serilerle yapılan analizlerde ise sahte ilişkiler ortaya çıkmaktadır.

İstatistiksel olarak denge kavramı durağanlık kavramı ile açıklanmaktadır. Serilerin durağanlığı ise temelde serilerin ortalama, varyans, kovaryans ve dağılım durumuna bağlı olarak karakterize edilmektedir. Durağan bir süreç, serinin ortalamasının ve varyansının zamana göre değişmediği, serinin otokovaryansının ise zamana göre değil yalnızca uzaklığa göre değiştiği süreç olarak nitelendirilmektedir. Matematiksel olarak bu koşullar 1, 2 ve 3 numaralı denklemlerde gösterilmiştir.

$$E(X_t) = \mu \quad (1)$$

$$Var(X_t) = \hat{\sigma}^2 \quad (2)$$

$$Cov(X_t, X_{(t-k)}) = \gamma_k \quad (3)$$

Bu koşulların sağlandığı durumlar zayıf durağanlık olarak belirtilirken, serinin olasılık dağılımının normal dağılıma uygunluğu ek koşulu ile güçlü durağanlık koşulları sağlanmış olmaktadır. Uygulamada ise durağanlık sıklıkla zayıf durağanlığa tekabül etmektedir.

Araştırmalarda bir zaman serisinin durağan olup olmadığının belirlenmesi amacıyla birçok yöntem mevcuttur. Serilerin zaman serisi grafiklerinin incelenmesi, otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon değerlerine bakılması serilerin durağan olup olmadığına ilişkin fikir verebilmektedir. Durağan olan seriler ortalama etrafında ani artış ve azalışlara sahip olmazken, durağan olmayan seriler artan ve azalan bir yapı sergileyebilmektedir. Fakat serilerin grafiklerine

bakmak her zaman kesin olarak bir serinin durađan olup olmadıđının belirlenmesinde yeterli olmamaktadır. Bu nedenle serilerin durađan olup olmadıđının bir bařka sylemle birim kk ierip iermediđinin belirlenmesine ynelik eřitli testler geliřtirilmiřtir.

### 3.1.1. Geniřletilmiř Dickey Fuller Testi

Dickey ve Fuller (1979) tarafından bir zaman serisinde birim kk yaratan sre otoregresif bir yapıyla ele alınmıřtır.

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Denklem 4'e gre tanımlanabilecek birinci dereceden otoregresif srete hata terimlerinin sabit varyansa ve sıfır ortalamaya sahip normal dađılan bađımsız deđiřken olduđu varsayılmaktadır. En temel haliyle otoregresif parametrenin ( $\rho$ ) mutlak deđerce 1'den kk olduđu durumda serinin durađan bir seri olduđu, 1'e eřit veya byk olduđu durumda ise durađan bir seri olmadıđı ifade edilmektedir. Denklem her iki tarafından  $Y_{t-1}$  ıkarılarak, yeniden dzenlendiđinde Denklem 5'teki gibi gsterilebilir.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Bu gsterimde  $\delta$  terimi,  $\rho - 1$ 'e eřit olmaktadır. Dolayısıyla dzenlenmiř gsterimde birim kkn var olup olmadıđına iliřkin hipotezler Denklem 6 ve Denklem 7'de gsterilmiřtir.

$$H_0: \delta = 0 \quad (6)$$

$$H_1: \delta < 0 \quad (7)$$

Boř hipotez seride birim kkn varlıđını, bir bařka sylemle serinin durađan olmadıđını belirtirken alternatif hipotez serinin durađan olduđunu gstermektedir. Dickey Fuller birim kk testine iliřkin test istatistiđi ise Denklem 8'de gsterildiđi gibi hesaplanmaktadır.

$$\tau = \frac{\hat{\delta}}{Sh_{\hat{\delta}}} \quad (8)$$

Teste iliřkin kritik deđerler Monte Carlo simlasyon yntemi ile belirlenmektedir. Otoregresif srete sabit terimin veya trendin var olup olmaması kritik deđerleri farklılařtırmaktadır.

$$\Delta Y_t = \mu + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \beta T + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Denklem 9 ve Denklem 10'a gre seride yalnızca sabit terimin ve hem sabit hem de trend terimlerinin eklendiđi durumlar gsterilebilir. Her iki durumda da testin uygulanma sreci deđiřmemektedir.

Hata terimlerinde otokorelasyon olması durumunda otokorelasyonun ortadan kaldırılabilmesi iin bađımlı deđiřkenin gecikmeli deđerleri modele eklenerek Dickey Fuller denklemi Geniřletilmiř Dickey Fuller (ADF) formuna dnřtrlr. Dolayısıyla kurulacak modeller Denklem 11, 12 ve 13 řeklinde oluřturulmaktadır.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (11)$$



$$\Delta Y_t = \mu + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (12)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \beta T + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (13)$$

Üç farklı modelde de bu test aynı şekilde hesaplama yapmaktadır. Değişkenin gecikmeli değerleri modelde yer aldığından uygun gecikme sayısının belirlenmesi amacıyla bilgi kriterleri kullanılabilir (Dickey ve Fuller, 1979).

### 3.1.2. Phillips Perron Birim Kök Testi

Phillips ve Perron (1988) tarafından ortaya konulan birim kök testinde ise Dickey ve Fuller testinin varsayımları kısmen yumuşatılmıştır. Dickey ve Fuller testlerinde hata terimindeki ilişkinin giderilmesine yönelik gecikmeli değerler modele katılırken, Phillips Perron testinde gecikmeli değerlerin yerine parametrik olmayan yöntemlerle bu ilişki giderilmektedir. Dolayısıyla test için oluşturulacak modeller farklılaşmaktadır.

$$\Delta Y_t = \mu + \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \beta \left( t - \frac{1}{2} T \right) + \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (15)$$

Denklem 14 ve 15’te gösterilebilecek modellerde hata terimin beklenen değeri sıfıra eşit olmakla birlikte, sabit varyansa sahip olma varsayımı zorunlu olmamaktadır. Test için gerekli olan kritik değerler ADF testindeki değerler iken test istatistiği Denklem 16’ya göre hesaplanmaktadır.

$$\hat{t}_\alpha = t_\alpha \left( \frac{\gamma_0}{f_0} \right)^{-1/2} - \frac{T(f_0 - \gamma_0) Sh_{\hat{\alpha}}}{\alpha f_0^{1/2} s} \quad (16)$$

Bu gösterimde  $Sh_{\hat{\alpha}}$  katsayıya ilişkin standart hatayı,  $s$  terimi denklemin standart hatasını,  $T$  gözlem sayısını,  $\gamma_0$  terimi hata teriminin tahminini ve  $f_0$  terimi sıfır frekansta artık spektrumunun tahmincisini göstermektedir. Test için oluşturulan hipotezler ise ADF testine paralel olarak  $H_0: \alpha = 0$  birim kökün varlığını göstermektedir (MacKinnon, 1996).

### 3.1.3. Zivot Andrews Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

Yapısal kırılma durumu regresyon modelleri için önemli bir noktadır. Ekonomik anlamda uygulanan politikalar değiştirildiğinde, meydana gelen bir kriz veya doğal afet sonrasında yapısal kırılmaların meydana gelmesi muhtemeldir. Kullanılan birim kök testinin bu yapısal kırılmayı dikkate almaması sonuçların güvenilirliğini azaltacaktır.

İktisadi değişkenler arasındaki ilişkilerin incelendiği regresyon modellerinde dikkat edilmesi gereken konulardan biri yapısal kırılma durumudur. Ekonomik politikadaki değişimler, krizler, doğal afetler ve teknolojik değişimler gibi faktörler yapısal kırılmalara neden olabilmektedir. Bu yapısal kırılmaları dikkate almayan birim kök testlerinin gücü azalmakta ve tutarsız hale gelmektedir.

İktisadi deęişkenlerdeki yapısal kırılmalar serinin sadece eğiminde veya sadece kesim noktasında görülebileceęi gibi her ikisinde de görülebilmektedir. Ayrıca bu kırılmalar, kademeli ya da kesikli olarak da görülebilmektedir. Yapılan analizler, yapısal kırılmaların ne zaman meydana geldięinin bilindięi veya bilinmedięi durumlara göre ve meydana gelen kırılmaların tek kırılma ya da çoklu kırılma şeklinde ortaya çıkmasına göre farklılık arz etmektedir.

Ekonomik deęişkenlerdeki yapısal kırılmalar, serinin yalnızca kesim noktasında, yalnızca eğiminde veya hem eğim hem de kesim noktasında, kesikli veya kademeli olarak görülebilir. Bu konuda yapılan çalışmalar yapısal kırılma zamanının bilinip bilinmemesine ve yapısal kırılmanın tekli veya çoklu olmasına göre farklılaşmıştır.

Eęer yapısal kırılma mevcutsa ve bu kırılma dikkate alınmazsa serinin deterministik bir yol izlemesi gerekirken stokastik bir yol izledięi şeklinde yanlış bir izlenim verebilmektedir. Bu durum da duraęanlařtırma için yapılacak işleminde seçilecek yöntemin farklılaşmasına neden olacaktır. Trend fonksiyonu etrafında duraęan olan serilerin trendden arındırılması gerekirken kırılma dikkate alınmayıp stokastik bir yol izlendięi düşünöldüğünde fark alma işlemi yapılacaktır.

Yapısal kırılmanın var olduęu durumlarda, yapısal kırılmanın dikkate alınmaması, seri deterministik bir yol izlerken stokastik bir yol izledięine dair yanlış bir fikir verebilir. Sonrasında duraęanlařtırma işlemi için kullanılacak yöntem farklılaşacaktır. Trend fonksiyonu etrafında duraęan olan serileri duraęanlařtırmak için seri trendden arındırılacakken stokastik bir yol izledięi fikrinden dolayı fark alınma işlemi yapılabilir (Dilişen, 2007).

Yapısal kırılmanın dikkate alındığı durumlarda seri deterministik trende sahipse, bu seride ortalamaya dönüş eğilimi mevcut olmaktadır. Eęer seri deterministik deęil stokastik trende sahipse bu seride dięeri serinin aksine ortalamaya dönüş eğilimi mevcut olmazken şoklar kalıcı etkilere sahip olmaktadır. Ekonomik açıdan yapısal kırılmanın varlığı dikkate alınıp deterministik trende sahip olan serilerde ortalamaya dönüş eğilimi varken, stokastik trende sahip olan serilerde ortalamaya dönüş eğilimi olmayıp şokların etkisi kalıcıdır.

Zivot ve Andrews (2002) çalışmasında serideki kırılma içsel olarak modellenmektedir. Burada ADF testine paralel olarak kurulan 3 modele de gölge deęişkenler eklenerek yapısal kırılma durumu modele dahil edilmiştir.

$$\Delta Y_t = \mu + \theta_1 DU_t(\lambda) + \beta T + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (17)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \gamma_1 DT_t(\lambda) + \beta T + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (18)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \theta_1 DU_t(\lambda) + \gamma_1 DT_t(\lambda) + \beta T + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (19)$$

Denklem 17, 18 ve 19'daki gibi gösterilebilecek modellerde DU ve DT terimleri gölge deęişkenleri  $\lambda$  parametresi ise kırılma noktasını göstermektedir. Bu testte boş hipotez yapısal kırılma ile birim kökün varlığını belirtmekte iken alternatif hipotez yapısal kırılma ile serinin duraęan olduęunu belirtmektedir (Zivot ve Andrews, 2002).

### 3.1.4. Lumsdaine Papell Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

Lumsdaine ve Papell (1997) ortaya koydukları birim kök testinde, Zivot ve Andrews tarafından geliştirilen ve tek yapısal kırılmaya müsaade eden testi geliştirerek iki yapısal kırılma varlığında testi gerçekleştirmişlerdir. Burada yazarlar diğer birim kök testlerine paralel olarak 3 farklı model ortaya koymuşlardır.

$$\text{Model A: } \Delta Y_t = \mu + \beta T + \theta_1 DU1_t + \theta_2 DU2_t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (20)$$

$$\text{Model B: } \Delta Y_t = \mu + \beta T + \theta_1 DU1_t + \theta_2 DU2_t + \omega_1 DT1_t + \omega_2 DT2_t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (21)$$

$$\text{Model C: } \Delta Y_t = \mu + \beta T + \theta_1 DU1_t + \theta_2 DU2_t + \omega_1 DT1_t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (22)$$

Bu gösterimlerde ilk model serinin düzeyinde iki kırılmayı içerirken, ikinci model serinin hem düzeyinde hem de eğiminde iki kırılmayı içermektedir. Son olarak üçüncü model ise serinin düzeyinde iki kırılmayı ve eğiminde bir kırılmayı içermektedir. Modellerde DU ve DT terimleri kırılmaları belirten gölge değişkenleri göstermektedir. Bu testte boş hipotez yapısal kırılmanın olmadığını geçerli saymaktadır (Lumsdaine ve Papell, 1997).

### 3.1.5. Lee Strazicich Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

Lumsdaine ve Papell çift yapısal kırılmalı testte boş hipotez yapısal kırılmanın olmadığı yönündedir, bir başka söylemle boş hipotezin geçerli olmadığı durum istatistiksel olarak birim kökün olmadığı anlamına gelmemektedir. Lee ve Strazicich (2003) çalışmalarında Lumsdaine ve Papell birim kök testinde boş hipotezin reddinin yapısal kırılma olmadan birim köklü boş hipotezin reddedildiğini belirtmişlerdir.

Alternatif olarak Lee ve Strazicich boş hipotez ve alternatif hipotez altında bir veya iki kırılmalı olarak bir LM testi geliştirmiştir. Örnek olarak iki kırılmalı LM birim kök testi için Denklem 23 ve 24’te ele alınmaktadır.

$$Y_t = \delta' Z_t + e_t \quad (23)$$

$$e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (24)$$

Bu gösterimde  $Z_t$  terimi dışsal değişkenleri göstermektedir. Düzeyde iki kırılmaya müsaade eden model ise genel olarak Denklem 25’teki gibi gösterilmektedir.

$$\text{Model A: } Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}]' \quad (25)$$

Düzeyde ve trendde iki kırılmaya müsaade eden model ise ek olarak  $DT_{1t}, DT_{2t}$  gölge değişkenleri içermektedir.

$$\text{Model C: } Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]' \quad (26)$$

Modellerin gösteriminden sonra test için boş hipotez altında Denklem 27’de gösterilmektedir. Bunun yanında alternatif hipotez altında Denklem 28’de gösterilirken, sonrasında ise modeller Denklem 29 biçiminde tahmin edilmektedir.

$$Y_t = \mu_0 + d_1\beta_{1t} + d_2\beta_{2t} + Y_{t-1} + v_{1t} \quad (27)$$

$$Y_t = \mu_0 + \gamma_t + d_1D_{1t} + d_2D_{2t} + Y_{t-1} + v_{2t} \quad (28)$$

$$\Delta Y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + u_t \quad (29)$$

Bu gösterimde  $\tilde{S}_t$  ifadesi  $Y_t - \tilde{\Psi}_X - Z_t \tilde{\delta}$  ifadesine denktir. Test ise  $\phi = 0$  için yapılmaktadır (Lee ve Strazicich, 2003-2004).

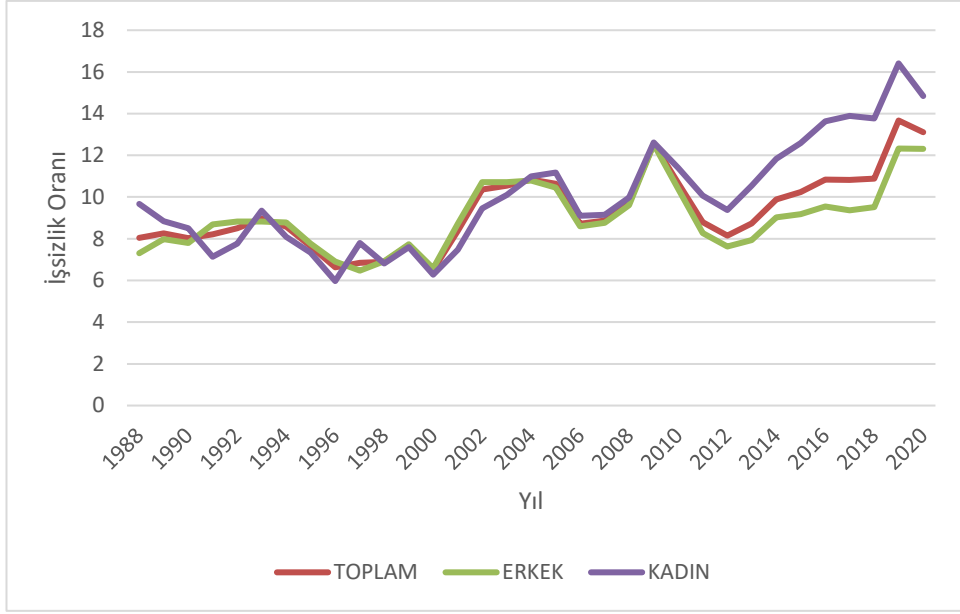
#### 4. Uygulama ve Politika Çıkarımları

Bu çalışmada işsizlik histerisinin varlığı birim kök testleri ile araştırılmıştır. Bu amaçla öncelikle Türkiye için aşağıdaki değişkenlerle 1988-2020 dönemi yıllık verileri kullanılmıştır. Veriler Dünya Bankası veri tabanından elde edilmiştir. Kadın işsizlik oranı, erkek işsizlik oranı toplam işsizlik oranları (yüzde) serilerine ilişkin özet istatistiki bilgiler Tablo 2’de yer almaktadır. Kadın işsizlik oranı ortalamasının ve kadın işsizlik oranına ait standart sapma değerinin, erkek işsizlik oranına ait söz konusu değerlere göre daha yüksek olduğu görülmektedir.

**Tablo 2. Özet İstatistikler**

	<b>Toplam (%)</b>	<b>Erkek (%)</b>	<b>Kadın (%)</b>
Ortalama	9.31	9.00	9.99
Standart Sapma	1.80	1.60	2.60
Basıklık	0.02	-0.05	-0.17
Çarpıklık	0.60	0.61	0.64
En Küçük	6.50	6.47	5.97
En Büyük	13.67	12.53	16.41

1988-2020 yılları arasında kadın, erkek ve toplam işsizlik oranlarının grafiksel gösterimi Şekil 1’de yer almaktadır. Şekil 1 incelendiğinde ele alınan dönemde toplam işsizlik oranı ortalama %9,31 olarak gerçekleşmiştir. Bu değişken 1988-2020 döneminde en küçük %6.50 oranına sahipken en yüksek %13,67 oranına ulaşmıştır. Seri pozitif basıklık katsayısı ve pozitif çarpıklık katsayısı ile normal dağılıma göre daha sivri ve sağa çarpık bir yapıdadır. Erkek işsizlik oranı, ortalama %9,00 olarak gerçekleşmiştir. Bu değişken 1988-2020 döneminde en küçük %6.47 oranına sahipken en yüksek %12,53 oranına ulaşmıştır. Seri negatif basıklık katsayısı ve pozitif çarpıklık katsayısı ile normal dağılıma göre daha basık ve sağa çarpık bir yapıdadır. Kadın işsizlik oranı, ortalama %9.99 olarak gerçekleşmiştir. Bu değişken 1988-2020 döneminde en küçük %5.97 oranına sahipken en yüksek %16.41 oranına ulaşmıştır. Seri negatif basıklık katsayısı ve pozitif çarpıklık katsayısı ile normal dağılıma göre daha basık ve sağa çarpık bir yapıdadır.



Şekil 1. 1988-2020 Yılları Arası Kadın, Erkek ve Toplam İşsizlik Oranları

Serilere ilişkin uygulanan beş birim kök testinin ilki olan Genişletilmiş Dickey Fuller Birim Kök Testi sonuçları Tablo 3’te yer almaktadır. Toplam değişkeni sabitsiz-trendsiz ADF testinde 0.82 p-değeri ile 0.53 test istatistiğine, sabitli-trendsiz ADF testinde 0.61 p-değeri ile -1.31 test istatistiğine ve sabitli-trendli ADF testinde 0.33 p-değeri ile -2.49 test istatistiğine sahiptir. Dolayısıyla %95 güven aralığında, “ $H_0$ : Birim kök vardır” boş hipotezi reddedilmeyerek seride birim kökün olduğu sonucuna varılmıştır. Bu nedenle serinin birinci sıra farkı alınarak (D\_Toplam) test yinelenmiş ve her üç modelde de p-değerleri 0.05’ten küçük olduğundan serinin birinci mertebeden bütünlünen olduğu sonucuna varılmıştır.

Tablo 3. Genişletilmiş Dickey Fuller Birim Kök Testi

	Sabitsiz-Trendsiz		Sabitli-Trendsiz		Sabitli-Trendli	
	Test İstatistiği	p-değeri	Test İstatistiği	p-değeri	Test İstatistiği	p-değeri
Toplam	0.53	0.82	-1.31	0.61	-2.49	0.33
D_Toplam	-5.03	0.00	-5.02	0.00	-5.02	0.00
Erkek	0.42	0.80	-1.88	0.34	-3.27	0.09
D_Erkek	-4.91	0.00	-4.88	0.00	-4.85	0.00
Kadın	0.50	0.82	-0.76	0.82	-2.96	0.16
D_Kadın	-5.73	0.00	-5.78	0.00	-5.86	0.00

Not: Tabloda yer alan “D”, fark işlemini ifade etmektedir.

Erkek değişkeni sabitsiz-trendsiz ADF testinde 0.80 p-değeri ile 0.42 test istatistiğine, sabitli-trendsiz ADF testinde 0.34 p-değeri ile -1.88 test istatistiğine ve sabitli-trendli ADF testinde 0.09 p-değeri ile -3.27 test istatistiğine sahiptir. Dolayısıyla %95 güven aralığında, “ $H_0$ : Birim kök vardır” boş hipotezi reddedilmeyerek seride birim kökün olduğu sonucuna varılmıştır. Bu nedenle serinin birinci sıra farkı alınarak (D\_Erkek) test yinelenmiş ve her üç modelde de p-değerleri 0.05’ten küçük olduğundan serinin birinci sıra entegre olduğu sonucuna varılmıştır.

Kadın değişkeni sabitsiz-trendsiz ADF testinde 0.82 p-değeri ile 0.50 test istatistiğine, sabitli-trendsiz ADF testinde 0.82 p-değeri ile -0.76 test istatistiğine ve sabitli-trendli ADF

testinde 0.16 p-deęeri ile -2.96 test istatistięine sahiptir. Dolayısıyla %95 gven aralıęında, “H<sub>0</sub>: Birim kk vardır” boř hipotezi reddedilmeyerek seride birim kkn olduęu sonucuna varılmıřtır. Bu nedenle serinin birinci sıra farkı alınarak (D\_Kadın) test yinelenmiř ve her  modelde de p-deęerleri 0.05’ten kk olduęundan serinin birinci sıra entegre olduęu sonucuna varılmıřtır.

Geniřletilmiř Dickey Fuller testi sonrasında serilere Phillips Perron Birim Kk Testi uygulanarak sonular Tablo 4’te yer almaktadır. Tablo 4 incelendięinde ele alınan dnemde řu bulgulara ulařılmıřtır. Toplam deęiřkeni sabitsiz-trendsiz Phillips-Perron testinde 0.98p-deęeri ile 1.92 test istatistięine, sabitli-trendsiz Phillips-Perron testinde 0.66 p-deęeri ile -1.21 test istatistięine ve sabitli-trendli Phillips-Perron testinde 0.49 p-deęeri ile -2.17 test istatistięine sahiptir. Dolayısıyla %95 gven aralıęında, “H<sub>0</sub>: Birim kk vardır” boř hipotezi reddedilmeyerek seride birim kkn olduęu sonucuna varılmıřtır. Bu nedenle serinin birinci sıra farkı alınarak (D\_Toplam) test yinelenmiř ve her  modelde de p-deęerleri 0.05’ten kk olduęundan serinin birinci sıra entegre olduęu sonucuna varılmıřtır.

Erkek deęiřkeni sabitsiz-trendsiz Phillips-Perron testinde 0.97 p-deęeri ile 1.56 test istatistięine, sabitli-trendsiz Phillips-Perron testinde 0.37 p-deęeri ile -1.81 test istatistięine ve sabitli-trendli Phillips-Perron testinde 0.42 p-deęeri ile -2.31 test istatistięine sahiptir. Dolayısıyla %95 gven aralıęında, “H<sub>0</sub>: Birim kk vardır” boř hipotezi reddedilmeyerek seride birim kkn olduęu sonucuna varılmıřtır. Bu nedenle serinin birinci sıra farkı alınarak (D\_Erkek) test yinelenmiř ve her  modelde de p-deęerleri 0.05’ten kk olduęundan serinin birinci sıra entegre olduęu sonucuna varılmıřtır.

Kadın deęiřkeni sabitsiz-trendsiz Phillips-Perron testinde 0.95 p-deęeri ile 1.30 test istatistięine, sabitli-trendsiz Phillips-Perron testinde 0.87 p-deęeri ile -0.56 test istatistięine ve sabitli-trendli Phillips-Perron testinde 0.21 p-deęeri ile -2.81 test istatistięine sahiptir. Dolayısıyla %95 gven aralıęında, “H<sub>0</sub>: Birim kk vardır” boř hipotezi reddedilmeyerek seride birim kkn olduęu sonucuna varılmıřtır. Bu nedenle serinin birinci sıra farkı alınarak (D\_Kadın) test yinelenmiř ve her  modelde de p-deęerleri 0.05’ten kk olduęundan serinin birinci sıra entegre olduęu sonucuna varılmıřtır.

**Tablo 4. Phillips Perron Birim Kk Testi**

	Sabitsiz-Trendsiz		Sabitli-Trendsiz		Sabitli-Trendli	
	Test İstatistięi	p-deęeri	Test İstatistięi	p-deęeri	Test İstatistięi	p-deęeri
Toplam	1.92	0.98	-1.21	0.66	-2.17	0.49
D_Toplam	-5.25	0.00	-5.25	0.00	-6.76	0.00
Erkek	1.56	0.97	-1.81	0.37	-2.31	0.42
D_Erkek	-5.65	0.00	-6.21	0.00	-6.70	0.00
Kadın	1.30	0.95	-0.56	0.87	-2.81	0.21
D_Kadın	-5.76	0.00	-7.01	0.00	-9.74	0.00

**Not:** Tabloda yer alan “D”, fark iřlemine ifade etmektedir.

Phillips-Perron Birim Kk Testi sonrasında serilere sabitli, trendli ve sabitli-trendli modeller iin Zivot-Andrews tek yapısal kırılmalı birim kk testi uygulanarak sonular Tablo 5’te sunulmuřtur. Toplam deęiřkeni sabitli Zivot Andrews testinde 2000 yılı kırılma tarihi olmak zere 0.01 p-deęeri ile -3.04 test istatistięine, sabitsiz-trendli Zivot Andrews testinde 1996 yılı kırılma tarihi olmak zere yaklaşık 0 p-deęeri ile -3.14 test istatistięine, sabitli-trendli Zivot-Andrews testinde 2000 yılı kırılma tarihi olmak zere yaklaşık 0 p-deęeri ile -4.05 test istatistięine

sahiptir. Dolayısıyla %95 güven aralığında, “ $H_0$ : Yapısal kırılma ile birim kök vardır” boş hipotezi reddedilerek seride yapısal kırılma varlığında birim kökün olmadığı sonucuna varılmıştır.

Erkek değişkeni sabitli Zivot Andrews testinde 2000 yılı kırılma tarihi olmak üzere yaklaşık 0 p-değeri ile -3.60 test istatistiğine, sabitsiz-trendli Zivot-Andrews testinde 1996 yılı kırılma tarihi olmak üzere 0.01 p-değeri ile -2.87 test istatistiğine, sabitli-trendli Zivot-Andrews testinde 2000 yılı kırılma tarihi olmak üzere yaklaşık 0 p-değeri ile -4.25 test istatistiğine sahiptir. Dolayısıyla %95 güven aralığında, “ $H_0$ : Yapısal kırılma ile birim kök vardır” boş hipotezi reddedilerek seride yapısal kırılma varlığında birim kökün olmadığı sonucuna varılmıştır.

Kadın değişkeni sabitli Zivot-Andrews testinde 1995 yılı kırılma tarihi olmak üzere yaklaşık 0 p-değeri ile -3.58 test istatistiğine, sabitsiz-trendli Zivot-Andrews testinde 1998 yılı kırılma tarihi olmak üzere yaklaşık 0 p-değeri ile -3.87 test istatistiğine, sabitli-trendli Zivot-Andrews testinde 2000 yılı kırılma tarihi olmak üzere yaklaşık 0 p-değeri ile -3.93 test istatistiğine sahiptir. Dolayısıyla %95 güven aralığında, “ $H_0$ : Yapısal kırılma ile birim kök vardır” boş hipotezi reddedilerek seride yapısal kırılma varlığında birim kökün olmadığı sonucuna varılmıştır.

**Tablo 5. Zivot Andrews Birim Kök Testi**

	Sabitli			Sabitsiz-Trendli			Sabitli-Trendli		
	Kırılma Tarihi	Test İstatistiği	p-değeri	Kırılma Tarihi	Test İstatistiği	p-değeri	Kırılma Tarihi	Test İstatistiği	p-değeri
Toplam	2000	-3.04	0.01	1996	-3.14	0.00	2000	-4.05	0.00
Erkek	2000	-3.60	0.00	1996	-2.87	0.01	2000	-4.25	0.00
Kadın	1995	-3.58	0.00	1998	-3.87	0.00	2000	-3.93	0.00

Zivot-Andrews tek yapısal kırılmalı birim kök testi sonrasında serilere sabitli, trendli ve sabitli-trendli modeller için Lumsdaine-Papell çift yapısal kırılmalı birim kök testi uygulanarak sonuçlar Tablo 6’da gösterilmiştir. Toplam değişkeni, ilk model için Lumsdaine-Papell testinde 1995 ve 2009 yılları kırılma tarihi olmak üzere -6.16 tablo değeri ile -4.34 test istatistiğine, ikinci model için Lumsdaine-Papell testinde 1999 ve 2003 yılları kırılma tarihi olmak üzere -6.62 tablo değeri ile -3.65 test istatistiğine ve üçüncü model için Lumsdaine-Papell testinde 2000 ve 2009 yılları kırılma tarihi olmak üzere -6.75 tablo değeri ile -5.24 test istatistiğine sahiptir Dolayısıyla %95 güven aralığında “ $H_0$ : Yapısal kırılma ile birim kök vardır” boş hipotezi reddedilmeyerek seride yapısal kırılma varlığında birim kökün olduğu sonucuna varılmıştır.

Erkek değişkeni, ilk model için Lumsdaine-Papell testinde 1995 ve 2009 yılları kırılma tarihi olmak üzere -6.16 tablo değeri ile -4.39 test istatistiğine, ikinci model için Lumsdaine-Papell testinde 1999 ve 2003 yılları kırılma tarihi olmak üzere -6.62 tablo değeri ile -3.72 test istatistiğine ve üçüncü model için Lumsdaine-Papell testinde 2000 ve 2016 yılları kırılma tarihi olmak üzere -6.75 tablo değeri ile -5.28 test istatistiğine sahiptir Dolayısıyla %95 güven aralığında, “ $H_0$ : Yapısal kırılma ile birim kök vardır” boş hipotezi reddedilmeyerek seride yapısal kırılma varlığında birim kökün olduğu sonucuna varılmıştır.

Kadın değişkeni, ilk model için Lumsdaine-Papell testinde 1995 ve 2015 yılları kırılma tarihi olmak üzere -6.16 tablo değeri ile -4.15 test istatistiğine, ikinci model için Lumsdaine-Papell testinde 1998 ve 2015 yılları kırılma tarihi olmak üzere -6.62 tablo değeri ile -4.54 test istatistiğine ve üçüncü model için Lumsdaine-Papell testinde 2001 ve 2010 yılları kırılma tarihi olmak üzere -6.75 tablo değeri ile -6.70 test istatistiğine sahiptir Dolayısıyla %95 güven

aralığında, “H<sub>0</sub>: Yapısal kırılma ile birim kök vardır” boş hipotezi reddedilmeyerek seride yapısal kırılma varlığında birim kökün olduđu sonucuna varılmıştır.

**Tablo 6. Lumsdaine-Papell Birim Kök Testi**

	Model A			Model B			Model C		
	Kırılma Tarihi	Test İstatistiđi	Kritik Deđer (%5)	Kırılma Tarihi	Test İstatistiđi	Kritik Deđer (%5)	Kırılma Tarihi	Test İstatistiđi	Kritik Deđer (%5)
Toplam	1995; 2009	-4.34	-6.16	1999; 2003	-3.65	-6.62	2000; 2009	-5.24	-6.75
Erkek	1995; 2009	-4.39	-6.16	1999; 2003	-3.72	-6.62	2000; 2016	-5.28	-6.75
Kadın	1995; 2015	-4.15	-6.16	1998; 2015	-4.54	-6.62	2001; 2010	-6.70	-6.75

Lumsdaine-Papell çift yapısal kırılmalı birim kök testi sonrasında serilere sabitli, trendli ve sabitli-trendli modeller için Lee-Strazicich çift yapısal kırılmalı LM birim kök testi uygulanarak sonuçlar Tablo 7’de sunulmuştur. Toplam deđişkeni, ilk model için Lee-Strazicich testinde 2000 ve 2018 yılları kırılma tarihi olmak üzere -3.56 tablo deđerı ile -4.41 test istatistiđine, ikinci model için Lee-Strazicich testinde 1999 ve 2008 yılları kırılma tarihi olmak üzere -6.18 tablo deđerı ile -6.22 test istatistiđine sahiptir Dolayısıyla %95 güven aralığında, “H<sub>0</sub>: Yapısal kırılma ile birim kök vardır” boş hipotezi reddedilerek seride yapısal kırılma varlığında birim kökün olmadığı sonucuna varılmıştır.

**Tablo 7. Lee-Strazicich Birim Kök Testi**

	Model A			Model C		
	Kırılma Tarihi	Test İstatistiđi	Kritik Deđer (%5)	Kırılma Tarihi	Test İstatistiđi	Kritik Deđer (%5)
Toplam	2000; 2018	-4.41	-3.56	1999; 2008	-6.22	-6.18
Erkek	2003; 2009	-4.32	-3.56	1999; 2008	-6.13	-6.18
Kadın	2008; 2017	-3.34	-3.56	2000; 2012	-6.15	-6.18

Erkek deđişkeni, ilk model için Lee-Strazicich testinde 2003 ve 2009 yılları kırılma tarihi olmak üzere -3.56 tablo deđerı ile -4.32 test istatistiđine sahiptir. Dolayısıyla %95 güven aralığında, “H<sub>0</sub>: Yapısal kırılma ile birim kök vardır” boş hipotezi reddedilerek seride yapısal kırılma varlığında birim kökün olmadığı sonucuna varılmıştır.

Erkek deđişkeni, ikinci model için Lee-Strazicich testinde 1999 ve 2008 yılları kırılma tarihi olmak üzere -6.18 tablo deđerı ile -6.13 test sahiptir Dolayısıyla %95 güven aralığında, “H<sub>0</sub>: Yapısal kırılma ile birim kök vardır” boş hipotezi kabul edilerek seride yapısal kırılma varlığında birim kökün olduđu sonucuna varılmıştır.

Kadın deđişkeni, ilk model için Lee-Strazicich testinde 2008 ve 2017 yılları kırılma tarihi olmak üzere -3.56 tablo deđerı ile -3.34 test istatistiđine sahiptir. Dolayısıyla %95 güven aralığında, “H<sub>0</sub>: Yapısal kırılma ile birim kök vardır” boş hipotezi reddedilerek seride yapısal kırılma varlığında birim kökün olmadığı sonucuna varılmıştır.

Kadın deđişkeni, ikinci model için Lee-Strazicich testinde 2000 ve 2012 yılları kırılma tarihi olmak üzere -6.15 tablo deđerı ile -6.18 test sahiptir Dolayısıyla %95 güven aralığında, “H<sub>0</sub>:



Yapısal kırılma ile birim kök vardır” boş hipotezi kabul edilerek seride yapısal kırılma varlığında birim kökün var olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Bu çalışmada toplam, kadın ve erkek işsizlik oranları için 1998-2020 dönemi verileri kullanılarak yapısal kırılmasız birim kök testleri ile tek ve çift yapısal kırılmaya müsaade eden birim kök testleri uygulanmıştır. Buna göre toplam işsizlik oranı değişkeninde yapısal kırılmasız Genişletilmiş Dickey-Fuller testi ve Phillips-Perron testinde birim kökün varlığı görülürken, tek kırılmalı Zivot-Andrews testinde birim kökün varlığı reddedilmiştir. Bu testte yapısal kırılma tarihleri içsel olarak sabitli ve sabitli-trendli modelde 2000 yılı, sabitsiz-trendli modelde ise 1996 yılı olarak belirlenmiştir. Çift yapısal kırılmalı testler arasında yer alan Lumsdaine-Papell testine göre ise seride birim kökün olduğu sonucuna varılmıştır. Bu testte yapısal kırılma tarihleri içsel olarak ilk model için 1995 ve 2009 yılları, ikinci model için 1999 ve 2003 yılları ve son olarak üçüncü model için 2000 ve 2009 yılları olarak belirlenmiştir. Diğer taraftan bir diğer çift yapısal kırılmalı LM testinde ise birim kökün varlığı reddedilmiştir. Bu testte yapısal kırılma tarihleri içsel olarak ilk model için 2000 ve 2018 yılları ve ikinci model için 1999 ve 2008 yılları olarak belirlenmiştir.

Erkek işsizlik oranı değişkeninde yapısal kırılmasız Genişletilmiş Dickey-Fuller testi ve Phillips-Perron testinde birim kökün varlığı görülürken, tek kırılmalı Zivot-Andrews testinde birim kökün varlığı reddedilmiştir. Bu testte yapısal kırılma tarihleri içsel olarak sabitli ve sabitli-trendli modelde 2000 yılı, sabitsiz-trendli modelde ise 1996 yılı olarak belirlenmiştir. Çift yapısal kırılmalı testler arasında yer alan Lumsdaine-Papell testine göre ise seride birim kökün olduğu sonucuna varılmıştır. Bu testte yapısal kırılma tarihleri içsel olarak ilk model için 1995 ve 2009 yılları, ikinci model için 1999 ve 2003 yılları ve son olarak üçüncü model için 2000 ve 2016 yılları olarak belirlenmiştir. Diğer taraftan bir diğer çift yapısal kırılmalı LM testinde ise birim kökün varlığı reddedilmiştir. Bu testte yapısal kırılma tarihleri içsel olarak ilk model için 2003 ve 2009 yılları ve ikinci model için 1999 ve 2008 yılları olarak belirlenmiştir.

Kadın işsizlik oranı değişkeninde yapısal kırılmasız Genişletilmiş Dickey-Fuller testi ve Phillips-Perron testinde birim kökün varlığı görülürken, tek kırılmalı Zivot-Andrews testinde birim kökün varlığı reddedilmiştir. Bu testte yapısal kırılma tarihleri içsel olarak sabitli modelde 1995, sabitsiz-trendli modelde ise 1998 yılı ve sabitli-trendli modelde 2000 yılı olarak belirlenmiştir. Çift yapısal kırılmalı testler arasında yer alan Lumsdaine-Papell testine göre ise seride birim kökün olduğu sonucuna varılmıştır. Bu testte yapısal kırılma tarihleri içsel olarak ilk model için 1995 ve 2015 yılları, ikinci model için 1998 ve 2015 yılları ve son olarak üçüncü model için 2001 ve 2010 yılları olarak belirlenmiştir. Diğer taraftan bir diğer çift yapısal kırılmalı LM testinde ise birim kökün varlığı reddedilmiştir. Bu testte yapısal kırılma tarihleri içsel olarak ilk model için 2008 ve 2017 yılları ve ikinci model için 2000 ve 2012 yılları olarak belirlenmiştir.

## 5. Sonuç

Literatürde işsizlik histerisi hipotezinin varlığını araştıran çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Çalışmalar, işsizlik histerisi hipotezinin kabul edildiği ve işsizlik histerisi hipotezinin reddedilerek doğal oran hipotezinin kabul edildiği çalışmalar olarak sınıflandırılabilir.

Bu çalışmada işsizlik histerisi hipotezinin varlığı literatürde nadir olarak incelenen kadın, erkek ve toplam işsizlik değişkenleri için beş farklı birim kök testi kullanılarak incelenmiştir.

Yapılan testlerin üçünde işsizlik histerisi hipotezinin geçerli olduđu, diđer ikisinde ise işsizlik histerisi hipotezinin geçerli olmadığı sonucuna ulařılmıştır. Yapılan analizler sonucunda kullanılan modeller arasından çift yapısal kırılmaya müsaade eden Lumsdaine Papell testinin daha sağlıklı sonuçlar vereceđi düşünöldüđünden, bu modelin sonucu dikkate alınmıştır. Lumsdaine Papell testinin üçüncü modelinde toplam işsizlik oranı için kırılma tarihleri içsel olarak 2000 ve 2009 yılları, erkek işsizlik oranı için kırılma tarihleri 2000 ve 2016 yılları ve kadın işsizlik oranı için 2001 ve 2010 yılları olarak bulunmuştur. 2000-2001 krizi ile 2008-2009 krizlerine ek olarak 2016 yılında gerçekleşen darbe teşebbüsü ile birlikte ilgili çeyrekteki daralma görölmüştür. Dolayısıyla ele alınan dönem itibariyle Lumsdaine Papell testlerinde üçüncü model ekonomik kriz yılları ve bu yılların gecikmeli yıllarını içsel olarak ortaya koymuştur. Benzer olarak aynı testin ilk modelde de 1994 krizinin gecikmeli yılı olan 1995 yılı yine kırılma tarihi olarak bulunmuştur. Dolayısıyla kullanılan modeller arasında çift yapısal kırılmaya müsaade eden Lumsdaine Papell testlerinde üçüncü model ile ilk model sonuçları kriz yıllarını içsel olarak tahmin etmiştir. Her iki modelde de birim kök varlığına karar verildiđinden ele alınan dönemde ölkemiz için işsizlik histerisinin geçerli olduđun sonucuna ulařılmıştır. Ayrıca Genişletilmiş Dickey Fuller Testi ve Phillips-Perron Birim Kök Testi sonuçları da Lumsdaine Papell testi sonuçlarını destekler niteliktedir. Yapılan bu testler neticesinde belirlenen dönemler için Türkiye’de doğal oran hipotezinin geçerli olmadığı, işsizlik histerisi hipotezinin geçerli olduđu sonucuna ulařılmıştır. Bu sonuç doğrultusunda yine belirlenen dönemlerde Türkiye’de işsizliđin geçici deđil kalıcı olduđu ifade edilebilmektedir.

Literatürde aynı deđişkenler paralelinde deđerlendirme yapan çalıřmalara řak (2021) örnek olarak verilebilir. Bu makale sonuçlar bakımından diđer makaleden farklılık arz etmektedir. řak (2021) Fourier Kruse birim kök testleriyle kadın, erkek ve toplam işsizlik deđişkenleri için işsizlik histerisinin varlığını incelemiş ve sadece kadınlar için işsizlik histerisi hipotezinin geçerli olduđu sonucuna ulařmıştır. Bu çalıřmada ise tüm deđişkenler için işsizlik histerisi hipotezinin var olduđu sonucuna ulařılmıştır.

Türkiye’de son 30 yılın işsizliđinin kalıcı etkiler meydana getirdiđi sonucu, politika yapıcılarının işsizliđin kalıcı etkilerini ortadan kaldırmaları için yeni önlemler alması gerekliliđini zorunlu kılmaktadır. Histeri etkisini en aza indirmek için belirli gruplardan ziyade tüm çalıřanlar desteklenmelidir. Bunun yanı sıra sadece gelişmiş veya kırsal bölge olarak belirli bir bölgenin desteklenmesinden ziyade, ölkede genelindeki tüm bölgeler için ek destek paketleri açıklanmalıdır. Ayrıca işini kaybedenlerin çok geçmeden yeniden iş hayatına kazandırılmaları için özellikle iş bulma kurumları çok daha aktif bir şekilde kullanılmalıdır. İşini kaybeden kişiler tespit edilerek aynı nitelikteki işçi arayan firmalara çok fazla süre geçmeden yönlendirilmeleri kişilerin işsizliklerinin kalıcı hale gelmesini, kısaca histeri etkisinin ortaya çıkmasını engelleyeceđi düşünölmektedir.

#### **Arařtırma ve Yayın Etiđi Beyanı**

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

#### **Arařtırmacıların Katkı Oranı Beyanı**

Yazarlar makaleye eşit oranda katkı sağlamış olduklarını beyan eder.

#### **Arařtırmacıların Çıkar Çatıřması Beyanı**

Bu çalıřmada herhangi bir potansiyel çıkar çatıřması bulunmamaktadır.

## Kaynakça

- Akcan, A.T. (2019). Türkiye’de gençlerin işsizlik histerisi. *Kastamonu Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 21(1), 31-47. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/iibfdkastamonu/>
- Blanchard, O.J. and Summers, L.H. (1986). Hysteresis and the European unemployment problem. *NBER Macroeconomics Annual*, 1, 15-78. <https://doi.org/10.1086/654013>
- Bolat, S., Tiwari, A.K. and Erdayi, A.U. (2014). Unemployment hysteresis in the Eurozone area: Evidences from nonlinear heterogeneous panel unit root test. *Applied Economics Letters*, 21(8), 536-540. <https://doi.org/10.1080/13504851.2013.872755>
- Boratav, K. (2019). Sermaye hareketleri ve Türkiye’nin beş krizi. *Çalışma ve Toplum*, 1(60), 311-323. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/ct>
- Bozgeyik, Y. (2020). İşsizlik histerisinin geçerliliğinin sınanması: E7 ülkelerine ilişkin ampirik bir çalışma. *OPUS Uluslararası Toplum Araştırmaları Dergisi*, 15(26), 4316-4333. <https://doi.org/10.29029/busbed.930288>
- Bozkurt, E. ve Altınar, A. (2018). Doğrusal ve doğrusal olmayan birim kök testleriyle Türkiye’de işsizlik histerisinin tespiti. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, 167-180. <https://doi.org/10.18092/ulikidince.444815>
- Camarero, M. and Tamarit, C. (2004). Hysteresis vs. natural rate of unemployment: New evidence for OECD countries. *Economics Letters*, 84(3), 413-417. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2004.02.014>
- Caporale, G.M., Gil-Alana, L.A. and Trejo, P.V. (2022). Unemployment persistence in Europe: Evidence from the 27 EU countries. *Heliyon*, 8(2), e08898. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2022.e08898>
- Chang, M.-J. and Su, C.-Y. (2014). Hysteresis versus natural rate in Taiwan's unemployment: Evidence from the educational attainment categories. *Economic Modelling*, 43, 293-304. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2014.08.015>
- Chang, T. (2011). Hysteresis in unemployment for 17 OECD countries: Stationary test with a Fourier function. *Economic Modelling*, 28(5), 2208-2214. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2011.06.002>
- Chang, T., Lee, K.-C., Nieh, C.-C. and Wei, C.-C. (2005). An empirical note on testing hysteresis in unemployment for ten European countries: Panel SURADF approach. *Applied Economics Letters*, 12(14), 881-886. <https://doi.org/10.1080/13504850500365871>
- Cho, D. and Rho, S. (2019). Time variation in the persistence of unemployment over the past century. *Economics Letters*, 182, 19-22. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2019.05.035>
- Çemrek, F. ve Şeker, T. (2020). Türkiye’de kadın işsizlik oranlarının yapısal kırılmalı birim kök testleri ile incelenmesi. *Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 20th International Symposium on Econometrics, Operations Research and Statistics EYI 2020(Special Issue), 117-132. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/ahbvuibfd>
- 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/10.1080/01621459.1979.10482531>
- Dilişen, B. (2007). *Yapısal kırılma durumunda geliştirilen birimkök testleri ve uygulaması* (Yayımlanmamış doktora tezi). Marmara Üniversitesi, İstanbul.
- Friedman, M. (1968). The role of monetary policy. *American Economic Review*, 58, 1-17. Retrieved from <https://www.aeaweb.org/journals/aer>
- García, J.C.T., Hernández, E.C.R. and Bolívar, H.R. (2017). Analysis of the hysteresis of unemployment in Mexico in the face of macroeconomic shocks. *Contaduría y Administración*, 62(4), 1249-1269. <https://doi.org/10.1016/j.cya.2017.06.013>
- Gomes, F. and da Silva, C.G. (2008). Hysteresis vs. natural rate of unemployment in Brazil and Chile. *Applied Economics Letters*, 15(1), 53-56. <https://doi.org/10.1080/13504850600675450>

- Gülođlu, B. and İspir, M.S. (2011). Is natural rate of unemployment or hysteresis? Sector-specific panel unit root test analysis for Turkey. *Ege Academic Review*, 11(2), 205-216. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/eab>
- Jaeger, A. and Parkinson, M. (1994). Some evidence on hysteresis in unemployment rates. *European Economic Review*, 38(2), 329-342. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(94\)90061-2](https://doi.org/10.1016/0014-2921(94)90061-2)
- Klinger, S. and Weber, E. (2016). Detecting unemployment hysteresis: A simultaneous unobserved components model with Markov switching. *Economics Letters*, 144, 115-118. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2016.04.027>
- Koçbulut, Ö. ve Bolat, S. (2017). Balkan ülkelerinde işsizlik histerisi ve doğal oran hipotezinin geçerliliđi: Ampirik bir deęerlendirme. *Kafkas Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 8(16), 295-317. Eriřim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/kauuibf>
- Lee, C-C. and Chang, C-P. (2008). Unemployment hysteresis in OECD countries: Centurial time series evidence with structural breaks. *Economic Modelling*, 25(2), 312-325. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2007.06.002>
- Lee, J. and Strazicich, M.C. (2003). Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *Review of Economics Statistics*, 85(4), 1082-1089. <https://doi.org/10.1162/003465303772815961>
- Lee, J. and Strazicich, M.C. (2004). *Minimum LM unit root test with one structural break* (Appalachian State University Working Papers No. 04-17). Retrieved from <https://econ.appstate.edu/RePEc/pdf/wp0417.pdf>
- Lumsdaine, R.L. and Papell, D.H. (1997). Multiple trend breaks and the unit-root hypothesis. *Review of Economics Statistics*, 79(2), 212-218. <https://doi.org/10.1162/003465397556791>
- MacKinnon, J.G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11, 601-618. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1255\(199611\)11:6<601::AID-JAE417>3.0.CO;2-T](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1255(199611)11:6<601::AID-JAE417>3.0.CO;2-T)
- Pata, U.K. (2020). OECD ülkelerinde işsizlik histerisinin ampirik bir analizi: Fourier panel duraęanlık testi. *SGD-Sosyal Güvenlik Dergisi*, 10(1), 125-144. <https://doi.org/10.32331/sgd.753027>
- Pazarlıođlu, M.V. ve Çevik, E.İ. (2007). Ratchet Model: 1939-2005 dönemi Türkiye uygulaması. *Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 9(1), 17-34. Eriřim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/trakyasobed>
- Phelps, E.S. (1967). Phillips curves, expectations of inflation and optimal unemployment over time. *Economica*, 34(135), 254-281. <https://doi.org/10.2307/2552025>
- Phelps, E.S. (1968). Money-wage dynamics and labor-market equilibrium. *Journal of Political Economy*, 76, 678-711. <https://doi.org/10.1086/259438>
- Phillips, P.C. and Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346. <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- Røed, K. (1996). Unemployment hysteresis-macro evidence from 16 OECD countries. *Empirical Economics*, 21(4), 589-600. <https://doi.org/10.1007/BF01180703>
- Røed, K. (1997). Hysteresis in unemployment. *Journal of Economic Surveys*, 11(4), 389-418. <https://doi.org/10.1111/1467-6419.00040>
- Romero-Ávila, D. and Usabiaga, C. (2007). Unit root tests, persistence, and the unemployment rate of the US states. *Southern Economic Journal*, 73(3), 698-716. <https://doi.org/10.1002/j.2325-8012.2007.tb00797.x>
- Sigeze, Ç., Cořkun, N. ve Ballı, E. (2019). AB ülkelerinde ve Türkiye'de işsizlik histerisinin Fourier-KPSS birim kök testi ile incelenmesi. *İzmir İktisat Dergisi*, 34(1), 15-24. <https://doi.org/10.24988/ije.2019341761>
- Smyth, D.J. and Easaw, J.Z. (2001). Unemployment hysteresis and the NAIRU: A ratchet model. *Applied Economics Letters*, 8(6), 359-362. <https://doi.org/10.1080/135048501750237775>

- Srinivasan, N. and Mitra, P. (2012). Hysteresis in unemployment: Fact or fiction? *Economics Letters*, 115(3), 419-422. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2011.12.070>
- Şak, N. (2021). Türkiye’de işsizlik histerisi: Kadın ve erkek işsizliğine bir bakış. *Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 14(2), 467-477. <https://doi.org/10.25287/ohuiibf.714090>
- Yavuzaslan, K., Damar, Ö., Sönmez, B., Özdaş, B., Nazlı, U. ve Akılotu, E. (2017). Türkiye’de genç işsizliğinin, işsizlik histerisi hipotezi çerçevesinde yapısal kırılmalar testi ile analizi. *Aydın İktisat Fakültesi Dergisi*, 2(2), 21-32. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/aifd>
- Yılancı, V. (2009). Yapısal kırılmalar altında Türkiye için işsizlik histerisinin sınanması. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 10(2), 324-335. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/doujournal>
- Yurtkuran, S. (2021). Türkiye’de işsizlik histerisi hipotezi: Fourier birim kök testlerinden yeni kanıtlar. *Gümüşhane Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 12(1), 70-80. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/gumus>
- Zivot, E. and Andrews, D.W.K. (2002). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business Economic Statistics*, 20(1), 25-44. <https://doi.org/10.1198/073500102753410372>

## **THE ANALYSIS OF THE VALIDITY OF THE UNEMPLOYMENT HYSTERESIS HYPOTHESIS IN TÜRKİYE ECONOMY: THE PERIOD OF 1988-2020**

### **EXTENDED SUMMARY**

#### **The Aim of the Study**

The main purpose of the study is to analyze the unemployment variable in Türkiye economy through unit root tests and to determine its effects on the behavior of the Türkiye economy from a real perspective. The existence of unemployment hysteresis is among the frequently researched subjects in the literature. It is thought that this study will contribute to the literature in terms of using rarely utilized variables. In the study, unemployment data between 1988 and 2020 in Türkiye were evaluated not only for total unemployment, but also separately for women, men and total unemployment. These variables, which are not the subject of much research in the literature, were analyzed separately using the Augmented Dickey Fuller Test, Phillips Perron Unit Root Test, Zivot Andrews Unit Root Test, Lumsdaine Papell Unit Root Test with Structural Break and Lee Strazicich Unit Root Test with Structural Break.

#### **Methodology**

In this study, the existence of unemployment hysteresis was investigated by using Augmented Dickey Fuller Test, Phillips Perron Unit Root Test, Zivot Andrews Unit Root Test with Structural Break, Lumsdaine Papell Unit Root Test with Structural Fracture, Lee Strazicich Unit Root Test with Structural Break regarding the female, male and total unemployment rates.

#### **Empirical Results**

According to the empirical results of the study, the existence of a unit root was observed in the Augmented Dickey Fuller test without structural break and the Phillips Perron test in the total unemployment rate variable, while the existence of a unit root was rejected in the Zivot-Andrews test with a single break. According to the Lumsdaine Papell test, which is among the double structural break tests, it was concluded that there was a unit root in the series. On the other hand, in another double structural break LM test, the existence of a unit root was rejected.

In the male unemployment rate variable, the existence of a unit root was observed in the Augmented Dickey Fuller test without structural break and the Phillips Perron test, while the existence of a unit root was rejected in the Zivot-Andrews test with a single break. According to the Lumsdaine Papell test, which is among the double structural break tests, it was concluded that there was a unit root in the series. On the other hand, in another double structural break LM test, the existence of a unit root was rejected.

While the existence of a unit root was observed in the Augmented Dickey Fuller test and Phillips Perron test without a structural break in the female unemployment rate variable, the existence of a unit root was rejected in the Zivot-Andrews test with a single break. According to the Lumsdaine Papell test, which is among the double structural break tests, it was concluded that

there was a unit root in the series. On the other hand, in another double structural break LM test, the existence of a unit root was rejected.

### **Conclusion**

In this study, the existence of the unemployment hysteresis hypothesis was examined by using five different unit root tests for female, male and total unemployment variables, which are rarely studied in the literature. It was concluded that the unemployment hysteresis hypothesis was valid in three of the tests, and the unemployment hysteresis hypothesis was not valid in the other two tests. Since the presence of hysteresis was detected in the majority of the tests, it was concluded that the unemployment hysteresis hypothesis was valid for the Turkish economy between the years 1988-2020 on female, male and total unemployment.

The result of the permanent effects of unemployment in the last 30 years in Türkiye necessitates the need for policymakers to take new measures to eliminate the permanent effects of unemployment. To minimize the effect of hysteresis, all employees should be supported rather than specific groups. In addition, additional support packages should be announced for all regions throughout the country, rather than just supporting a specific region as developed or rural. In addition, employment agencies should be used more actively so that those who lost their jobs can be reintroduced to work life soon. It is thought that identifying people who lost their jobs and directing them to companies looking for workers with the same qualifications will prevent their unemployment from becoming permanent, in short, the emergence of the hysteresis effect.

## KREDİ TEMERRÜT SWAPLARI VE MAKROEKONOMİK DEĞİŐKENLER ARASINDAKİ İLİŐKİNİN ANALİZİ

### Analysis of the Relationship between Credit Default Swaps and Macroeconomic Variables

Ayşegül İŐCANOĐLU ÇEKİÇ\* & Havva GÜLTEKİN\*\*

#### Öz

Kredi Temerrüt Swap (CDS) primleri, ülkelerin kredi riskinin bir göstergesi olarak kabul edilmektedir. Bu çalışmada Türkiye'nin CDS primlerini etkileyen makroekonomik faktörlerin belirlenmesi amaçlanmaktadır. Bu amaç doğrultusunda, makroekonomik faktörler arasından dış borç stoku, reel efektif döviz kuru, uluslararası altın ve döviz rezervleri deđişkenleri ele alınmış ve 2008:Q4-2022:Q2 dönemi üçer aylık veriler kullanılarak analizler gerçekleştirilmiştir. Çalışma kapsamında Doğrusal Olmayan Otoregresif Gecikmesi Dađıtılmış (NARDL) modeller kullanılarak, makroekonomik faktörlerde meydana gelen pozitif ve negatif şokların etkilerinin ayrı ayrı gözlemlenmesi amaçlanmıştır. NARDL modelinden elde edilen bulgular, dış borç stokunda meydana gelecek artışın CDS primlerinde artışa neden olacağını, dış borç stokunda meydana gelecek azalışın ise CDS primlerinde azalışa neden olacağını göstermektedir. Yine elde edilen sonuçlar, reel efektif döviz kurunda meydana gelecek artışların CDS primlerinde azalışa neden olacağını göstermektedir. Uluslararası döviz rezervlerinde meydana gelecek artışlar CDS primleri üzerinde anlamlı etkiye sahip iken, döviz rezervlerinde meydana gelecek azalışların CDS primleri üzerinde anlamlı etkiye sahip olmadığı belirlenmiştir. Son olarak uluslararası altın rezervleri değerlendirildiğinde, rezervlerin Türkiye'nin CDS primleri üzerinde uzun dönemde etkin olduğu ve etkinin asimetrik olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

**Anahtar Kelimeler:**  
CDS,  
Makroekonomik Deđişkenler,  
NARDL

**JEL Kodları:**  
B26, C32, E44.

#### Abstract

Credit Default Swap (CDS) premiums are accepted as an indicator of countries' credit risk. The aim of the study is to determine the macroeconomic factors which affect Turkey's CDS premiums. For this purpose, among the macroeconomic factors, external debt stock, real effective exchange rate, international gold, and foreign exchange reserves are considered, and quarterly data for the period of 2008: Q4-2022: Q2 are analyzed. Within the scope of the study, it is aimed to observe the effects of positive and negative shocks on macroeconomic factors separately by using Nonlinear Autoregressive Distributed Lag (NARDL) models. According to the long-term model, positive shocks in external debt cause an increase in CDS premiums, while negative shocks in external debt cause a decrease in CDS premiums. Moreover, the real effective exchange rate has a negative and statistically significant effect on CDS premiums. In addition, while positive shocks in international foreign exchange reserves have a statistically significant effect on CDS premiums, the effects of negative shocks in international foreign exchange reserves are not statistically significant. On the other hand, positive and negative shocks in international gold reserves have a statistically significant effect on CDS premiums, and the effect is asymmetrical.

**Keywords:**  
CDS,  
Macroeconomic Variables,  
NARDL

**JEL Codes:**  
B26, C32, E44.

\* Doç. Dr., Trakya Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, Türkiye, aysegulcekic@trakya.edu.tr, ORCID: 0000-0003-0692-7870

\*\* Dr. Öğr. Üyesi, Trakya Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Ekonometri Bölümü, Türkiye, havvagultekin@trakya.edu.tr, ORCID: 0000-0002-3157-4635

Makale Geliş Tarihi (Received Date): 12.04.2023 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 22.06.2023

Bu eser Creative Commons Atıf 4.0 Uluslararası Lisansı ile lisanslanmıştır.



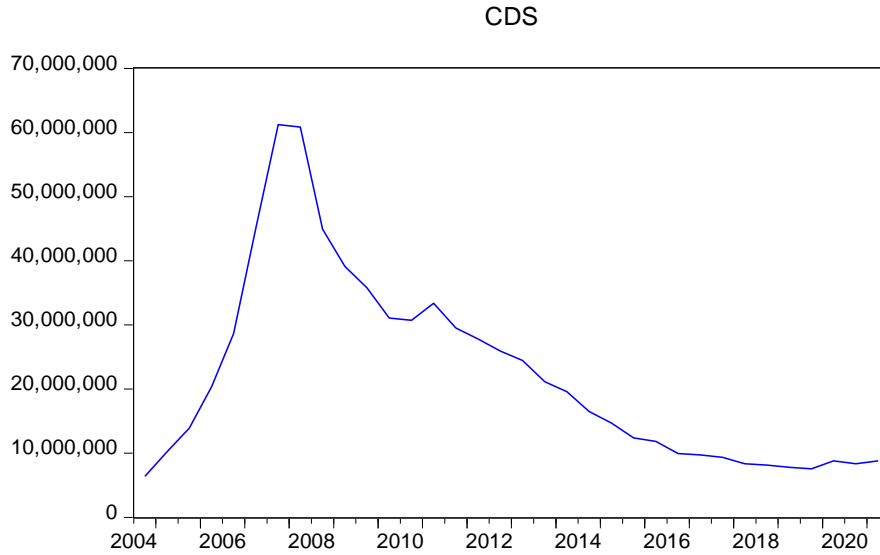


## 1. Giriř

Kredi trevlerinden bir tanesi olan Kredi Temerrt Swapları (CDS) borlu řirket veya kiřilerin finansal zorluk nedeniyle vadettiđi demeleri gerekleřtirememeleri durumunda, alacaklı tarafın anapara demesini garantilemek iin yapılan swap anlaşmalarıdır (İřcanođlu-eki, 2011). CDS’lerde temel ama kredi riskine karřı alacaklı tarafı korumaktır. CDS’lerde korumayı alan ve koruma satan olmak zere iki taraf bulunmaktadır. Koruma alan taraf, korumayı satan tarafa dzenli bir prim (CDS Premium ya da CDS spread) derken, szleřmede bahsi geen temerrt durumu gerekleřtiđinde, koruma satan taraf anapara demesini karřı tarafa yapmaktadır. CDS primleri ise korumaya alınan rnn kredi riskine gre belirlenmektedir.

Gnmzde lkelerin kredi risklerine karřı CDS primleri hesaplanmakta ve lkelerin kredi risklerindeki deđiřimler bu primler zerinden gzlemlenebilmektedir. Hatta Rodriguez ve diđerlerine (2019) gre CDS primlerinin lkelerin kredi riskini, kredi notlarına gre daha dođru gsterdiđini belirtmektedir. Kredi riski artması durumunda CDS primleri ykselmekte, tersi durumda ise CDS primleri dřmektedir. Bu bađlamda, lkelere ait CDS primleri, lke kredi riskini dengelemek iin yararlı bir riskten korunma aracı sađlayabilmekte ve finansal istikrarı iyileřtirebilmektedir (Naifar, 2020).

Kresel apta, 2000’li yıllardan itibaren CDS piyasası hızla geliřmiřtir. CDS piyasa byklđnn 2004 yılının ikinci yarısından, 2022 yılının birinci yarısına kadar olan dönemde mevcut geliřimi řekil 1’de sunulmuřtur. řekil 1’den gzlemlenebileceđi gibi CDS piyasası 2004 yılından itibaren hızla bymř ve 2008-2010 kresel krizinden byk lde etkilenmiř olmasına rađmen, piyasa byklđ 2021 yılı sonu itibari ile 8,8 trilyon dolar seviyesine ulařmıřtır.



řekil 1. Kredi Temerrt Swap Piyasasının Zaman İinde Geliřimi  
Kaynak: BIS, (2023).

CDS primleri birok deđiřken ile iliřkili ve birok faktrn etkileřimi ile deđiřkenlik gstermektedir. zellikle CDS primleri ve makroekonomik deđiřkenler arasındaki iliřki olduka nemlidir. Ekonomik gstergelerdeki iyileřme veya ktleřme, lke riskinde ve dolayısıyla, CDS

primlerinde deęişikliklere neden olabilmektedir. Dięer taraftan ise, CDS primlerinin yükselmesi, ekonomik belirsizliğin varlığını işaret ederek, piyasalara ilişkin risk algısını artırabilmekte ve bu nedenle, makroekonomik göstergeleri olumsuz yönde etkileyebilmektedir (Akın ve Iřıklı, 2020).

Türkiye'nin CDS primlerini etkileyen makroekonomik faktörlerin araştırıldığı bu çalışma, makroekonomik faktörlerden dış borç stoku, reel efektif döviz kuru, uluslararası altın ve döviz rezervlerini deęerlendirmektedir. Çalışmanın üç hipotezi mevcuttur. Birinci hipotez, ülkenin borç durumundaki artışın, CDS'lerinin yükselmesine ve bu nedenle ülke riskinin artmasına neden olacağı, ikinci hipotez reel efektif döviz kurlarındaki artışın, Türk lirasının deęer kazanmasının bir göstergesi olması nedeniyle, ülkenin riskini düşüreceęi ve dolayısıyla, CDS primini azaltacağıdır. Üçüncü hipotez ise Türkiye'nin altın ve döviz rezerv varlıklarının yükselmesinin ülkenin riskinin ve dolayısıyla CDS'lerinin düşmesine neden olacaktır.

Bu doğrultuda, çalışmada, 2008 yılının dördüncü çeyreğinden, 2022 yılının ikinci çeyreğine kadar olan dönemde mevcut üçer aylık veriler kullanılmıştır. Model çerçevesinde, Türkiye'nin 5 yıllık CDS primleri bağımlı deęişken olarak ele alınmıştır. Makroekonomik deęişkenler, ekonomide mevcut kırılmalar, rejim deęişimleri vb. nedenlerden dolayı bünyesinde doğrusal olmayan dinamikler barındırmaktadırlar. Dięer bir deyişle, bu deęişkenlerde meydana gelecek artış ve azalışlar CDS primleri üzerinde farklı etkiye sahip olabilmektedir. Bu nedenle, makroekonomik faktörlerde gerçekleşen pozitif ve negatif şokların etkilerinin ayrı ayrı gözlemlenebilmesi amacıyla NARDL modeller kullanılmıştır.

Çalışma, Türkiye CDS primlerindeki deęişimleri inceleyen çalışmalara ait literatüre iki önemli açıdan katkıda bulunmaktadır. Birincisi, çalışma, iç makroekonomik göstergelerden, reel efektif döviz kuru, dış borç ve rezerv deęişkenlerinin Türkiye'nin CDS primleri üzerindeki etkileri hakkında yeni ampirik bulgular sunmaktadır. İkinci olarak, reel efektif döviz kuru, dış borç ve rezerv deęişkenlerinin simetrik ve asimetric etkileri ele alınmakta, böylelikle ekonomik koşulların deęerlendirilmesi açısından politika yapıcılar için önemli çıkarımlar sunulmaktadır.

Çalışmanın takip eden bölümünde CDS primlerini ele alan mevcut çalışmalara ilişkin literatür özeti verilecek ve sonraki bölümde ise çalışmada kullanılan yöntem tanıtılacaktır. Çalışmanın dördüncü bölümünde veri seti tanıtılıp analiz bulguları sunulacak ve sonuç bölümü ile çalışma sonlandırılacaktır.

## **2. Literatür Arařtırması**

CDS primleri üzerinde etkili olan makroekonomik deęişkenlere ilişkin literatürde yapılan çalışmalar, döviz kuru ve CDS primleri ilişkisini ele alan çalışmalar, dış borç ve CDS primleri ilişkisini ele alan çalışmalar, Rezervler ve CDS primleri arasındaki ilişkiyi ele alan çalışmalar olmak üzere üç alt başlıkta incelenmiştir.

### **2.1. Döviz Kuru ve CDS**

Döviz kurları, ülkelerin ihracat ve ithalat maliyetlerini belirlemesinin yanı sıra ülkenin finansal sisteminin işleyişini yansıtmaları açısından önemli bilgiler sağlamaktadır. Bu açıdan döviz kurundaki deęişmeler uluslararası yatırımcılar tarafından yakın olarak takip edilmekte, sermaye kaçışını tetikleyerek ülke riskinin artmasına işaret etmektedir (Ferrucci, 2003; Jüttner vd., 2006). Dięer taraftan reel efektif döviz kuru, bir ülkenin para biriminin dięer para birimleri cinsinden

ađırlıklı ortalamasının bir gstergesi olması nedeniyle, lkenin reel efektif dviz kurunda yařanan artıřın lke riskinin azalmasına neden olacađına dikkat ekilmektedir (Kılcı, 2017; zgr ve elik, 2021; Erer, 2022).

Bu konudaki literatr incelendiđinde CDS primleri ve dviz kuru iliřkisini inceleyen alıřmalardan Carr ve Wu (2007), Koblowski (2011), Hassan vd. (2016), elik (2022) alıřmaları, CDS primlerinden dviz kurlarına tek ynl, Zhang vd. (2009), Wang vd. (2013), Liu ve Morley (2012), onkar ve Vergili (2017), Aksoylu ve Grmř (2018) alıřmaları dviz kurlarından CDS primlerine tek ynl nedensellik iliřkisinin varlıđını saptamıřlardır. Durgun-Kaygısız ve İřcan (2020), Ustaođlu (2022) ise alıřmalarında iki deđiřken arasında ift ynl nedensellik iliřkisi bulmuřlardır.

Wang vd. (2013), 2004 Ocak-2010 Eyll dneminde Arjantin, Brezilya, Kolombiya, řile, Meksika ve Venezella olmak zere altı Latin Amerika lkesini ele aldıđı alıřmasında dviz kurundan CDS primlerine nedensellik iliřkisinin varlıđını kanıtlamıřtır. onkar ve Vergili (2017) Trkiye’de USD/TL dviz kuru ve EURO/TL kuru ile CDS primleri arasındaki iliřkiyi inceledikleri alıřmasında 4 Ocak 2010-31 Ađustos 2015 dneminde deđerlendirmiř ve ele alınan deđiřkenler arasında uzun dnemli iliřki bulunmadıđını, kısa dnemde USD’den CDS primlerine tek ynl nedensellik olduđunu belirlemiřlerdir.

Aksoylu ve Grmř (2018) 2005-2015 dnemi aylık verileri kullanarak Granger nedensellik testi ile gerekleřtirdikleri alıřmalarında, US dviz kurundan CDS primlerine yalnızca Endonezya ve Polonya’da nedensellik iliřkisinin bulunduđu gzlemlemiřtir. alıřmadan elde edilen Hatemi-J asimetrik nedensellik sonularına gre ise pozitif řoklarda Arjantin, Endonezya ve Portekiz’de dviz kurundan CDS primlerine dođru nedensellik iliřkisi, negatif řoklarda Endonezya, Meksika ve Portekiz’de dviz kurundan CDS primlerine nedensellik iliřkisi saptanmıřtır.

Liu vd. (2021) alıřmalarında 5 řubat 2009-8 Ađustos 2019 dneminde TL/USD ve TL/EUR dviz kurları ve lke CDS arasındaki iliřkiyi dalgacık analizi ile incelemiřlerdir. alıřmanın sonucunda farklı zaman leklerinde dviz kurları ile lke CDS primleri arasında pozitif ve anlamlı iliřkilerin varlıđını ortaya koymuřlardır.

Della Corte vd. (2021) 18 geliřmekte olan lkeyi ele aldıkları alıřmalarında 2003:01-2017:06 dneminde panel veri analiz yntemini kullanarak deđerlendirmiřlerdir. alıřma sonucunda CDS ve dviz kuru arasında ift ynl gl bir iliřki olduđunu ortaya koymuřlardır.

zgr ve elik (2021) reel efektif dviz kuru ve CDS primi arasındaki iliřkiyi Kasım 2002-Haziran 2018 dneminde ARDL sınır testi ile analiz etmiřtir. rnek dnemi,  dneme ayrılarak analizlerin gerekleřtirildiđi bu alıřmada her  dnemde reel efektif dviz kuru ve CDS primleri arasında negatif ynl iliřki olduđu belirlenmiřtir.

## 2.2. Dıř Bor ve CDS

Dıř bor lkelerin kırılğanlıđını ve riskini yansıtmaları aısından nemli bilgiler sađlamaktadır. Bu nedenle dıř bor yatırımcılar tarafından takip edilmekte ve dıř borlarda yařanan artıřın lke riski aısından CDS primlerin artıřına sebep olabileceđi beklenmektedir (Akkuř, 2021).

Literatürde gerekleřtirilen ampirik alıřmalar genel olarak dıř borcun CDS primlerini azalttıđını dođrulamaktadır (Fontana ve Scheicher, 2010; Sand, 2012; Eyssell vd., 2013; Aizenman vd., 2013; Ho, 2016; Czech, 2021; Arslan vd., 2022).

Bu bađlamda gerekleřtirmiř oldukları alıřmalarında Aizenman vd. (2013) 7'si Asya, 6'sı Latin Amerika, 5'i Avrupa ve 2'si Afrika lkesi olmak üzere 20 yükselen piyasa lkesini ele alarak dıř borların CDS üzerindeki etkisini arařtırmıřlardır. 2003:1 -2012:4 dönemini deđerlendirdikleri bu alıřmada örnek dönemini kriz öncesi, kriz dönemi ve kriz sonrası dönem olmak üzere üç alt döneme ayırarak analizleri gerekleřtirmiřler ve Dıř Bor/GSYH oranının CDS üzerinde özellikle kriz döneminde daha güçlü olmak üzere pozitif iliřkili olduđu sonucuna ulařmıřlardır. Benzer şekilde Ho (2016) sekiz geliřmekte olan lkeyi ele alarak (Malezya, Güney Kore, Tayland, Türkiye, Güney Afrika, Endonezya ve Meksika), 2008:4-2013:2 dönemini deđerlendirdikleri alıřmasında, dıř borcun GSYH'ye oranı ve uluslararası rezervlerin GSYH'ye oranı deđerkenlerinin CDS primleri üzerindeki etkisini ele almıř ve dıř borcun CDS'i artırdıđı sonucuna ulařmıřtır.

Diđer taraftan Akkaya (2017) alıřmasında 2008-2016 döneminde Türkiye'nin CDS risk primleri üzerinde etkili olan faktörleri arařtırmıř ve içsel deđerken olarak belirlenen iç bor stoku ve kısa vadeli dıř bor stokunun istatistiki olarak modelde anlamlı olmadıđı sonucuna ulařmıřtır. Kılıc (2019) 2000:1-2018:2 dönemi için Türkiye'de dıř bor/GSYH oranı ile CDS primleri arasındaki iliřkiyi Fourier Shin eřbütünleřme testi ve Fourier Granger nedensellik testi kullanarak arařtırmıř ve dıř bor/GSYH oranının 5 yıllık CDS primleri üzerinde kısa dönemde bir etkisi olmadıđını, bununla beraber uzun dönemde iliřkili olduđunu belirtmiřtir. Akkuř (2021), Türkiye için kamu dıř borcu ve özel sektör dıř borcu ile CDS primleri arasındaki iliřkiyi 2000-2019 dönemi eyreklik verileri kullanarak incelemiřlerdir. Test sonuçları kamu borcu ile CDS arasında çift yönlü nedensellik iliřkisi olduđunu gösterirken, özel sektör borcu ile CDS arasında herhangi bir nedensellik iliřkisinin olmadıđını göstermiřtir.

Czech (2021), Polonya' da Covid-19 ile birlikte eřitli makroekonomik göstergelerin CDS yayılımı üzerindeki etkisini deđerlendirdiđi alıřmasında 1 Mart 2019-29 řubat 2020 ve 1 Mart 2020-29 řubat 2021 olmak üzere 2 dönemi ele almıřtır. alıřmada gerekleřtirilen analizler sonucunda her iki dönemde kamu borcunun CDS üzerinde pozitif etkisinin olduđu ortaya konmuřtur.

### 2.3. Rezervler ve CDS

Uluslararası rezervler, merkez bankaları ve para otoriteleri tarafından tutulan döviz, altın, SDR'ler ve IMF rezervlerini içermektedir. lkelerin bol miktarda rezerve sahip olması, döviz kurunu yönetmesi, yatırım faaliyetlerini artırması ve büyümenin sađlanması açısından lkeye fırsat sađlamaktadır. Bu kapsamda uluslararası rezervlerdeki artıřın lke riskini azaltarak, CDS yayılım riskinde düşüř sađlayacađı düşünölebilmektedir.

Bununla birlikte literatürde ampirik olarak gerekleřtirilen alıřmalar rezervlerin CDS üzerindeki etkisine iliřkin karmařık sonuçlar sunmaktadır. Liu ve Morley (2013), Stolbov (2017), Daehler vd. (2021) alıřmalarında rezervlerin CDS üzerinde önemli etkiye sahip olmadıđını ortaya koymuř iken, Jaramillo ve Tejada (2011), Ramos-Francia and Rangel (2012), Ho (2016), Simonyan ve Bayraktar (2022) alıřmalarında rezervlerin CDS üzerinde önemli etkiye sahip olduđunu ortaya koymuřlardır.

Jaramillo ve Tejada (2011) uluslararası rezervlerin ülke CDS üzerindeki etkisini incelediği çalışmada, beklentilerle uyumlu olarak uluslararası rezerv katsayısını negatif olarak elde etmiştir. Diğer taraftan Liu ve Morley (2013) Japonya, ABD ve AB ülkelerini ele aldığı çalışmada 2004 Ocak -2010:Şubat döneminde çeşitli makroekonomik göstergelerin yanı sıra döviz kuru, uluslararası rezerv değişkenlerinin CDS primleri üzerindeki etkisini panel veri analizi ile incelemişlerdir. Yapılan analizler sonucunda uluslararası rezervlerin CDS üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Bu sonucun ele alınan ülkelerde rezervlerin istikrarlı bir yapıda olmasından kaynaklanmakta olduğunu belirtmişlerdir.

Ho (2016) sekiz gelişmekte olan ülkeyi ele alarak 2008:4-2013:2 dönemini değerlendirdikleri çalışmada, uluslararası rezervlerin CDS primleri üzerinde hem uzun hem kısa dönemde önemli negatif etkiye sahip olduğunu ortaya koymuştur.

Stolbov (2017), Rusya üzerine gerçekleştirmiş olduğu çalışmada, 2001 Ocak- 2015 Mayıs dönemini ele almış ve ARDL modeli kullanarak altın hariç rezervlerin, CDS üzerindeki etkisini incelemiştir. Çalışmanın sonucunda, rezervlerin uzun dönemde CDS primleri üzerinde önemli bir etkiye sahip olmadığı bulgusuna ulaşmıştır.

Daehler vd. (2021) COVID-19 salgını etrafında gelişmekte olan ülkeler için CDS primlerini etkileyen faktörleri araştırmışlardır. Çalışmada, 2014–2020 dönemine ait verileri kullanarak, küresel ve bölgesel değişkenleri dikkate alarak iki faktörlü bir panel regresyon modeli tahmin etmişlerdir. Çalışmanın bulgularına göre beklenenin aksine uluslararası rezervlerin etkin olmadığı sonucuna ulaşmışlardır.

Simonyan ve Bayraktar (2022) çalışmalarında Arjantin, Brezilya, Çin, Kolombiya, Endonezya, İsrail, Malezya, Rusya, Güney Afrika, Güney Kore ve Türkiye olmak üzere 11 gelişmekte olan ülkeyi ele almışlardır. 2008:Ocak-2020: Mayıs dönemini inceledikleri bu çalışmada Arjantin, Endonezya, Malezya, Rusya ve Güney Afrika için (uzun veya kısa vadede) ülke uluslararası rezervlerinin CDS üzerinde önemli olumsuz etkisinin olduğunu ortaya koymuşlardır.

### 3. Yöntem

Shin vd. (2014) tarafından geliştirilen NARDL Modeller, Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilmiş olan Otoregresif Gecikmesi Dağıtılmış (ARDL) modellerin genişletilmiş halidir. Bu model hem uzun dönemde hem de kısa dönemde negatif ve pozitif şokların etkileri ayrı ayrı gözlemlenebilmesi açısından avantaj sağlamaktadır. ARDL modelinde olduğu gibi bu modelde de kullanılan değişkenlerin farklı seviyede durağan olmalarına izin verilmektedir.

NARDL modelinde,  $y_t$ , bağımlı değişken ve  $x_t$  dikkate alınan tek bağımsız değişken olmak üzere uzun dönem asimetrik ilişki Denklem (1)'de verildiği şekilde tanımlanmaktadır.

$$y_t = \beta_1 x_t^+ + \beta_2 x_t^- + u_t \quad (1)$$

Burada,  $\beta_1, \beta_2$  uzun dönem katsayıları,  $x_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta x_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta x_j, 0)$  ve  $x_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta x_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta x_j, 0)$  olmak üzere sırasıyla, pozitif ve negatif şokların kısmi toplamalarını ifade etmektedir. Ayrıca,  $u_t, 0$ , ortalamalı,  $\sigma_u^2$ , varyanslı bağımsız ve özdeş rassal değişkenleri göstermektedir. Bu durumda, NARDL(p,q) modeli, Denklem (2)'de verildiği şekilde tanımlanmaktadır.

$$y_t = \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^q (\theta_j^+ x_t^+ + \theta_j^- x_t^-) + \epsilon_t \quad (2)$$

Burada,  $\phi_i, i = 1, 2, \dots, p$  bağımlı deęişkenin gecikmelerine ait sabit katsayıları,  $\theta_j^+$  ve  $\theta_j^-$ , ve  $j = 0, 1, 2, \dots, q$  asimetrik gecikmelere ait sabit katsayıları,  $\epsilon_t, 0$ , ortalamalı,  $\sigma_{\epsilon}^2$ , varyanslı bağımsız ve özdeş rassal deęişkenleri göstermektedir.

Shin vd. (2014) tarafından geliştirilen NARDL(p, q) modeline ait Hata Düzeltme Modeli, Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ARDL modeli takip edilerek Denklem (3)'te verildięi şekilde tanımlanmıştır.

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \rho y_{t-1} + \theta^+ x_{t-1}^+ + \theta^- x_{t-1}^- + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^{q-1} (\psi_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \psi_j^- \Delta x_{t-j}^-) \\ &= \rho \xi_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^{q-1} (\psi_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \psi_j^- \Delta x_{t-j}^-) \end{aligned} \quad (3)$$

Burada,  $\rho = \sum_{i=1}^p \phi_{i-1}$ ,  $\gamma_j = -\sum_{i=j+1}^p \phi_i, j = 1, 2, \dots, p-1$ ,  $\theta^+ = \sum_{j=0}^q \theta_j^+, \theta^- = \sum_{j=0}^q \theta_j^-$  ve  $\psi_0^+ = \theta_0^+, \psi_0^- = \theta_0^-$  olmak üzere  $\psi_j^+ = -\sum_{i=j+1}^q \theta_i^+$  ve  $\psi_j^- = -\sum_{i=j+1}^q \theta_i^-, j = 1, 2, \dots, p-1$  olarak tanımlanan katsayıları göstermektedir. Ayrıca  $\xi_{t-1} = y_{t-1} - \beta_1 x_{t-1}^+ - \beta_2 x_{t-1}^-, \beta_1 = -\frac{\theta^+}{\rho}, \beta_2 = -\frac{\theta^-}{\rho}$  doğrusal olmayan hata düzeltme terimini göstermektedir.

NARDL model ARDL modeline benzer şekilde dört aşamada uygulanabilmektedir. İlk olarak modelde yer alan deęişkenlerin durağanlık seviyeleri birim kök testleri yardımı ile tespit edilmektedir. Bu aşamada, tüm deęişkenlerin seviyesinde ya da en fazla birinci farkta durağan olmaları NARDL modelinin gerek koşulunu oluşturmaktadır. Eğer bu koşul sağlanıyor ise ikinci aşama olan model kurulum aşamasına geçilmekte ve gecikme uzunlukları  $p$  ve  $q$  deęerleri bilgi kriterleri yardımı ile elde edilmektedir. Üçüncü aşamada (2) nolu denklemde verilen NARDL modeli tahmin edilmekte ve modelin hata terimleri için serisel korelasyon ve deęişen varyans varsayımları sınanmaktadır. Ek olarak, modelin istikrar koşulu CUSUM ve CUSUM-SQ testleri yardımı ile sınanmaktadır. Bu koşullar sağlandığı takdirde, ARDL-sınır testi ile deęişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin varlığı test edilmektedir. Eşbütünleşme ilişkisinin varlığına karar verildiği takdirde uzun dönem ve kısa dönem modeli tahmin edilmektedir.

#### 4. Veri Seti ve Analiz

Çalışmada, Türkiye için ülke riskinin göstergesi olarak ele alınan CDS primleri üzerinde, makroekonomik faktörlerden dış borç, döviz kuru, uluslararası altın ve döviz rezervlerinin etkilerinin ekonometrik olarak deęerlendirmesi amaçlanmaktadır. Bu amaç doğrultusunda, Türkiye'nin 5 yıllık CDS primleri (CDS) ile birlikte, dış borç stoku (DB), reel efektif döviz kuru (DK), uluslararası altın rezervi (RZVAL) ve uluslararası döviz rezervi (RZVD) deęişkenleri, 2008Q4-2022Q2 döneminde üçer aylık ele alınmıştır. Ele alınan deęişkenlerin CDS primleri üzerindeki etkileri NARDL modeller yardımı test edilmiştir. CDS deęişkeni "investing.com" sitesinden, dięer tüm deęişkenler ise Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden (EVDS) elde edilmiştir. Kullanılan deęişkenlere ilişkin tanımlayıcı istatistikler Tablo 1'de verilmiştir.

**Tablo 1. Tanımlayıcı İstatistikler**

	<b>CDS</b>	<b>DB</b>	<b>DK</b>	<b>RZVAL</b>	<b>RZVD</b>
Ortalama	288,74	386070,00	92,69	19807,40	82492,82
Maksimum	838,24	457304,00	123,16	43553,00	111864,60
Minimum	128,11	269850,00	47,74	3237,80	37859,00
St. Sapma	136,29	58579,80	20,18	11609,74	18196,84
Jarque-Bera Testi	48,61***	7,30**	4,72	2,39	1,44

Tablo 1’e gre Trkiye’nin CDS primi ilgili dnemde ortalama olarak 288,74, Trkiye’nin dıř borcunun ortalama 386070,00 milyon USD, reel efektif dviz kurunun ortalama 92,69, altın rezervlerinin ortalama 19807,40 milyon USD ve dolar rezervinin ise ortalama 82492,82 milyon USD olduđu gzlemlenmektedir. Deđiřkenlere iliřkin Jarque-Bera normallik test sonularına gre CDS ve DB deđiřkenlerinin normal dađılım izlemediđi, DK, RZVAL ve RZVD deđiřkenlerinin ise normal dađılım izlediđi sylenebilmektedir.

Analizlerde tm deđiřkenlerin dođal logaritması alınarak modelde kullanılmıřtır. Deđiřkenlerin durađanlıđı ncelikle, Geniřletilmiř Dickey Fuller (ADF) (Dickey ve Fuller, 1979) ve Phillips-Perron (Phillips ve Perron, 1988) birim kk testleri kullanılarak incelenmiř ve test sonuları Tablo 2’de sunulmuřtur.

**Tablo 2. Birim Kk Testi Sonuları**

		<b>LNCDS</b>	<b>LNDB</b>	<b>LNDK</b>	<b>LNRZVAL</b>	<b>LNRZVD</b>
ADF	Sabit	-1,3040	-1,6067	0,5843	-1,8184	-1,3925
	Sabit ve Trend	-3,2858	-0,9475	-2,7105	-1,6324	-1,8980
PP	Sabit	-1,3317	-1,5755	0,6133	-1,7786	-1,5740
	Sabit ve Trend	-3,1529	-1,0625	-2,7105	-1,7281	-2,0376
		<b>ΔLNCDS</b>	<b>ΔLNDB</b>	<b>ΔLNDK</b>	<b>ΔLNRZVAL</b>	<b>ΔLNRZVD</b>
ADF	Sabitsiz ve Trendsiz	-7,2587***	-5,8236***	-9,3193***	-5,7986***	-5,9883***
	Sabit	-7,2121***	-6,4811***	-9,6549***	-6,4255***	-5,9346***
PP	Sabitsiz ve Trendsiz	-7,2622***	-6,4889***	-10,0871***	-6,4409***	-5,8769***
	Sabit	-7,2627***	-5,9183***	-9,3193***	-5,8900***	-5,9330***

**Not:** ‘\*\*\*’,  $\alpha=0,01$ ; ‘\*\*’,  $\alpha=0,05$ ; ‘\*’,  $\alpha=0,10$  anlamlılık dzeyini gstermektedir.

Tablo 2’ye gre deđiřkenlerin dzeyde durađan olmadıđı, fakat birinci farkta durađan olduđu, diđer bir deyiřle, deđiřkenlerin I(1) olduđu sylenebilmektedir. Eřbtnleřme iliřkisinin varlıđı arařtırılmadan nce deđiřkenlerdeki yapısal kırılmaların varlıđının test edilmesi nemlidir (Leybourne ve Newbold, 2003). Bu nedenle, ikinci olarak Zivot ve Andrews (ZA) (1992) testi uygulanmıř ve sonular Tablo 3’te sunulmuřtur. Tablo 3’e gre deđiřkenlerin tmnn sadece sabit terimde kırılma ieren modelde dzeyde durađan olmadıđı, sabit terim ve trendde kırılma ieren modelde ise LNDK dıřındaki tm deđiřkenlerin dzeyde durađan olmadıđı sylenebilmektedir.

**Tablo 3. Yapısal Kırılmalı ZA Birim Kk Testi Sonuları**

		<b>LNCDS</b>	<b>LNDB</b>	<b>LNDK</b>	<b>LNRZVAL</b>	<b>LNRZVD</b>
ZA	Sabit	-4,1468	-2,6983	-3,8147	-3,8888	-3,6650
		2018:Q2	2018:Q2	2018:Q2	2011:Q4	2012:Q3
	Sabit ve Trend	-4,3980	-4,3059	-5,1968**	-4,0496	-4,4076
		2018:Q2	2013:Q2	2016:Q1	2011:Q4	2014:Q2

**Not:** ‘\*\*\*’,  $\alpha=0,01$ ; ‘\*\*’,  $\alpha=0,05$ ; ‘\*’,  $\alpha=0,10$  anlamlılık dzeyini gstermektedir.

Çalıřmada, ADF, PP ve ZA testlerinin yanı sıra hem yapısal deęiřimleri hem de daha belirsiz deęiřimleri yakalaması bakımından daha avantajlı olan Fourier birim kök testleri (Fourier ADF (Enders ve Lee, 2012), Fourier GLS (Rodrigues ve Taylor, 2012), Fourier KPSS (Becker vd., 2006) ayrıca uygulanmıřtır ve sonuçlar Tablo 4’te sunulmuřtur.

Tablo 4’e göre sadece sabit terim içeren modelde her üç Fourier tipi teste göre LNCDS, LNDB, LNDK, LNRZVAL deęiřkenlerinin seviyede duraęan olmadıęı, LNRZVD, deęiřkeninin ise Fourier KPSS testine göre %5 anlamlılık düzeyinde duraęan olduęu gözlemlenmektedir. Sabit terim ve trend içeren modelde ise her üç Fourier tipi teste göre LNCDS, LNDB, LNDK, LNRZVD deęiřkenlerinin seviyede duraęan olmadıęı, LNRZVAL deęiřkeninin ise Fourier ADF testine göre %5 anlamlılık düzeyinde duraęan olduęu söylenebilmektedir.

**Tablo 4. Birim Kök Testi Sonuçları**

		LNCDS	LNDB	LNDK	LNRZVAL	LNRZVD
Fourier ADF	Sabit	2,7180	-1,5004	3,3188	-2,6685	-1,5276
	Sabit ve Trend	-2,9413	-2,2076	-2,6132	-4,5651**	-2,2028
Fourier GLS	Sabit	-1,4784	-1,0657	0,7827	0,5031	-0,9909
	Sabit veTrend	-1,5599	-2,8367	-3,2904	-2,6721	-1,9369
Fourier KPSS	Sabit	0,5897	1,5571	1,4593	3,2603	0,1204**
	Sabit ve Trend	0,0957	0,0898	0,0686	0,1589	0,0661*

**Not:** ‘\*\*\*’,  $\alpha=0,01$ ; ‘\*\*’,  $\alpha=0,05$ ; ‘\*’,  $\alpha=0,10$  anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Ele alınan makroekonomik faktörlerin duraęanlık seviyeleri belirlendikten sonra CDS primleri üzerindeki etkilerini arařtırmak için NARDL modeli tahmin edilmiřtir. Bu ařamada, öncelikle tüm deęiřkenlerin asimetrik etkileri modele dahil edilmiřtir. Fakat LNDK deęiřkene ait pozitif ve negatif etki katsayıları istatistiksel olarak farksız olarak elde edildięinden dolayı, ikinci ařamada, LNDK deęiřkeninin yalnızca doęrusal etkisi dikkate alınmıřtır. Uygulanan NARDL (4, 4, 2, 4, 1, 1, 4, 4) modeli sonrası elde edilen Sınır testi sonuçları Tablo 5’te sunulmuřtur.

**Tablo 5. Sınır Testi Sonuçları**

F-İstatistik		Alt Sınır	Üst Sınır
8,916	%1	3,498	5,149
	%5	2,593	3,941
	%10	2,205	3,421

Tablo 5’te verilen Sınır testi sonuçlarına göre hesaplanan F istatistik deęeri her üç anlamlılık düzeyinde üst sınır deęerinden büyük olduęu için CDS ve ele alınan makroekonomik faktörler arasında doęrusal olmayan bir eřbütünleşme iliřkisinin var olduęu söylenebilmektedir. Deęiřkenler arasında eřbütünleşme iliřkisinin varlıęı belirlendikten sonra kısa ve uzun dönem katsayıları tahmin edilmiř ve tahmin sonuçları Tablo 6’da verilmiřtir.



**Tablo 6. Doğrusal Olmayan Otoregresif Gecikmeli Dağıtılmış (NARDL) Model Tahmin Sonuçları**

Değişken	Kısa Dönem Katsayı	Standart Sapma	t değeri <sup>a</sup>
<i>Sabit</i>	27,4862***	2,7591	9,9619
$\Delta LNCDSt_{t-1}$	0,8049***	0,1168	6,8889
$\Delta LNCDSt_{t-2}$	0,8696***	0,1106	7,8621
$\Delta LNCDSt_{t-3}$	0,4954***	0,1151	4,3045
$\Delta LNDB_t^+$	-5,0763	1,0157	-4,9981
$\Delta LNDB_{t-1}^+$	-2,4392	1,4633	-1,6669
$\Delta LNDB_{t-2}^+$	0,1604	0,8808	0,1822
$\Delta LNDB_{t-3}^+$	1,9535*	0,8888	2,1978
$\Delta LNDB_t^-$	7,8912***	2,6026	3,0321
$\Delta LNDB_{t-1}^-$	10,3390***	2,5544	4,0475
$\Delta LNDK_t$	-0,3277	0,2445	-1,3402
$\Delta LNDK_{t-1}$	3,4437***	0,4074	8,4533
$\Delta LNDK_{t-2}$	2,8685***	0,4501	6,3724
$\Delta LNDK_{t-3}$	2,0100***	0,3875	5,1875
$\Delta LNRZVD_t^+$	-1,4239***	0,2023	-7,0386
$\Delta LNRZVD_t^-$	-1,2591***	0,3051	-4,1270
$\Delta LNRZVAL_t^+$	-0,6184***	0,1879	-3,2907
$\Delta LNRZVAL_{t-1}^+$	-1,1291***	0,1799	-6,2776
$\Delta LNRZVAL_{t-2}^+$	-0,6756***	0,1796	-3,7619
$\Delta LNRZVAL_{t-3}^+$	-0,3540	0,1852	-1,9109
$\Delta LNRZVAL_t^-$	-0,2366	0,3176	-0,7448
$\Delta LNRZVAL_{t-1}^-$	-1,6443***	0,3049	-5,3931
$\Delta LNRZVAL_{t-2}^-$	-1,8844***	0,2590	-7,2753
$\Delta LNRZVAL_{t-3}^-$	-1,0873***	0,3159	-3,4417
$ECT_{t-1}$	-1,6808***	0,1689	-9,9533
Değişken	Uzun Dönem Katsayı	Standart Sapma	t değeri <sup>a</sup>
$LNDB^+$	1,1982***	0,3730	3,2124
$LNDB^-$	-8,4275***	1,0452	-8,0627
$LNDK$	-2,3873***	0,5738	-4,1608
$LNRZVD^+$	-0,5583***	0,1586	-3,5196
$LNRZVD^-$	-0,0657	0,1178	-0,5574
$LNRZVAL^+$	-0,2518***	0,0625	-4,0314
$LNRZVAL^-$	1,9063***	0,2854	6,6799

**Not:**  $\Delta$ : birinci fark operatörünü,  $^+$ : pozitif şokları,  $^-$ : negatif şokları,  $ECT$ : Hata düzeltme terimini, ‘\*\*\*’,  $\alpha=0,01$ ; ‘\*\*’,  $\alpha=0,05$ ; ‘\*’,  $\alpha=0,10$  anlamlılık düzeyini göstermektedir. <sup>a</sup> HAC standart hatalar kullanılarak hesaplanan t istatistik değerleri.

Tablo 6’da verilen uzun dönem katsayı tahminleri çerçevesinde, pozitif dış borç değişkeni katsayısı ve negatif dış borç değişkeni katsayısı makalenin hipotezi ile uyumlu ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Buna göre uzun dönemde dış borçta meydana gelecek %1’lik artış veya pozitif bir şok CDS primlerinin yaklaşık olarak %1,2 oranında artmasına neden olacaktır. Diğer taraftan dış borçta meydana gelecek %1’lik azalış veya negatif bir şok CDS primlerinin yaklaşık olarak %8,4 oranında azalmasına neden olacaktır. Dış borçta yaşanacak düşüşler, dış borçta yaşanacak artışlara göre CDS primleri üzerinde daha fazla etkili olmaktadır.

Reel efektif döviz kuru değerlendirildiğinde, katsayının istatistiksel olarak anlamlı bulunduğu ve reel efektif döviz kurunda meydana gelecek %1’lik artış veya pozitif bir şokun CDS primlerinde yaklaşık olarak %-2,39 oranında azalışa neden olacağı söylenebilmektedir.

Uzun dönemde asimetrik etkileri arařtırılan LNRZD deęiřkenine iliřkin olarak pozitif LNRZVD deęiřkenine ait katsayının istatistiksel olarak anlamlı, negatif LNRZVD deęiřkenine ait katsayının ise istatistiksel olarak anlamlı olmadıęı grlmektedir. Bu sonuca gre, beklentilerle uyumlu olarak dviz rezervlerinde meydana gelecek % 1'lik artıřın uzun dönemde CDS primlerinde yaklaşık olarak %0,56 oranında azalışa sebep olacaęı sylenebilmektedir. Dviz rezervlerindeki artıř CDS primlerinde etkili olurken, dviz rezervlerindeki azalışlar CDS zerinde etkili olmamaktadır.

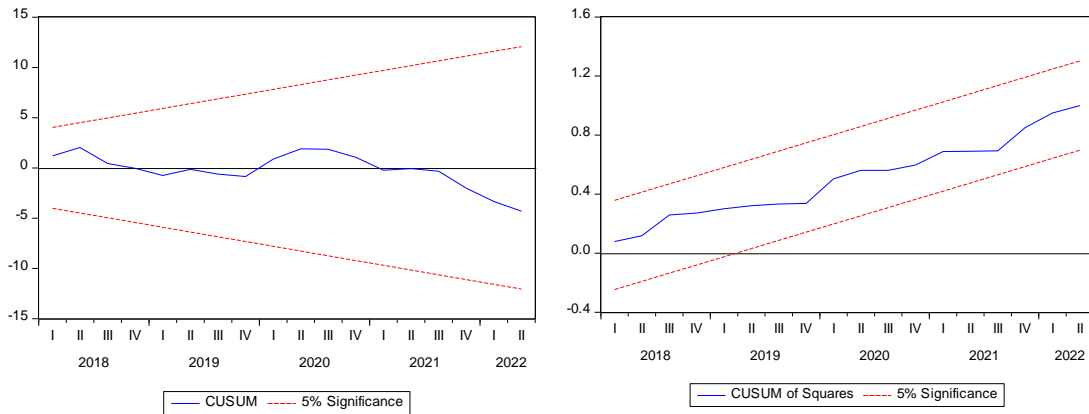
Yine elde edilen sonular doęrultusunda LNRZVAL deęiřkeni deęerlendirildięinde, hem pozitif altın rezerv deęiřkeni katsayısının hem de negatif altın rezerv deęiřkeni katsayısının alıřmanın hipotezi ile uyumlu ve istatistiksel olarak anlamlı olduęu grlmektedir. LNRZVAL deęiřkeninde meydana gelecek %1'lik artıř veya pozitif bir řok CDS primlerinin yaklaşık olarak %0,25 oranında azalmasına neden olacak, LNRZVAL deęiřkeninde meydana gelecek %1'lik azalış veya negatif bir řok CDS primlerin yaklaşık olarak %1,91 oranında artmasına neden olacaktır.

Tablo 6'da sunulan NARDL modeline iliřkin kısa dnem hata dzeltme model sonuları deęerlendirildięinde hata dzeltme katsayısının yaklaşık -1,68 ve istatistiksel olarak anlamlı olduęu grlmektedir. NARDL modeline iliřkin diagnostik testler gerekleřtirilmiř ve sonuları Tablo 7'de sunulmuřtur.

**Tablo 7. Diagnostik Test Sonuları**

	Test İstatistięi	Olasılık Deęeri
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test	1,0385	0,4220
Breusch-Pagan-Godfrey	25,3374	0,7524
Jarque-Bera	1,7735	0,4120
Ramsey Reset Test	1,1062	0,3076

Diagnostik test sonularına gre, tahmin edilen modelde otokorelasyon ( $p. deę = 0,4220 > 0,05$ ), deęiřen varyans ( $p. deę = 0,7524 > 0,05$ ) ve tanımlama hatası sorunlarının olmadıęı ( $p. deę = 0,3076 > 0,05$ , bunun yanında normallik varsayımının ( $p. deę = 0,4120 > 0,05$ ) da saęlandıęı sylenebilmektedir. Ayrıca řekil 2'de grlen CUSUM ve CUSUMSQ grafiklerinde gre deęerlerin (dz çizgi) gven aralıkları (kesikli çizgi) iinde kalmasından dolayı modelin istikrarlı olduęu grlmektedir.



**řekil 2. Cusum ve CusumSQ Grafikleri**

## 5. Sonu

Gnmzde CDS primleri lkelerin kredi risklerinin bir gstergesi olarak dikkate alınmaktadır. Bu aıdan CDS primlerini etkileyen bazı ekonomik faktrlerin bilinmesi lke politikaları ve yatırımcılar aısından nem arz etmektedir. Trkiye’nin CDS primlerini etkileyen makroekonomik faktrlerin arařtırıldıđı bu alıřmada, makroekonomik faktrlerden dıř bor stoku, reel efektif dviz kuru, uluslararası altın ve dviz rezervleri deđiřkenleri deđerlendirilmektedir. alıřma kapsamında, Trkiye’nin 5 yıllık CDS primleri bađımlı deđiřken olarak ele alınmıř ve 2008:Q4-2022:Q2 dnemi er aylık veriler kullanılarak makroekonomik faktrlerde gerekleřen pozitif ve negatif řokların CDS primleri zerindeki etkileri NARDL model yardımı ile test edilmiřtir.

alıřmada ilk olarak deđiřkenlerin durađanlıđı, ADF, PP birim kk testleri, yapısal kırılmalı ZA birim kk testi ve hem yapısal deđiřimleri hem de daha belirsiz deđiřimleri yakalaması bakımından daha avantajlı olan Fourier birim kk testleri kullanılarak incelenmiřtir. Hem geleneksel birim kk testlerinden hem de yapısal kırılmaları dikkate alan birim kk testlerinden elde edilen bulgular, tm deđiřkenlerin birinci farkta durađan olduđunu gstermektedir. Gerekleřtirilen NARDL modelinden elde edilen bulgular ise CDS ve ele alınan makroekonomik faktrler arasında dođrusal olmayan bir eř btnleřme iliřkisinin var olduđunu gstermektedir.

Uzun dnem katsayı tahminleri erevesinde, asimetric etkileri deđerlendirilen tm deđiřkenlere ait katsayıların beklentilerle uyumlu ve istatistiksel olarak anlamlı olduđu sylenebilmektedir. Yalnızca negatif dviz rezerv deđiřkeni katsayısı anlamlı olarak bulunmamıřtır. Ek olarak ele alınan deđiřkenler arasında CDS primleri zerinde en fazla etkili olan faktrn dıř borta yařanacak azalıř olduđu sylenebilmektedir.

Sonular genel olarak deđerlendirildiđinde, bulguların alıřmanın hipotezleri ve literatrde mevcut alıřmalar ile uyumlu olduđu sylenebilmektedir. Dıř bor deđiřkeninin incelensek, dıř bor deđiřkenindeki artıř ve azalıřların uzun dnemde Trkiye’nin CDS primleri zerinde etkin olduđu gzlemlenmektedir. Bu sonu dıř borun CDS primlerini artırdıđı sonucuna ulařan Ho (2016) alıřması ile rtřmekte iken dıř borun CDS primi zerinde nemli bir etkisinin olmadıđı bulgusuna sahip Akkaya (2017) alıřması ile rtřmemektedir.

Reel efektif dviz kuru ele alındıđında, reel efektif dviz kurunun uzun dnemde Trkiye’nin CDS primleri zerinde simetric ve negatif olarak etkin olduđu gzlemlenmiřtir. Bu sonu, reel efektif dviz kurundaki artıřların CDS primlerini dřrdđn belirten zgr ve elik (2021) ve Erer (2022) alıřmaları ile rtřmektedir.

lke rezervleri genel olarak deđerlendirildiđinde, rezervlerin Trkiye’nin CDS primleri uzun dnemde etkin olduđu ve etkinin, asimetric ve negatif olduđu sonucuna ulařılmıřtır. Bulgular, rezervlerdeki artıřların, CDS primlerini dřrdđn belirten Jaramillo ve Tejada (2011), Simonyan ve Bayraktar (2022), Kartal vd. (2022), Huyugzel-Kıřla vd. (2022) alıřmaları ile rtřmektedir. Diđer taraftan, rezervlerdeki deđiřimlerin, CDS primleri zerinde anlamlı bir etkisinin olmadıđı sonucuna ulařan, Liu ve Morley (2012), Stolbov (2017), Daehler vd. (2021) alıřmaları ile rtřmemektedir.

Sonu olarak lke riskini gsteren ve yatırımların nnde engel teřkil edebilecek CDS primlerinin azaltılmasında, lkenin dıř borlarının kontrol altına alınması son derece nem arz etmektedir. Dviz ve altın rezervleri ile CDS primleri arasındaki asimetric iliřkinin varlıđından

hareketle, yatırımcılar yatırım ve riskten kaçınma kararlarını belirleyebileceklerdir. Ek olarak, CDS primlerinin uluslararası yatırımcılar tarafından önemli bir risk göstergesi olarak takip edilmesi, özellikle ekonomik kaynak yaratma ihtiyacı olan geliřmekte olan ülkelerin politika yapıcılarını açısından önem verilen bir konudur. Bu nedenle, geliřmekte olan ülkelerde CDS primlerinin literatürde birçok arařtırmacı tarafından incelenmiř olduđu görölmektedir. Bu bağlamda, gelecek arařtırmalar açısından, farklı analizler yardımıyla, geliřmiř ve geliřmekte olan ülkelerin ele alınarak karşılaştırılması önerilebilmektedir.

**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**

Yazarlar makaleye eřit oranda katkı sađlamıř olduklarını beyan eder.

**Arařtırmacıların Çıkar Çatıřması Beyanı**

Bu çalışmada herhangi bir potansiyel çıkar çatıřması bulunmamaktadır.

## Kaynakça

- Aizenman, J., Jinjaraç, Y. and Park, D. (2013). *Fundamentals and sovereign risk of emerging markets* (NBER Working Paper Series No. 18963). Retrieved from <http://www.nber.org/papers/w18963>
- Akın, T. ve Işıklı, E. (2020). Kredi temerrüt swapı, ekonomik büyüme ve cari açık ilişkisi: Türkiye örneği. *Anemon Muş Alparslan Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 8, 91-98. <https://doi.org/10.18506/anemon.616029>
- Akkaya, M. (2017). Türk tahvillerinin CDS primlerini etkileyen içsel faktörlerin analizi. *Maliye ve Finans Yazıları*, 107, 130-145. <https://doi.org/10.33203/mfy.307177>
- Akkuş, Ö. (2021). CDS risk primleri ile dış borçlanma ilişkisi: Simetrik ve asimetrik nedensellik analizi. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, 31, 215-228. <https://doi.org/10.18092/ulikidince.928425>
- Aksoylu, E. ve Görmüş, Ş. (2018). Gelişmekte olan ülkelerde ülke riski göstergesi olarak kredi temerrüt swapları: Asimetrik nedensellik yöntemi. *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 14(1), 15-33. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/esad/>
- Arslan, M., Kuzu, S. ve Çelik, İ.E. (2022). CDS primleri üzerinde etkili olan makroekonomik göstergelerin araştırılması: Türkiye örneği. *Ekev Akademi Dergisi*, 90, 331-346. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/sosekev/>
- Becker, R., Enders, W. and Lee, J. (2006). A Stationary test in the presence of an unknown number of smooth breaks. *Journal of Time Series Analysis*, 27(3), 381-409. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9892.2006.00478.x>
- BIS. (2023). *OTC derivatives outstanding* [Dataset]. Retrieved from <https://www.bis.org/statistics/derstats.htm>
- Carr, P. and Wu, L. (2007). Theory and evidence on the dynamic interactions between sovereign credit default swaps and currency options. *Journal of Banking & Finance*, 31(8), 2383-2403. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2006.09.008>
- Czech, M. (2021). Assessment of the credit risk of Poland based on sovereign credit default swap spreads during the Covid-19 pandemic. *Ekonomia I Prawo. Economics and Law*, 20(3), 497-511. <https://doi.org/10.12775/EiP.2021.030>
- Çelik, A. (2022). Dynamics of exchange rate fluctuations in Turkey: Evidence from symmetric and asymmetric causality analysis. *Ekonomika*, 101(1), 125-141. <https://doi.org/10.15388/Ekon.2022.101.1.7>
- Çonkar, M.K. ve Vergili, G. (2017). Kredi temerrüt swapları ile döviz kurları arasındaki ilişki: Türkiye için ampirik bir analiz. *Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 10(4), 59-66. <https://doi.org/10.25287/ohuiibf.310704>
- Daehler, T.B., Aizenman, J. and Jinjaraç, Y. (2021). Emerging markets sovereign CDS spreads during Covid-19: Economic versus epidemiology news. *Economic Modelling*, 100, 105504. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2021.105504>
- Della Corte, P., Sarno, L., Schmeling, M. and Wagner, C. (2021). Exchange rates and sovereign risk. *Management Science*, 68(8), 5591-5617. <https://doi.org/10.1287/mnsc.2021.4115>
- 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(366), 427-431. <https://doi.org/10.2307/2286348>
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072. <https://doi.org/10.2307/1912517>
- Durgun-Kaygısız, A. ve İşcan, H. (2020). Kredi temerrüt takası ve döviz kuru ilişkisi, Türkiye örneği. *Sakarya İktisat Dergisi*, 10(2), 167-179. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/sid/>
- Enders, W. and Lee, J. (2012). The flexible Fourier form and Dickey-Fuller type unit root test. *Economics Letters*, 117, 196-199. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2012.04.081>

- Erer, D. (2022). Farklı ekonomik rejimler altında küresel belirsizliklerin ülke kredi risk primi üzerine etkisi: Türkiye örneđi. *Maliye Dergisi*, 183, 1-23. Eriřim adresi: <https://hmb.gov.tr/>
- Eyssell, T., Hung-Gay, F. and Zhang, G. (2013). Determinants and price discovery of china sovereign credit default swaps. *China Economic Review*, 24, 1-15. <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2012.09.003>
- Ferrucci, G. (2003). *Empirical determinants of emerging market economies' sovereign bond spreads* (Bank of England Working Paper No. 205). <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.597422>
- Fontana, A. and Scheicher, M. (2010). *An analysis of euro area sovereign CDS* (European Central Bank Working Paper Series No. 1271). Eriřim adresi: [http://ssrn.com/abstract\\_id=1715483](http://ssrn.com/abstract_id=1715483)
- Hassan, M.K., Kayhan, S. and Bayat, T. (2016). Does credit default swap spread affect the value of the Turkish lira against the U.S. Dollar? *Borsa İstanbul Review*, 17(1), 1-9. <https://doi.org/10.1016/j.bir.2016.10.002>
- Ho, S.H. (2016). Long and short-runs determinants of the sovereign CDS spread in emerging countries. *Research in International Business and Finance*, 36, 579-590, <http://dx.doi.org/10.1016/j.ribaf.2015.07.001>
- Huyugüzel Kışla, G., Muradođlu, Y.G. and Önder, A.Ö. (2022). Spillovers from one country's sovereign debt to CDS (Credit Default Swap) spreads of others during the European crisis: A spatial approach. *Journal of Asset Management*, 23, 277-296. <https://doi.org/10.1057/s41260-022-00263-3>
- İřcanođlu-Çekiç, A. (2011). *Pricing and hedging of constant proportion debt obligations* (Unpublished doctoral dissertation). The Graduate School of Applied Mathematics, Middle East Technical University, Ankara.
- Jaramillo, L. and Tejada, M. (2011). *Sovereign credit ratings and spreads in emerging markets: Does investment grade matter?* (IMF Working Paper No. 11/44). Retrieved from <http://www.imf.org/external/pubs/cat/longres.aspx?sk=24677>
- Jüttner, D.J., Chung, D. and Leung, W. (2006). Emerging market bond returns -An investor perspective. *Journal of Multinational Financial Management*, 16(2), 105-121. <https://doi.org/10.1016/j.mulfin.2005.05.005>
- Kartal, M.T., Depren, S.K. and Depren, Ö. (2022), Sovereign credit default swap (CDS) spreads changes in various economic conjunctures: Evidence from Turkey by machine learning algorithms. *Journal of Management and Economics Research*, 20(1), 354-374. <https://doi.org/10.11611/yead.1076897>
- Kębłowski, P. (2011). The behaviour of exchange rates in the Central European countries and credit default risk premiums. *Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics*, 3(4), 221-237. Eriřim adresi: <http://cejeme.eu/>
- Kılıcı, E.N. (2017). CDS Primleri ile ülke kredi riski arasındaki iliřkinin deđerlendirilmesi: Türkiye örneđi. *Maliye Finans Yazıları*, 108, 71-86. <https://doi.org/10.33203/mfy.357664>
- Kılıcı, E.N. (2019). Dıř borçların ülke CDS primleri üzerindeki etkisinin incelenmesi: Türkiye örneđi. *Sayıřtay Dergisi*, 112, 75-92. Eriřim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/sayistay/>
- Leybourne, S.J. and Newbold, P. (2003). Spurious rejections by cointegration tests induced by structural breaks. *Applied Economics*, 35(9), 1117-1121. <https://doi.org/10.1080/0203684032000082068>
- Liu, C., Li, J., Sun, X. and Chen, J. (2021). Multi-scale interactions between Turkish lira exchange rates and sovereign CDS in Europe and Asia. *Applied Economics Letters*, 28(7), 599-607, <https://doi.org/10.1080/13504851.2020.1765961>
- Liu, Y. and Morley, B. (2012). Sovereign credit default swaps and the macroeconomy. *Applied Economics Letters*, 19(2), 129-132. <https://doi.org/10.1080/13504851.2011.568390>
- Liu, Y. and Morley, B. (2013). Sovereign credit ratings, the macroeconomy and credit default swap spreads. *Brussels Economic Review*, 56(3/4), 335-348. Eriřim adresi: <https://dipot.ulb.ac.be/>
- Naifar, N. (2020). What explains the sovereign credit default swap spreads changes in the GCC region? *Journal of Risk Financial Management*, 13, 245. <https://doi.org/10.3390/jrfm13100245>

- zgr, M.I. ve elik, S. (2021). Trkiye ekonomisinde seim dnemlerinde CDS primini etkileyen faktrlerin analizi: 2002-2018 dnemi. *Van Yznc Yıl niversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakltesi Dergisi*, 6(12), 106-125. Eriřim adresi: <https://dergipark.org.tr/pub/vanyuyuibfd/>
- Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Phillips, P.C.B. and Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75, 335-346. <http://dx.doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- Ramos-Francia, M. and Rangel, J. (2012). Revisiting the effects of country specific fundamentals on sovereign default risk. *Economic Bulletin*, 32(4), 3008-3016. Retrieved from <https://ssrn.com/abstract=2178794>
- Rodrguez, I.M., Dandapani, K. and Lawrence, E.R. (2019). Measuring sovereign risk: Are CDS spreads better than sovereign credit ratings? *Financial Management*, 48(1), 229-256. <https://doi.org/10.1111/fima.12223>
- Rodrigues, P.M.M. and Taylor, A.M.R. (2012). The flexible fourier form and local generalised least squares de-trended unit root tests. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(5), 736-759. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2011.00665.x>
- Sand, H.J. (2012). *The impact of macro-economic variables on the sovereign CDS spreads of the Eurozone countries* (Unpublished doctoral dissertation). University of Groningen, Netherlands.
- Shin, Y., Yu, B. and Greenwood-Nimmo, N. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. R.C. Sickles and W.C. Horrace (Eds.), In *Festschrift in honor of Peter Schmidt: Econometric Methods and Applications* (pp. 281-314). New York: Springer.
- Simonyan, S. and Bayraktar, S. (2022). Asymmetric dynamics in sovereign credit default swaps pricing: Evidence from emerging countries. *International Journal of Emerging Markets*. Advance online publication. <https://doi.org/10.1108/IJOEM-03-2021-0469>
- Stolbov, M. (2017). Determinants of sovereign credit risk: The case of Russia. *Post-Communist Economies*, 29(1), 51-70. <https://doi.org/10.1080/14631377.2016.1237045>
- Ustaođlu, E. (2022). Analysis of relations between CDS, stock market, and exchange rate: Evidence from Covid-19. *Ekonomi, Politika & Finans Arařtırmaları Dergisi*, 7(2), 301-315. <https://doi.org/10.30784/epfad.1085420>
- Wang, A.T., Yang, S.Y. and Yang, N.T. (2013). Information transmission between sovereign debt CDS and other financial factors – The case of Latin America. *North American Journal of Economics and Finance*, 26, 586–601. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2013.02.023>
- Zhang, G., Yau, J. and Fung, H.G. (2009). Do credit default swaps predict currency values? *Applied Financial Economics*, 20(6), 439-458. <https://doi.org/10.1080/09603100903459774>
- Zivot, E. and Andrews, D.W.K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), 251-270. <https://doi.org/10.2307/1391541>

## **ANALYSIS OF THE RELATIONSHIP BETWEEN CREDIT DEFAULT SWAPS AND MACROECONOMIC VARIABLES**

### **EXTENDED SUMMARY**

#### **The Aim of the Study**

In the study, the main aim is to investigate the effects of macroeconomic factors such as external debt (DB), real effective exchange rate (DK), international gold reserve (RZVD), and international foreign exchange reserve (RZVAL) on Türkiye's CDS premiums. The study has three hypotheses. The first hypothesis is that an increase in the country's external debts will result in an increase in CDS premiums and thus country risk. The second hypothesis is that the increase in real effective exchange rates will cause the Turkish lira to appreciate, and therefore the country risk will decrease. The third hypothesis is that the increase in Turkey's gold reserve and foreign currency reserve will reduce the country's risk and thus the CDS premiums.

#### **Literature**

Studies in the literature on macroeconomic variables affecting CDS premiums are presented in three sub-sections. These are studies examining the relationship between exchange rate and CDS premiums (Carr and Wu, 2007; Zhang et al., 2009; Koblowski, 2011; Liu and Morley, 2012; Wang et al., 2013; Hassan et al., 2016; onkar and Vergili, 2017; Aksoylu and Gormuř, 2018; Durgun-Kaygısız and İřcan, 2020; Liu et al., 2021; Della Corte et al., 2021; zgur and elik, 2021; Ustaoglu, 2022; Steel, 2022), studies examining the relationship between external debt and CDS premiums (Fontana and Scheicher, 2010; Sand, 2012; Eyssell et al. 2013; Aizenman et al., 2013; Ho, 2016; Akkaya, 2017; Kılıcı, 2019; Akkuř, 2021; Czech, 2021; Arslan et al., 2022), and studies examining the relationship between reserves and CDS premiums (Jaramillo and Tejada, 2011; Ramos-Francia and Rangel, 2012; Liu and Morley, 2013; Ho, 2016; Stolbov, 2017; Daehler et al., 2021; Simonyan and Bayraktar, 2022).

The study contributes to the literature in two ways. First, the study presents new empirical findings on the effects of domestic macroeconomic indicators, the real effective exchange rate, external debt, and reserve variables on Türkiye's CDS premiums. Secondly, the symmetrical and asymmetrical effects of all variables are discussed, thus providing important implications for policymakers in terms of evaluating economic conditions.

#### **Methodology**

In the study, quarterly data from the fourth quarter of 2008 to the second quarter of 2022 is used. Within the framework of the model, 5-year government CDS premiums are considered the dependent variable, and Non-Linear Autoregressive Distributed Lag (NARDL) models are used to observe the effects of positive and negative shocks in macroeconomic factors on CDS premiums separately.



### **Findings**

In the study, the NARDL model is estimated, and the bound test is applied. In the estimations, the effects of positive and negative shocks in the real effective exchange rate on CDS premiums are found to be statistically significant and nearly the same. Therefore, the real effective exchange rate is considered symmetrically, and the model is re-estimated. The findings show the existence of a nonlinear cointegration relationship between CDS and macroeconomic factors.

According to the long-term model, positive and negative shocks in external debt have a statistically significant effect on CDS premiums. While positive shocks in external debt cause an increase in CDS premiums, negative shocks in external debt cause a decrease in CDS premiums. Moreover, the real effective exchange rate has a negative and statistically significant effect on CDS premiums.

In addition, while positive shocks in international foreign exchange reserves have a statistically significant effect on CDS premiums, the effects of negative shocks in international foreign exchange reserves are not statistically significant. The positive shocks to international foreign exchange reserves will cause a decrease in CDS premiums. On the other hand, positive and negative shocks in international gold reserves have a statistically significant effect on CDS premiums. While positive shocks in international gold reserves cause a decrease in CDS premiums, negative shocks in international gold reserves cause an increase in CDS premiums.

### **Conclusion**

As a conclusion, the findings of the study are consistent with the general economic view and the existing literature. International investors follow CDS premiums as an important risk indicator. For this reason, considering asymmetrical relationships between CDS premiums and other macroeconomic indicators is extremely important to developing countries which need to generate economic resources. Accordingly, CDS premiums are an important subject for researchers. In this context, it can be suggested to compare developed and developing countries with the help of different analyses.

# TÜRKİYE’DE KREDİ TEMERRÜT SWAPLARI İLE KÜRESEL EKONOMİ POLİTİKASI BELİRSİZLİK ENDEKSİ, BIST 100 VE BANKALARA YAPILAN DOĞRUDAN YABANCI YATIRIMLAR ARASINDAKİ İLİŐKİ

## The Relationship between Credit Default Swaps, Global Economic Policy Uncertainty Index, BIST 100 and Foreign Direct Investment in the Banking Sector in Türkiye

Hakan KUM\*, Zeynep E. TOPALOĐLU\*\* & Melek KIDEMLİ\*\*\*

### Öz

#### Anahtar

#### Kelimeler:

Kredi Temerrüt Swapları, Küresel Ekonomi Politikası Belirsizlik Endeksi, CDS, GEPU, ARDL.

#### JEL Kodları:

E50, G00, B22.

#### Keywords:

Credit Default Swaps, Global Economic Policy Uncertainty Index, CDS, GEPU, ARDL.

#### JEL Codes:

E50, G00, B22.

Kredi temerrüt swapları (CDS) bir ülkenin aldığı krediyi geri ödeyememe riskini ifade eder ve bir ülkenin finansal güvenilirliđi açısından oldukça önemli bir göstergedir. Bu çalışmanın amacı Türkiye’de Küresel Ekonomi Politikası Belirsizlik Endeksi, BIST 100 Endeksi ve bankalara yapılan doğrudan yabancı yatırımların risk prim göstergesi olan CDS üzerindeki etkisini arařtırmaktır. Çalışma 2008-2022 dönemini kapsamaktadır ve analizlerde aylık verilerden yararlanılmıştır. Deđişkenler arasındaki ilişkinin belirlenmesinde Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model (ARDL) kullanılmıştır. Yapılan analizler sonucunda, hem kısa dönemde hem de uzun dönemde CDS primi ile BIST-100 Endeksi arasında negatif yönlü, Küresel Ekonomi Politikası Belirsizlik Endeksi ile CDS primi arasında ise pozitif yönlü ve istatistiki olarak anlamlı bir ilişki olduğu tespit edilmiştir. CDS primi ile bankalara yapılan doğrudan yabancı yatırımlar arasında ise istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunamamıştır. Analizlerden elde edilen bulgulara göre, Küresel Ekonomi Politikası Belirsizlik Endeksinin düşüş göstermesi, Türkiye’nin CDS priminin düşmesini olumlu yönde etkilemektedir. Ayrıca BIST-100 Endeksinin yükselmesi ve bankalara yapılan doğrudan yabancı yatırımların da artması Türkiye’nin CDS priminin düşmesine katkı sağlamaktadır.

### Abstract

Credit default swaps (CDS) represent the risk of a country's inability to repay the credit it has taken and are a crucial indicator of a country's financial reliability. The aim of this study is to investigate the impact of the Global Economic Policy Uncertainty Index, BIST 100 Index, and foreign direct investments in the banking sector, which serve as a risk premium indicator for CDS, in Turkey. The study covers the period of 2008-2022, and monthly data was used for the analysis. The Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model was employed to determine the relationship between the variables. Based on the analysis, it was found that there is a negative relationship between CDS premiums and the BIST-100 Index in both the short and long term. Additionally, a positive and statistically significant relationship was observed between the Global Economic Policy Uncertainty Index and CDS premiums. However, no statistically significant relationship was found between CDS premiums and foreign direct investments in the banking sector. According to the findings obtained from the analysis, a decrease in the Global Economic Policy Uncertainty Index has a positive effect on the decline of Turkey's CDS premiums. Furthermore, an increase in the BIST-100 Index and foreign direct investments in the banking sector also contribute to the decline of Turkey's CDS premiums.

\* Doç. Dr., Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, Türkiye, hakan.kum@nevsehir.edu.tr, ORCID: 0000-0002-7880-8355

\*\* Doktora Öğrencisi, Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Bölümü, Türkiye, zeynolgun@gmail.com, ORCID: 0000-0002-4954-8224

\*\*\* Doktora Öğrencisi, Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Bölümü, Türkiye, melekkidemli@gmail.com, ORCID: 0000-0003-0784-1817

Makale Geliş Tarihi (Received Date): 20.11.2022 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 29.06.2023

Bu eser Creative Commons Atıf 4.0 Uluslararası Lisansı ile lisanslanmıştır.



## 1. Giriş

İlk olarak 1995 yılında JP Morgan tarafından finans piyasalarına kazandırılan Kredi Temerrüt Swapları (CDS primleri), piyasada oluşabilecek riskleri takip etmekte kullanılmaktadır. 2003 yılından itibaren Türk tahvillerinin CDS primleri ciddi şekilde takip edilmektedir. Özellikle yurt dışı yatırımcılarının takip ettiği bu gösterge, yatırım yapma noktasında oldukça etkili olmaktadır. Risk primi ne kadar yüksek ise bir ülkenin kredibilitesi o kadar düşük, CDS primi ne kadar düşük ise kredibilitesi de o kadar yüksek olarak algılanmaktadır.

Kredi Temerrüt Swapları bir kredinin geri ödenmeme durumuna karşı, belirli bir tutar karşılığında alacaklı tarafı koruma altına alan kredi türev enstrümanı şeklinde tanımlanmaktadır. Kısacası kredi riskine karşı yapılan bir sigorta işlemi olarak ifade edilebilir. Bu sigorta priminin yüksek olması ülkenin kredibilitesi açısından kötü bir referanstır. CDS’ler kredi riskini eş anl olarak göstermesi nedeniyle piyasa katılımcıları tarafından yakından takip edilen bir risk göstergesi olmasının yanında, yatırımcılara da ülkelerin kredibilitesi hakkında önemli bilgiler sunmaktadır.

Küresel Ekonomi Politikası Belirsizlik Endeksi (Global Economic Policy Uncertainty Index - GEPU) dünya genelindeki belirsizlikleri bir endeks haline getiren bir deđiřkendir. Siyasi ve ekonomik karar alma mekanizmaları, doğal afetler gibi öngörülemeyen durumlar iktisadi deđiřkenler üzerinde beklenmedik ve olumsuz etki yaratabilmektedirler. Bu beklenmeyen durumlar belirsizlik olarak adlandırılmaktadırlar. Belirsizlik durumu piyasalar ve yatırımlar üzerine çeřitli etkiler oluşturmaktadırlar. Belirsizlik durumunun yatırımlar üzerine etkileri yatırımların 3 temel karakteristiđine bađlı olarak analiz edilmektedir. Bunlar; yatırımların tersine döndürülememesi, yatırımların gelecekteki getirisine ilişkin belirsizliđin bulunması ve yatırımların daha fazla bilgi elde edebilmek amacıyla ertelenebilmesidir. (Bernanke, 1983; Dixit ve Pindyck, 1994)

Bu çalışmada, Türkiye’nin Kredi Risk Primi üzerinde Küresel Ekonomi Politikası Belirsizlik Endeksi, BIST-100 Endeksi ve bankalara yapılan doğrudan yabancı yatırımların etkisi araştırılmıştır. Çalışma 2008-2022 dönemini kapsamaktadır ve analizlerde Gecikmesi Dađıtılmış Otoresif Model (ARDL) kullanılmıştır. Kurulan modelin güvenilirliđi ve yapısı, tanısal testlerle incelenmiştir. Literatürde yer alan çalışmalar incelendiđinde CDS primini etkileyen faktörler üzerine birçok çalışma olmasına rağmen Küresel Ekonomi Politikası Belirsizlik Endeksi, BIST-100 Endeksi ve bankalara yapılan doğrudan yabancı yatırımların CDS Primi üzerine etkisine ilişkin ARDL yönteminin kullanıldığı bir çalışmaya rastlanmamıştır. Bu açıdan çalışmanın ilgili literatüre katkı sağlayabileceđi düşünülmektedir.

Çalışma üç bölümden oluşmaktadır. Konunun amacı ve önemi ilk bölümde yer almaktadır. İkinci bölümde konuya ilişkin literatür incelemesi yer almaktadır. Üçüncü ve son bölümde ekonometrik modele ve ekonometrik analizden elde edilen bulgulara yer verilmektedir.

## 2. Literatür

Çalışmada literatür bölümü hazırlanırken CDS Primi ve Küresel Ekonomi Politikası Belirsizlik Endeksi, BIST-100 Endeksi ve bankalara yapılan doğrudan yabancı yatırımların etkisi üzerine çalışmalar ortaya konmuştur. Literatürde CDS primini etkileyen faktörler için yapılan birçok çalışma mevcut olmasına karşın CDS ve Küresel Ekonomi Politikası Belirsizlik Endeksi, BIST-100 Endeksi ve bankalara yapılan doğrudan yabancı yatırımların etkisi üzerine ARDL

yöntemi kullanılarak yapılan bir çalışmaya rastlanmamıştır. Bu bakımdan çalışmamızın ilgili literatüre bir katkı sağlayabileceği düşünülmektedir. CDS primi ile ilgili göstergeler arasındaki ilişkiyi inceleyen başlıca çalışmalardan bazıları Tablo 1’de özetlenmiştir.

**Tablo 1. Literatür Taraması**

Yazar/ Tarih	Dönem	Yöntem	Değişkenler	Bulgular
Başarı ve Ketten (2016)	2010-2016	Granger Nedensellik Testi / Johansen Kointegrasyon	CDS, Ülke Kredi Riski, EMBI Endeksi, Hisse Senetleri Endeksi, Döviz Kurları	Yapılan analiz sonucunda ele alınan dönem için ele alınan ülkelerde CDS primleri ile hisse senetleri arasında %95 anlamlılık düzeyinde çift yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiş iken döviz kurları ile herhangi bir kısa ve uzun dönemli nedensellik ilişkisine rastlanmamıştır.
Hancı (2014)	2008-2012	GARCH	Kredi Temerrüt Takası BİST-100 Risk Volatilité	Yüksek CDS puanlamasının ülkeye ait riskin büyük olduğu değerlendirmesinden yola çıkarak, iki değişken arasındaki volatilitenin çok yüksek çıkması nedeniyle şokların dirençli olduğu, başka bir deyişle kırılğanlığın yüksek olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Akkaya (2016)	2008-2016	VAR Analizi	Türk tahvilleri, Türk tahvilleri, CDS, İçsel faktörler	Türkiye’nin 5 yıllık süreçteki CDS primlerini etkileyen faktörleri inceleyen çalışmada ABD Dolar kurundaki ve EMBI Türkiye Endeksindeki aylık değişimlerin ayrıca altın fiyatları ile Borsa İstanbul getiri endeksindeki değişimlerin, CDS primlerindeki değişim üzerinde etkili olduğu ortaya konulmuştur.
Bozkurt (2017)	2010-2013	Hendricks ve Singhal olay çalışması / Study Event Yöntemi	CDS, Ülke Riski, Uluslararası Haberler, Anormal Getiri	Çalışma da Türkiye’nin 5 yıllık CDS notu incelenmiş ve sadece İran’a ait hem iyi hem de kötü haberlerin, Türkiye’nin CDS primlerine etki ettiği ortaya konulmuştur.
Norden ve Weber (2009)	2000-2002	VAR Analizi	CDS Tahvil, Hisse Senedi	Çalışmaya göre hisse senedi değişkeni, CDS ve tahvil spread değişimlerine neden olmaktadır.
Koy (2014)	2009-2012	Granger Nedensellik	CDS, Tahvil Primleri	Çalışma da CDS primlerindeki değişimlerin Eurotahvil primlerindeki değişime öncülük ettiği sonucuna varılmıştır.
Ersan ve Günay (2009)	2004-2008	VAR Analizi	CDS Türkiye Kredi Riski	Çalışmada 2008 yılındaki siyasi davaların CDS üzerindeki etkisi incelenmiş, Eurobond ve Dow Jones endekslerinin getirilerinde değişiklikler gözlemlenmiştir.
Kargı (2014)	2005-2013	Granger Nedensellik	Faiz Oranları, Büyüme, CDS	Çalışma da CDS, faiz oranı ve büyüme arasında uzun dönemli anlamlı ilişki saptanmıştır

**Tablo 1. Devamı**

<b>Yazar/ Tarih</b>	<b>Dönem</b>	<b>Yöntem</b>	<b>Değişkenler</b>	<b>Bulgular</b>
DiCesare ve Guazzarotti (2010)	2002-2009	Merton Modeli	CDS primleri, Firmaların kaldıraç düzeyleri, Volatilite değerleri, Risksiz faiz oranı, Firmaların hisse değerleri, Verim eğrisinin eğimi	Çalışmada 2007 dönemi öncesinde ve sonrasında değişkenlerin CDS primlerindeki değişimlerin %50’sinden fazlasını açıklayabildiği ortaya konulmuştur.
Ünal ve Süsal (2021)	2012-2020	Todo Yamamoto	CDS, BIST100 Endeksi, Ekonomik Güven Endeksi, Döviz kuru, VIX	Çalışmayla CDS’den Ekonomik Güven Endeksi, Dolar Kuru ve Sanayi Üretim Endeksine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi ortaya çıkmış olup BIST 100 Endeksi ve Ekonomik Politika Belirsizlik Endeksinden CDS’ye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.
Liu vd. (2021)	2010- 2020	VAR Analizi	Piyasa Korkusu, CDS, Döviz kuru	Çalışmada bağımsız CDS ve döviz kuru arasında nispeten yakın bir bağ olduğu anlaşılmıştır. Sonuç olarak çalışmaya göre özellikle finansal istikrarın korunması ve piyasalar arası riskin dağılmasını önleme açısından bu bağın önem taşıdığı sonucuna varılmıştır.
Shahzad vd. (2020)	2007-2018	ARDL / Todo Yamamoto	CDS, Hisse senedi piyasaları, Volatilite endeksi	Çalışmada çeşitli sektörlerde kredi, hisse senedi ve volatilité endeksi ile işlem sıklıkları arasındaki ilişkilerde heterojenik bir yapı olduğu tespit edilmiştir.
Wisniewski ve Lambe (2015)	2007-2014	VAR Analizi	CDS, Ekonomik politika belirsizliği	Avrupa’da temerrüt swap maliyetleri ile politik riskler arasında çift yönlü ilişki olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca hem teorik olarak dışsal değişken içeren ve içermeyen bir VAR analizi yapılmıştır. Her iki durumda da etki tepki fonksiyonları, belirsizlikte yayılmalarının pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır.
Altuntaş ve Ersoy (2020)	2009-2020	VAR Granger Nedensellik	CDS, BIST 30 Endeksi, BIST Bankacılık Endeksi	Türkiye’nin CDS primi ile BIST Bankacılık Endeksi arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur. BIST 30 Endeksinden Türkiye’nin CDS primine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.
Abioğlu vd. (2021)	2000-2020	ARDL	CDS, Ekonomik riskler, Finansal Riskler, Politik riskler	Doğrusal olmayan otoregresif dağıtılmış gecikme modeli kullanılarak, hem ekonomik riskin hem de finansal riskin CDS primleri üzerinde asimetric bir etkiye sahip olduğu tespit edilmiş ve finansal risklerin CDS primleri üzerinde ekonomik risklerden daha çok etkilendiği ortaya konmuştur.
Gürsoy ve Kılıç (2021)	2010-2020	DCC-GARCH	GEPÜ, CDS, BİST Bankacılık Endeksi	GEPÜ endeksi ile CDS primi, BİST bankacılık endeksi arasında iki yönlü güçlü volatilité olduğu tespit edilmiştir.

### 3. Yöntem ve Bulgular

Çalıřmada 2008-2022 döneminde CDS ile Küresel Ekonomi Politikası Belirsizlik Endeksi, BIST-100 Endeksi ve bankalara yapılan doğrudan yabancı yatırım göstergeleri arasındaki iliřkiler aylık veriler kullanılarak incelenmiřtir. Kullanılan deęiřkenlere ait kısaltmalar, deęiřkenlerin tanımları ve veri kaynakları Tablo 2’de verilmiřtir.

**Tablo 2. Deęiřkenlerin Tanımları ve Veri Kaynakları**

Deęiřken Kısaltması	Deęiřken Tanımları	Veri Kaynaęı
CDS_T	Kredi Temerrüt Swapları (Türkiye CDS 5 Yıllık USD Tahvili Geçmiř Verileri)	Investing.com
GEPU_T	Küresel Ekonomi Politikası Belirsizlik Endeksi	Federal Reserve Bank (FRED) Economic Data
BIST-100	Borsa İstanbul'da iřlem gören iřlem hacmi ve piyasa deęeri en yüksek 100 řirketin hisse senedi performanslarının ölçülmesiyle meydana gelen endeks	T.C. Merkez Bankası Elektronik Veri Daęıtım Sistemi (EVDS).
BFDI_T	Bankalara Yapılan Doğrudan Yabancı Yatırımlar	T.C. Merkez Bankası Elektronik Veri Daęıtım Sistemi (EVDS).

Deęiřkenler arasındaki iliřkilere yönelik iktisadi beklentiler řu řekilde özetlenebilir: CDS üzerinde Küresel Ekonomi Politikası Belirsizlik Endeksi göstergesinin pozitif yönlü etkisi olması beklenmektedir. Çünkü, Küresel Ekonomi Politikası Belirsizlik Endeksi ekonomideki volatilité ve deęiřkenlięin öngörülebilir olmamasını ifade etmektedir ve bu riskin artmasının CDS risk primi üzerinde artış yönlü bir etki oluřturması beklenmektedir. BIST-100 Endeksindeki artış ve CDS primi arasında negatif yönlü bir iliřki beklenmektedir. Borsada iřlem gören hisselerin önemli bir kısmının doğrudan yabancı yatırımcı olması nedeniyle, ülkenin CDS priminin yüksek olması yabancı yatırımcının yatırım eęiliminin azalmasına neden olmaktadır.

Çalıřmada, 2008-2022 döneminde Türkiye Kredi Temerrüt Swapları (CDS-T) ile Küresel Ekonomik Politik Belirsizlik Endeksi (GEPU\_T), BIST-100 Endeksi (BIST-100) ve bankalara yapılan doğrudan yabancı yatırım (BFDI\_T) göstergeleri arasındaki iliřki, ARDL yöntemi kullanılarak incelenmiřtir.

Çalıřma ařaęıdaki fonksiyona baęlı olarak arařtırılmıřtır:

$$CDS_T = f(GEPU_T, BIST - 100, BFDI_T) \quad (1)$$

ARDL Analizinin uygulaması üç ařamadan oluřmaktadır: Birinci ařamasında, deęiřkenler arasında eřbütünleřme iliřkinin varlıęı arařtırılmaktadır. Eřbütünleřme iliřkisinin olduęu varsayımı altında, ikinci ařamasında uzun dönemli ve üçüncü ařamasında kısa dönemli iliřkiler tespit edilmektedir.

Çalıřmanın uygulama bölümünde öncelikle deęiřkenlerin duraęanlık analizleri yapılmıř ve ADF birim kök testinden yararlanılmıřtır. Elde edilen ADF Birim kök testi sonuçları Tablo 3’te sunulmuřtur.

**Tablo 3. Augment Dickey-Fuller (ADF) Test İstatistiği**

Değişkenler	Düzy/Birinci Fark	Sabit	Trend ve Sabit	Sonuç
CDS_T	Düzy-Level	0.554	0.208	I(1)
	Birinci Fark	0.000	0.000	
GEPU_T	Düzy	0.118	0.0003	I(1)
	Birinci Fark	0.000	0.0000	
BIST-100	Düzy	0.968	0.525	I(1)
	Birinci Fark	0.000	0.0000	
BFDI_T	Düzy	0.000	0.0000	I(0)

Tablo 3’te ADF testi incelendiğinde değişkenlerin I(0) ve I(1) düzeyde durağan oldukları görülmektedir. Bu sonuçtan hareketle çalışmada ARDL analizinin uygulanmasının uygun olacağına karar verilmiştir. ARDL Testi uygulamadan önce öncelikle eşbütünleşmenin var olup olmadığının tespiti için F istatistik değerinin belirlenmesi gerekmektedir. Bu doğrultuda Akaike Bilgi Ölçütü (Akaike information criterion-AIC)’ne göre belirlenen gecikme uzunluğu ile tahmin edilen modelin değişkenleri için hesaplanan F istatistik değeri, alt kritik değerden küçükse seriler arasında eş bütünleşme ilişkisi olmadığı, üst kritik değerden büyükse eşbütünleşme ilişkisi olduğu kabul edilir.

Eşbütünleşme ilişkisinin varlığı araştırılması için ARDL Sınır Testi (Bound test) uygulanmıştır. Tablo 4’te, ARDL Sınır Testi (Bound Test) sonuçları yer almaktadır. k terimi, bağımsız değişken sayısını ifade eder. Uzun dönem (eşbütünleşme) için  $H_0$  hipotezi, değişkenler arasında uzun dönemli ilişki yoktur şeklindedir. Hesaplanan F istatistik değeri %1, %5, %10 anlamlılık düzeyinin üst sınırından büyük olduğu için  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. Bu sonuç, değişkenler arasında eşbütünleşme (uzun dönemli) ilişkisinin varlığını göstermektedir.

**Tablo 4. ARDL Sınır Testi (Bound Test)**

F-istatistik Katsayısı:	Kritik Değerler						k Terimi
	%1		%5		%10		
	Alt Sınır	Üst Sınır	Alt Sınır	Üst Sınır	Alt Sınır	Üst Sınır	
10,80	3,65	4,65	2,79	3,67	2,37	3,02	3

**Not:** \*, %1; \*\*, %5; \*\*\*, %10 anlamlılık seviyelerini göstermektedir.

Eş bütünleşme ilişkisinin varlığının tespit edilmesinin ardından değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiler incelenebilecektir. Çalışmamızda kullanılan değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi incelemek üzere tahmin edilen olan ARDL Modelinin sonuçları ve katsayıları aşağıdaki Tablo 5’te gösterilmektedir.

Tablo 5’te yer alan kısa dönem sonuçlarına göre, BIST-100 Endeksi ile CDS primi arasında istatistiki olarak negatif yönlü ve anlamlı ilişki, Küresel Ekonomi Politikası Belirsizlik Endeksi ile CDS primi arasında ise pozitif yönlü ve anlamlı bir ilişki bulunmaktadır. Kısa dönem sonuçlarına benzer şekilde uzun dönem sonuçları da BIST-100 Endeksi ile CDS primi değişkenleri arasında negatif yönlü bir ilişki olduğunu, Küresel Ekonomi Politikası Belirsizlik Endeksi ile CDS primi değişkenleri arasında ise pozitif yönlü ve istatistiki olarak anlamlı bir ilişki olduğunu göstermektedir. Küresel Ekonomi Politikası Belirsizlik Endeksindeki artışın

Türkiye'nin CDS primini yükseliř yönünde etkilediđi, BIST 100 Endeksindeki yükseliřin ise Türkiye'nin CDS primini azaltıcı bir etki yarattığı söylenebilir. Bankalara yapılan doğrudan yabancı yatırımların etkisi incelendiđinde, hem kısa dönem hem de uzun dönem katsayılar bankalara yapılan doğrudan yabancı yatırımlar ile CDS primi arasında negatif yönlü bir iliřki olduğunu gösterse de bu iliřki istatistiksel olarak anlamlı deđildir.

**Tablo 5. ARDL Analizi Sonucu**

<b>Kısa Dönem Katsayıları</b>				
<b>Deđişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Std. Hata</b>	<b>t-istatistik</b>	<b>Olasılık</b>
CDS_T(-1)	-1.196818	0.075743	-15.80111	0.0000
LBIST-100(-1)	-1.004591	0.156433	-6.421850	0.0000
LGEPU_T	0.087764	0.041527	2.113425	0.0361
LBFDI_T	-0.014726	0.008998	-1.636538	0.1036
LBIST-100, (2)	-0.751515	0.102157	-7.356470	0.0000
C	0.006653	0.003333	1.996483	0.0475
<b>Uzun Dönem Katsayıları</b>				
<b>Deđişkenler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Std. Hata</b>	<b>t-istatistik</b>	<b>Olasılık</b>
BIST-100	-0.839385	0.119256	-7.038536	0.0000
GEPU_T	0.073331	0.034640	2.116911	0.0358
BFDI_T	-0.012305	0.007460	-1.649349	0.1010
C	0.005559	0.002762	2.012944	0.0457

Modelin güvenilirliđi ve uygunluđuna yönelik olarak Breusch-Godfrey Otokorelasyon LM Testi, Breusch-Pagan-Godfrey Deđişen Varyans Testi ve Jarqua-Bera Normallik Testi yapılmıřtır. Tanısal test sonuçlarına göre tahmin edilen modelde bir hata mevcut deđildir. Ayrıca yapılan CUSUM ve CUSUMQ testi sonuçları, modelin istikrar řartını sađladığını göstermektedir.

#### **4. Sonuç**

Bu çalışmanın amacı, Küresel Ekonomi Politikası Belirsizlik Endeksi, BIST-100 Endeksi ve bankalara yapılan doğrudan yabancı yatırımların Türkiye'nin CDS primi üzerindeki etkisini arařtırmaktır. Çalışma 2008-2022 dönemini kapsamaktadır ve analizlerde Gecikmesi Dađıtılmış Otoresif Model (ARDL) kullanılmıřtır.

Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre, kısa ve uzun dönemde BIST-100 Endeksi ile CDS primi arasında istatistiki olarak anlamlı ve negatif yönlü bir iliřki vardır. Küresel Ekonomi Politikası Belirsizlik Endeksi ile CDS primi arasında ise kısa ve uzun dönemde istatistiki olarak pozitif yönlü iliřki olduğu tespit edilmiřtir. Küresel Ekonomi Politikası Belirsizlik Endeksindeki artışın, ekonomideki öngörülebilirliđi azaltması ve dolayısıyla belirsizliđi artırmasının, CDS risk priminde artış yaşanmasına neden olduğu söylenebilir.

Çalışmadan elde edilen bulgular, Küresel Ekonomi Politikası Belirsizlik Endeksinin düşmesinin yani iktisadi ve siyasi belirsizliđin azalmasının, BIST-100 Endeksinin ise yükselmesinin, bir ülkenin güvenilirliđini yansıtan göstergelerden biri olarak kabul edilen CDS priminin azalış yönlü bir seyir izlemesinde etkili olabileceđini göstermektedir. Bu alanda uygulanması gereken politikaların başında ekonomik belirsizliđin mümkün olduğunca ortadan kaldırılması gerekmektedir. Politika yapımcılar piyasadaki aktörlere, en azından kısa dönemli ve öngörülebilir bir ekonomi politikası sunmalıdırlar. Bu politikanın içeriđi faiz oranları, kur



H. Kum, Z.E. Topalođlu & M. Kıdemli “Türkiye’de Kredi Temerrüt Swapları İle Küresel Ekonomi Politikası Belirsizlik Endeksi, BIST 100 ve Bankalara Yapılan Doğrudan Yabancı Yatırımlar Arasındaki İlişki”

politikası, vergi oranları ve enflasyon hedeflemesi ile ilgili olabilir. Bu deđişkenlere yönelik olarak oluşturulacak bir güven ortamı, piyasa aktörlerinin yatırım yapma eğilimini olumlu yönde etkileyecektir.

**Araştırma ve Yayın Etiđi Beyanı**

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

- Abiođlu, V., Özgür, M. ve Soyu, E. (2021). İktisadi, finansal ve politik risklerin Türkiye CDS primine etkileri. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 67, 238-251. <https://doi.org/10.51290/dpusbe.827939>
- Akkaya, M. (2016). Türk tahvillerinin CDS primlerini etkileyen içsel faktörlerin analiz. *Maliye ve Finans Yazıları*, 1(107), 130-145. <https://doi.org/10.33203/mfy.307177>
- Altuntaş, D. ve Ersoy, E. (2020). CDS Primi ile BIST 30 Endeksi ve BIST Bankacılık Endeksi Arasındaki Nedensellik İlişkisi. *Ekonomi ve Finansal Arařtırmalar Dergisi*, 2(2), 144-155. Eriřim adresi: <https://dergipark.org.tr/pub/jefr>
- Başarıır, Ç. ve Ketten, M. (2016). Geliřmekte olan ülkelerin CDS primleri ile hisse senetleri ve döviz kurları arasındaki kointegrasyon ilişkisi. *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 8(15), 369-380. <https://doi.org/10.20875/sb.72076>
- Bernanke, B.S. (1983). Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. *Quarterly Journal of Economics*, 98(1), 85-106. <https://doi.org/10.2307/1885568>
- Bozkurt, İ. ve Kaya, M.V. (2018). Arap baharı coğrafyasından gelen haberlerin CDS primlerine etkisi. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, 20, 1-16. <https://doi.org/10.18092/ulikidince.292772>
- Di Cesare, A. and Guazzarotti, G. (2010). *An analysis of the determinants of credit default swap spread changes before and during the subprime financial turmoil* (Bank of Italy Temi Di Discussioni Working Paper No. 749). Retrieved from <https://core.ac.uk/reader/6875880>
- Dixit, A. and Pindyck, R. (1994). *Investment under uncertainty*. Princeton: Princeton University Press.
- Ersan, İ. ve Günay, S. (2009). Kredi riski göstergesi olarak kredi temerrüt swapları (CDS) ve kapatma davasının Türkiye riski üzerine etkisine dair bir uygulama. *Bankacılar Dergisi*, 71, 5-24. Eriřim adresi: <https://www.tbb.org.tr/>
- Gürsoy, S. ve Kılıç, E. (2021). Küresel ekonomik politik belirsizliđin Türkiye CDS primi ve BİST bankacılık endeksi üzerindeki volatilitte etkileřimi: DCC-GARCH modeli uygulaması. *Atatürk Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Dergisi*, 35, 1323-1334. <https://doi.org/10.16951/atauniiib.876769>
- Hancı, G. (2014). Kredi temerrüt takasları ve BIST-100 arasındaki ilişkinin incelenmesi. *Maliye ve Finans Yazıları*, 102, 9-22. <https://doi.org/10.33203/mfy.170744>
- Kargı, B. (2014). Credit default swap (CDS) spreads: The analysis of time series for the integration with the interest rates and the growth in Turkish economy. *Montenegrin Journal of Economics*, 1(1), 59-66. Retrieved from <https://www.mnje.com/>
- Koy, A. (2014). Kredi temerrüt swapları ve tahvil primleri üzerine ampirik bir çalıřma. *International Review of Economics and Management*, 2(2), 63-79. <https://doi.org/10.18825/irem.58557>
- Lars, 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. <https://doi.org/10.1111/j.1468-036X.2007.00427.x>
- Liu, C., Li, J., Feng, Q. and Sun, X. (2021). Spillovers between sovereign CDS and exchange rate markets: The role of market fear. *North American Journal of Economics & Finance*, 55, 101308. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2020.101308>
- Plank, T. (2019). *Do macro-economic fundamentals price emerging market sovereign CDS spreads* (SSRN Working Paper No. 1765352). Retrieved from [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=1765352](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1765352)
- Shahzad, S., Aloui, C. and Jammazi, R. (2020). On the interplay between US sectoral CDS, stock and VIX indices: Fresh insights from wavelet approaches. *Finance Research Letters*, 33, 101208. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2019.06.006>

H. Kum, Z.E. Topalođlu & M. Kıdemli “Türkiye’de Kredi Temerrüt Swapları İle Küresel Ekonomi Politikası Belirsizlik Endeksi, BIST 100 ve Bankalara Yapılan Doğrudan Yabancı Yatırımlar Arasındaki İlişki”

Ünal, E. ve Süsay, A. (2021). Güven, volatilité, belirsizlik endeksleri ve seçilmiş ekonomik göstergeler ile Türkiye kredi risk primi arasındaki nedensellik ilişkisi. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 60, 25-41. <https://doi.org/10.18070/erciyesiibd.880540>

Wisniewski, T. and Lambe, B. (2015). Does economic policy uncertainty drive CDS spreads? *International Review of Financial Analysis*, 42, 447-458. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2015.09.009>

## **THE RELATIONSHIP BETWEEN CREDIT DEFAULT SWAPS, GLOBAL ECONOMIC POLICY UNCERTAINTY INDEX, BIST 100 AND FOREIGN DIRECT INVESTMENT IN THE BANKING SECTOR IN TÜRKİYE**

### **EXTENDED SUMMARY**

#### **Research Problem**

Credit Default Swaps (CDS) are credit derivative instruments that protect the creditor against a certain amount of non-repayment of a loan. CDS can be defined as an insurance transaction against credit risk. The high insurance premium is a negative reference for the country's credibility. For this reason, the CDS indicator is important because it shows the credit risk simultaneously and is a risk indicator that is closely followed by the market participants, as well as providing important information about the credibility of the countries to the investors. The Global Economic Policy Uncertainty Index (GEPU) is a variable that turns uncertainties around the world into an index. Unpredictable situations such as political and economic decision-making mechanisms and natural disasters can have unexpected and negative effects on economic variables. These unexpected situations are called uncertainty. Uncertainty creates various effects on markets and investments.

In this study, the relationship between CDS, which is a risk premium indicator, and GEPU, which is the Global Economic Policy Uncertainty Index, BIST 100 Index and foreign direct investment in the banking are examined. In this direction, when the studies in the literature are examined, although there are many studies on the factors affecting the CDS premium, no study has been found using the ARDL method on the effect of CDS and GEPU, BIST-100 index and foreign direct investments in the banking sector. In this respect, it is thought that the study can contribute to the relevant literature.

#### **Methodology**

In the study, monthly data were used to determine the relationship between CDS and GEPU, the BIST-100 index, and foreign direct investments in the banking sector for the 2008-2022 period. The dependent variable of the study is Credit Risk Swaps (Turkey CDS 5-Year USD Bond Historical Data). The independent variables are GEPU, BIST-100, and foreign direct investments in the banking sector.

The implementation phase in the study proceeded as follows: first, the stability degrees of the variables were investigated with the Augmented Dickey-Fuller (ADF) unit root test. Secondly, ARDL bound test was applied to determine the cointegration relationship between the variables. Third, after determining the existence of a cointegrating (long-term) relationship, the relationships between the variables were examined with the Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL).

### **Results and Conclusion**

According to the results obtained from the study, there is a statistically significant and negative relationship between the BIST-100 Index and CDS premiums in both the short and long term. On the other hand, it has been determined that there is a statistically significant positive relationship between the Global Economic Policy Uncertainty Index and CDS premiums in both the short and long term. It can be said that an increase in the Global Economic Policy Uncertainty Index leads to an increase in CDS risk premiums due to reducing predictability and increasing uncertainty in the economy.

The findings obtained from the study indicate that a decrease in the Global Economic Policy Uncertainty Index, which represents a reduction in economic and political uncertainty, and an increase in the BIST-100 Index can influence the downward trend of CDS premiums, which is considered as an indicator reflecting a country's reliability. One of the key policies to be implemented in this field is the elimination of economic uncertainty as much as possible. Policy makers should provide market actors with at least a short-term and predictable economic policy. The content of this policy can be related to interest rates, exchange rate policy, tax rates, and inflation targeting. Creating a climate of trust regarding these variables will positively influence the investment inclination of market actors.

# DIŐSAL ŐOKLAR, ULUSLARARASI PETROL FİYATLARI, PARA ARZI VE ENFLASYON ARASINDAKİ DİNAMİK İLİŐKİLERİN ANALİZİ: SÜREKLİ DALGACIK YAKLAŐIMINDAN KANITLAR\*

## An Analysis of the Dynamic Co-movements between External Shocks, International Oil Prices, Money Supply and Inflation: Evidence from the Wavelet Coherence Approach

Tuncay ÇELİK\*\*, Mustafa KOÇOĐLU\*\*\* & Mustafa Duhan SOYSAL\*\*\*\*

### Öz

**Anahtar Kelimeler:**  
Küresel Ekonomi Politika Belirsizliđi, Uluslararası Petrol Fiyatları, M2 Para Arzı, Enflasyon, Dalgacık DönüŐümü Yöntemi.

**JEL Kodları:**  
E4, E31, E52, D81.

Belirli dönemlerde yaŐanan iktisadi buhranlarla birlikte ortaya çıkan ekonomi politika belirsizlikleri, ani talep artışları veya azalışları neticesinde ortaya çıkan ekonomik durgunluktan çıkmak için Merkez Bankalarının uyguladıkları genişleyici para politikaları küresel ölçekte enflasyonu hızlandırmıştır. Dolayısıyla uluslararası emtia, gıda ve enerji fiyatlarında yukarı yönlü enflasyonist etkiler ortaya çıkmıştır. Ortaya çıkan bu durum neticesinde, dünya genelinde birçok ülke merkez bankasının enflasyonla mücadelede önlem oluşturacak politikalar uygulanmasına neden olurken, küresel ekonomi politika belirsizliđi, enerji fiyatları ve para miktarındaki sıkı ilişkinin enflasyonla mücadelede nasıl dengede tutulacađı sorusunu da gündeme getirmiŐtir. Bu çalışmada, Türkiye için Ocak 2006 ve Haziran 2022 dönemleri arasındaki aylık veriler kullanılarak küresel ekonomik politika belirsizliđi, para arzı, uluslararası petrol fiyatları ve enflasyon arasındaki zaman ve frekans alanındaki dinamik etkileşimler Wavelet yöntemleri ile analiz edilmiştir. Küresel ekonomik politika belirsizliđinin uluslararası ham petrol fiyatlarına yön verdiđi görülmüŐ ve böylece enflasyon üzerindeki momentum gücünün önemli tarih aralıklarındaki duyarlılıđı kanıtlanmıştır. Ayrıca para arzının bazı önemli tarih ve olaylar dinamiklerinde enflasyon üzerindeki yönlendirici etkileri de saptanmıştır. Bu bulgular, Türkiye bağlamında politika yapıcılar ve yatırımcılar için önemli çıkarımlar sağlamaktadır.

### Abstract

**Keywords:**  
Global Economic Policy Uncertainty, International Oil Prices, M2 Money Supply, Inflation, Wavelet Transform Method.

**JEL Codes:**  
E4, E31, E52, D81.

The expansionary monetary policies implemented by the central banks in order to get out of the economic stagnation that emerged as a result of economic policy uncertainties, sudden increases or decreases in demand, which emerged with the economic depressions experienced in specific periods, accelerated inflation on a global scale. Therefore, upward inflationary effects emerged in international commodity, food, and energy prices. As a result of this situation, many countries around the world have caused central banks to implement policies that will take measures to combat inflation, while global economic policy uncertainty has brought the question of how to keep the tight relationship between energy prices and money in compensate, in the fights against inflation. In this study, dynamic interactions between global economic policy uncertainty, money supply, international oil prices and inflation in the time and frequency domain are analyzed by Wavelet methods, using monthly data for Turkey between January 2006 and June 2022. It has been observed that global economic policy uncertainty drives international crude oil prices, thus proving the sensitivity of the momentum power on inflation in important historical intervals. In addition, the guiding effects of money supply on inflation in some important historical and event dynamics were determined. These findings provide important implications for policy makers and investors in the Turkey context.

\* Bu çalışma, Türkiye Ekonomi Kurumu tarafından 1-4/Eylül/2022 tarihinde NevŐehir'de düzenlenen ICE-TEA Kongresinde özet bildiri Őeklinde sunulmuŐtur.

\*\* Prof. Dr., Kayseri Üniversitesi, Uygulamalı Bilimler Fakültesi, Uluslararası Ticaret ve Lojistik Bölümü, [tecelik@kayseri.edu.tr](mailto:tecelik@kayseri.edu.tr), Türkiye, ORCID: 0000-0003-2667-4786

\*\*\* Dr. Öğr. Üyesi, Erciyes Üniversitesi, İletişim Fakültesi, Halkla İliŐkiler Bölümü, [mkoçođlu@erciyes.edu.tr](mailto:mkoçođlu@erciyes.edu.tr), Türkiye, ORCID: 0000-0002-2942-8276

\*\*\*\* ArŐ. Gör., Kayseri Üniversitesi, Uygulamalı Bilimler Fakültesi, Uluslararası Ticaret ve Lojistik Bölümü, [mustafasoyisal@kayseri.edu.tr](mailto:mustafasoyisal@kayseri.edu.tr), Türkiye, ORCID: 0000-0002-2616-4412

*Makale GeliŐ Tarihi (Received Date): 03.04.2023 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 21.06.2023*

*Bu eser Creative Commons Atf 4.0 Uluslararası Lisansı ile lisanslanmıştır.*



## 1. Giriş

Kovid-19 pandemisi ile birlikte küresel ekonomideki yavaşlama ve uluslararası petrol fiyatlarının çöküşünün ardından, küresel ekonominin toparlanması uluslararası enerji fiyatlarındaki ani yükselişleri de beraberinde getirmiştir. Kovid-19 pandemisi sonrasında yaşanan ani talep artışları ve beraberinde Merkez bankalarının genişleyici para politikaları küresel ölçekte enflasyonu hızlandırmıştır. Dolayısıyla uluslararası emtia, gıda ve enerji fiyatlarında yukarı yönlü enflasyonist etkiler ortaya çıkmıştır. Bu süreçte, Türkiye’de içsel ve dışsal şokların enflasyonist yansımalarının etkilerini analiz etmek önemli bir konu haline gelmiştir. Ukrayna-Rusya Savaşının ortaya çıkardığı küresel ekonomik belirsizlik ve petrol fiyatlarında yaşanan artış veya azalışlar gibi dış şokların sebep olduğu enflasyonist veya dezenflasyonist etkilere sebep olabilir. Bu şokların yıkıcı etkilerinin merkez bankalarının para ve faiz politikaları ile notralize edilmesi beklenir.

Belirsizlik unsuru ekonomik aktiviteleri çıktı, istihdam ve verimlilik gibi bileşenler üzerinden etkiler (Bloom, 2009 ). Gelir bazlı bir belirsizliğin artması tüketicilerin ürün tercihlerini ertelemelerine neden olur. Piyasa talebinin düşmesi üretici arzının düşmesine ve emek talebinin düşmesine neden olabilir (Eberly, 1994). Diğer taraftan küresel belirsizliklerle birlikte yaşanan ekonomik durgunluk dönemlerinde uygulanan genişleyici para politikaları beraberinde ekonomik genişleme ve petrol fiyatlarında yükselişi beraberinde getirmektedir (Jiang ve Cheng, 2021). Merkez bankalarının enflasyonla mücadeleyi temel hedef olarak belirledikleri göz önüne alındığında, özellikle son dönemde Dünya ekonomisini etkileyen birçok dışsal faktörün Türkiye ekonomisi açısından enflasyonu ne yönde etkilediği ve bu etkinin gücünün bazı önemli tarihler vurgulanılarak tespit edilmesi çok önemlidir.

Ekonomik parametrelerdeki dalgalanmalarının sebebi kalıcı ve geçici şok varyasyonlarıdır. Kalıcı şoklar, ekonomik faaliyetler üzerinde değişen durumların iyi kontrol edilmesini gerektiren uzun vadeli değişikliklerdir. Kalıcı şoklar, ekonomik büyüme veya küresel stok piyasaları üzerinde olumlu etkilere sahip olabilir. Geçici şoklar ise ekonomiye daha ani ve kısa süreli değişiklikleri getiren kısa vadeli etkilerdir. Geçici şoklar arasında döviz etkisi, enflasyon, faiz oranları, işsizlik, fiyatlar ve emtia fiyatları gibi ekonomik göstergelere karşı oluşan değişiklikler yer almaktadır. Ekonomik parametrelerdeki dalgalanma sebebi olarak her iki şok türü de etkili olabilmektedir (Gallagher ve Taylor, 2002). Dalgacık dönüşümleri şokların kalıcı veya geçici olduğu hakkında bilgi sahibi olmamıza yardımcı olabilir. Ayrıca Dalgacık dönüşümleri yöntemleri iki değişken arasındaki ilişkinin birlikle hareket tutarlılığının hangi tarihlerde ve kısa veya uzun dönemli olup olmadığını tespit etmek için önem arz etmektedir. Bu gerekçe ile çalışmada, Sürekli dalgacık dönüşümü (CWT), çapraz dalgacık dönüşümü (XWT) ve dalgacık tutarlılığı (WTC) çerçevesi için Grinsted vd. (2004) ve Ng ve Chan (2012) tarafından önerilen dalgacık araçları kullanılmıştır.

Dalgacık dönüşümleri farklı frekanslarda kısa vadeli veya uzun vadeli ölçek periyodlarında, zamana göre değişen dinamikleri ilişkilendirme renk kodlaması dağılımı yapan bir ölçme yöntemidir. Dalgacık dönüşümleri değişkenler arasındaki ilişkileri periyotlar ve dönemler düzleminde sınıflandırır. Bu çalışmanın amacı, Türkiye’de 2006 M:1 ve 2022 M:6 dönemleri aralığında aylık veriler kullanılarak küresel ekonomi politika belirsizliği, petrol fiyatları, M2 para arzı ve enflasyon arasındaki dinamik ilişkileri dalgacık dönüşümü (Wavelet transform) yöntemleri ile incelemektir. Mevcut literatür incelendiğinde, küresel ekonomi politika belirsizliği, para arzı, uluslararası petrol fiyatları ve enflasyon arasındaki ilişkilerin

döngüsel olarak arařtırılmadıđı görölmüřtür. Bu bağlamda bu çalıřmada deđiřkenler arasındaki olası eř zamanlı birlikte hareketlerin hangi durumlardan kaynaklandıđı hakkında bilgi sahibi olunabilecektir. Dolayısıyla bu açıdan çalıřmanın literatürdeki boşluđu doldurmaya katkı sađlayacađı düşünölmektedir.

Çalıřmanın giriş bölümünü takiben ikinci bölümde ilgili literatür özetlenmiř, üçüncü bölümde veriler ve metodoloji hakkında bilgilendirme yapılmıř, dördüncü bölümde analiz bulguları verilmiř, beřinci bölümde de genel bir deđerlendirme ve politika önerileri yapılarak çalıřma sonlandırılmıřtır.

## 2. Literatür Özeti

Makro ekonomi teorisi, Friedman'ın (1963) miktar teorisi denkleminde, para arzı ile enflasyon oranının aynı oranda doğrusal bir etkileřim içinde olduđunu kabul etmektedir. Bu yaklařıma göre genişleyen para arzı enflasyonu arttıran tek faktör iken, enflasyon tamamen parasal bir olgudur. Literatürde daha sonra yapılan ampirik çalıřmalar, kamu açıkları, uluslararası enerji fiyatları, arz řokları ve kur hareketlerinin de enflasyona neden olduđunu tespit etmiřlerdir. Christensen (2001), ABD ekonomisinde 1973-1997 dönemi için para arzı büyüme oranı ile enflasyon oranı arasındaki kısa ve uzun vadeli iliřkiyi ele almıřtır. Arařtırma, enflasyon ile parasal büyüme oranlarının eřit düzeyde gerçekleřtiđini ortaya koymuřtur. Hossain (2010), 1973-2008 arasında Bangladesh'te para arzı ve enflasyon arasındaki iliřkiyi test etmiř, iki deđerken arasında anlamlı bir iliřki yanında para arzından enflasyona doğru tek yönlü bir nedensellik iliřkisinin varlıđını bulmuřtur. Simwaka vd. (2012), 1995-2011 döneminde Malawi'de parasal genişlemenin 3-6 aylık bir gecikmeyle enflasyonu yönlendirdiđini belirlemiřlerdir. Nguyen (2015), farklı faktörlerle birlikte M2 para arzı büyümesinin enflasyon üzerinde arttırıcı etkisi olduđunu belirtmiřtir. Doan Van (2020), İnan'da para arzı ve enflasyon iliřkisini test ettiđi çalıřmasında, M1 ve M2 para arzı büyümesinin enflasyona neden olurken, enflasyonun da geri besleme etkisiyle tekrar para arzının büyümesine sebep olduđunu bulmuřtur. Erođlu ve Yeter (2022), para arzı büyümesinin Türkiye'de tek yönlü olarak enflasyona neden olduđunu tespit etmiřlerdir.

Global politika belirsizliđi ve enflasyon iliřkisine yönelik literatür kısıtlı olmakla birlikte Jones ve Olson (2013), ekonomi belirsizliđinin özellikle 1990 ve 2000'lerin bařlarında enflasyonla pozitif bir iliřkisinin olduđunu bulmuřlardır. Istrefi ve Piloiu (2014), global ekonomi belirsizliklerinin özellikle ABD ve Avrupa Birliđi bölgesinde uzun dönemde enflasyonu arttıracadıđı beklentisinin güçlü olduđunu bulmuřlardır. Mümtaz ve Theodoridis (2018), global belirsizliđin arttıđı dönemlerde firmaların uzun dönemde fiyatlarını yukarı doğru uyarladıklarını bunun da enflasyonu arttırdıđını belirtmiřlerdir. Istiak ve Alam (2019), global belirsizliđin kısa dönemde enflasyon üzerinde baskılayıcı etkisi olurken, uzun dönemde enflasyonun arttıđını tespit etmiřlerdir. Boateng vd. (2022), Gana'da global ekonomi politika belirsizliklerinin mal piyasasında fiyatları olumsuz etkilediđini, belirsizliđin artması durumunda ürün fiyatları artıřıyla enflasyonun da arttıđını belirtmiřlerdir.

Son yıllarda yapılan çalıřmalarda petrol fiyatlarının talep veya arz çekiřli olarak fiyatlandıđı (Kilian, 2009, Hamilton (2008; 2009)) ve küresel belirsizliklerin petrol fiyatlarında dalgalanmalara neden olduđu görölmüřtür (Bloom, 2009; Riadh vd., 2016; Yongjian vd., 2021; Peng Fei Dai vd., 2022).



Petrol fiyatlarının enflasyon üzerindeki etkisi hakkında kapsamlı bir literatür bulunmaktadır. Gisser ve Goodwin (1986), artan petrol fiyatlarının 1973 yılında yaşanan I. Petrol Şoku öncesinde ve sonrasında Amerika’da enflasyonu nasıl etkilediğini araştırmışlardır. 1961-1986 dönemini kapsayan ve üçer aylık zaman serilerinin kullanıldığı çalışmada petrol fiyat artışlarının 1973 yılı öncesi enflasyonist etkisinin daha güçlü olduğu görülürken bu etkinin 1973 sonrası giderek azaldığı tespit edilmiştir. Petrol fiyatlarındaki dalgalanmanın enflasyon üzerindeki etkisine günümüzde yapılan çalışmalar ışığında bakıldığında ise bu etkinin petrol fiyat artışlarında artan marjinal, fiyat düşüşlerinde de azalan marjinal etkisinin olduğu görülmüştür. Bazı çalışmalarda kısa dönemde şok etkisinin geçici, uzun dönemde ise bu etkinin kalıcı olduğu tespit edilmiştir. Doroodian ve Boyd (2003), petrol fiyat şoklarının ABD’deki enflasyon üzerinde önemli bir etkisi olduğunu belirlemişlerdir. Cunado ve De Gracia (2005), altı Asya ülkesinde petrol fiyatları ile enflasyon arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Petrol fiyatlarının tüm ülkelerde enflasyon üzerinde önemli bir etkisi olduğunu ve bu ilişkinin asimetrik olduğunu tespit etmişlerdir. Kiptui (2009), yükselen petrol fiyatlarının kısa ve uzun vadede Kenya’nın enflasyonu üzerinde önemli bir etkisi olduğunu tespit etmiştir. Mallik ve Chowdhury (2011), petrol fiyatlarındaki değişikliklerin Avustralya’daki enflasyon belirsizliğini önemli ölçüde artırdığını tespit etmişlerdir. Kibritçioğlu (1999), Berument ve Taşçı (2002), Çelik ve Çetin (2007) tarafından yapılan çalışmalar da Türkiye’de petrol fiyat artışlarının enflasyonu arttırdığı sonucuna ulaşmışlardır. Literatür incelendiğinde, ayrıca petrol şoklarının petrol ihraç eden ve ithal eden ülkelerde farklı enflasyonist etkilerinin ortaya çıktığı bulunmuştur. Özellikle petrol fiyat artışlarının enflasyonu arttırıcı etkisi petrol ithal eden ülkelerde daha yıkıcı iken, ihraç eden ülkelerde ise bu etkinin olumlu olduğu görülmüştür (Cognigni ve Manera, 2008; Bhar ve Mallik, 2010; Kilian ve Lewis, 2011; An vd., 2014; Salisu vd., 2017; Choi vd., 2018; Lacheheb ve Sirag, 2019; Husaini vd., 2019; Su vd., 2020; Kilian ve Zhou, 2022).

### 3. Veriler ve Metodoloji

Çalışmanın bu başlığı altında, öncelikle araştırma döneminde kullanılan verilere ilişkin açıklayıcı bilgiler verilmiştir. Daha sonra ise çalışma amacına uygun olarak kullanılan araştırma yöntemi hakkında özet şeklinde tanıtıcı bilgiler sunulmuştur.

#### 3.1. Veriler

Çalışmada ampirik amaçla, Türkiye’nin 2006:M1–2022:M6 dönemleri boyunca, Tüketici Fiyat Endeksi, Küresel Ekonomi Politika Belirsizliği Endeksi, M2 Para arzı ve uluslararası petrol fiyatları (BRENT) arasındaki döngüsel ilişkiler incelenmiştir. Tüketici Fiyat Endeksi (consumer price index (CPI)), Federal Reserve Bank of St. Louis (2022) veri tabanından, M2 para arzı TCMB EVDS (2022) veri tabanından ve uluslararası Petrol fiyatları (BRENT) EIA (2022) veri tabanından elde edilmiştir. Küresel ekonomi politika belirsizliği endeksi (Global economic policy uncertainty) Baker vd. (2016) tarafından hesaplanmıştır<sup>1</sup>. İlgili değişkenlerin logaritmik dönüşümünün birinci farkı; “M2 para arzı” M2 para arzındaki değişimi, “GEPÜ”; küresel ekonomi politikası belirsizliğindeki değişimi, “TÜFE endeksi”; tüketici fiyat

<sup>1</sup> [https://www.policyuncertainty.com/global\\_monthly.html](https://www.policyuncertainty.com/global_monthly.html)

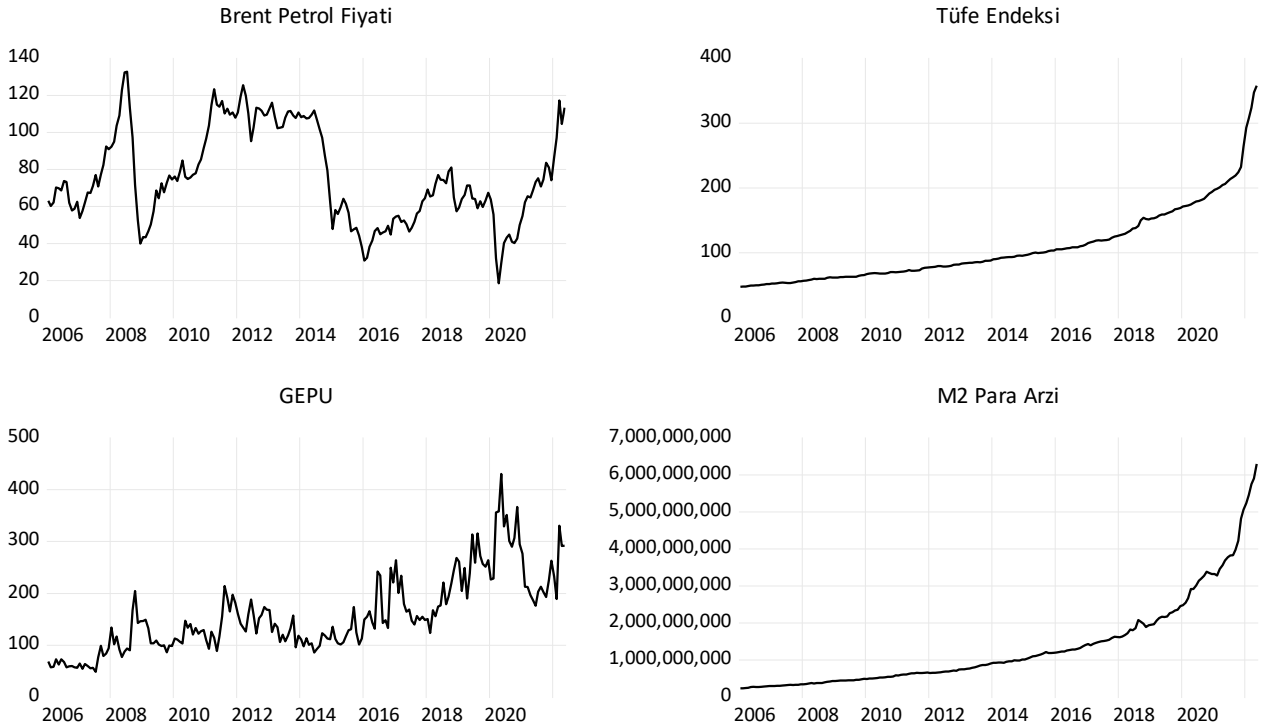
endeksindeki deęişim olan enflasyonu, “Brent Petrol fiyatı” uluslararası Brent Petrol fiyatlarındaki deęişimi temsil etmektedir.

Tablo 1’de deęişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler ve Jarque-Bera (1980) normallik testi sonuçları verilmiştir. Jarque-Bera testi bulgularına göre  $H_0$ : Seriler normal dağılmaktadır hipotezi red edilmiştir.

**Tablo 1. Deęişkenlere Ait Tanımlayıcı İstatistikler**

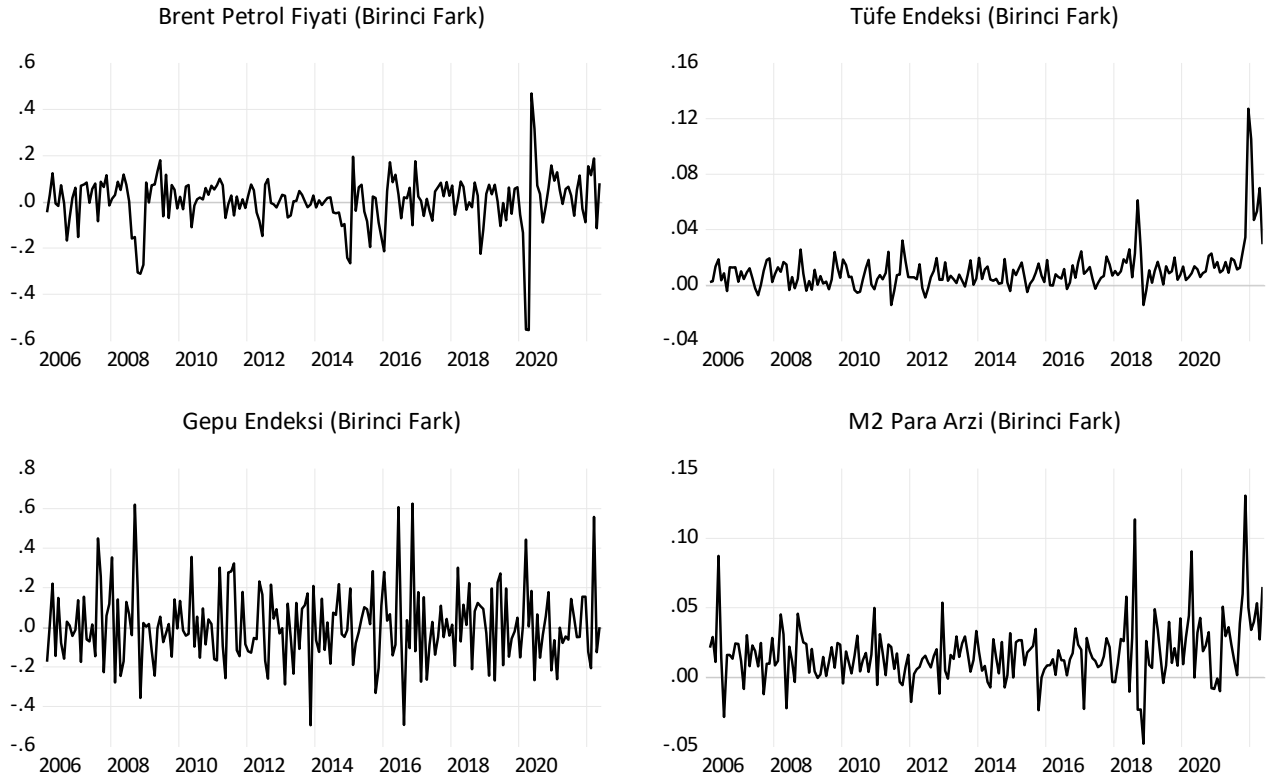
	TÜFE Endeksi	BRENT Petrol Fiyatı	GEPÜ Endeksi	M2 Para Arzı
Mean	108.6284	75.97624	157.5419	1.36E+09
Median	91.01829	71.32000	141.6634	9.31E+08
Maximum	357.5647	132.7200	430.1773	6.30E+09
Minimum	47.42023	18.38000	48.96798	2.37E+08
Std. Dev.	58.73415	25.41726	73.65537	1.23E+09
Skewness	1.686706	0.291349	1.006458	1.779962
Kurtosis	6.328305	2.061532	3.744241	6.056335
Jarque-Bera	184.3388	10.01629	37.80530	180.7002
Probability	0.000000	0.006683	0.000000	0.000000
Observations	197	197	197	197

Şekil 1’de Brent petrol fiyatı, TÜFE endeksi, GEPÜ ve M2 para arzı deęişkenlerinin yıllar itibariyle gösterdikleri deęişimlere ait grafikler gösterilmiştir.



**Şekil 1. 2006M1: 2022M6 Dönemleri Arasında İlgili Deęişkenlerin Evrimi**

Şekil 2’de ise Brent petrol fiyatı, TÜFE endeksi, GEPÜ ve M2 para arzı deęişkenlerine ait serilerin doğal logaritmalarının birinci farkları alınarak yüzdesel deęişimler gösterilmektedir.



**Şekil 2. 2006M1: 2022M6 Dönemleri Arasında İlgili Değişkenlerin Doğal Logaritmali Birinci Farktaki Artış ve Azalış Dinamikleri**

Tablo 2’de Dickey-Fuller (1979) ve Phillips–Perron (1988) birim kök testleri sonuçları gösterilmiştir. Analize tabi tutulan serilerin loagritmik birinci fark bileşenlerinin durağan oldukları saptanmıştır. Serilerin ortalamaları alınarak tahmin edilen yöntemlerle saptanan durağanlık bulguları belirli zaman parametrelerindeki kırılmaları veya şoklardan kaynaklanan dalgalanmaları ihmal edebilmektedir. Wavelet temelli analizler serilerin farklarındaki kırılma veya dalgalanmaları yakalayarak herhangi iki seri arasındaki olası birlikte hareket etme potansiyellerini yakalamamızı sağlar (Gurley ve Kareem, 1999; Gurley vd., 2003; Grinsted vd., 2004).

**Tablo 2. Dickey - Fuller (1979) ve Phillips–Perron (1988) Birim Kök Testleri**

	Dickey-Fuller				Phillips–Perron			
	Düzye	Prob.	(Δ)	Prob.	Düzye	Prob.	(Δ)	Prob
TÜFE Endeksi	3.1287 <sup>t</sup>	1.000	-5.0926 <sup>t</sup>	0.000	5.7440 <sup>t</sup>	1.000	-7.3459 <sup>t</sup>	0.000
BRENT Petrol Fiyatı	-3.1188 <sup>t</sup>	0.1048	-10.0306 <sup>t</sup>	0.000	-2.5083	0.3239	-9.52212 <sup>t</sup>	0.000
GEPU Endeksi	-2.4554 <sup>s</sup>	0.1282	-17.4619 <sup>s</sup>	0.000	-2.3151 <sup>s</sup>	0.1682	-22.0814 <sup>s</sup>	0.000
M2 Para Arzı	2.5331 <sup>t</sup>	1.000	-12.2969 <sup>t</sup>	0.000	2.7593 <sup>t</sup>	1.000	-12.2816 <sup>t</sup>	0.000

**Not:** t, sabit ve trend ve s, sabit parametrelili tahmin bileşenlerini temsil etmektedir. Optimal gecikme uzunlukları SIC’ye göre max=10 olarak otomatik belirlenmiştir.

### 3.2. Metodoloji

Bu bařlık altında küresel ekonomik politika belirsizlięi, M2 para arzı, uluslararası Brent petrol fiyatları ve TÜFE enflasyonu arasındaki zaman ve frekans alanındaki dinamik etkileřimleri analiz ettięimiz sürekli dalgacık, apraz dalgacık dönüşümü (cross wavelet transform) ve dalgacık tutarlılıęı (Wavelet coherence) yöntemleri hakkında kısa bilgilendirme yapılmıřtır.

#### 3.2.1. Dalgacık Temelli Birlikte Hareket Ölçüsü

Dalgacık dönüşümünün makro-ekonomik verileri analiz etmede çekici özellięi, zaman serisi bilgilerini farklı frekanslarda (düşük ve yüksek), zaman (kısa vadeli veya uzun vadeli ölçek) ufuklarda gösteren ve iliřkinin gücünün renklerle ölçüldüęü üç boyutlu bir diyagramdır. Bu alıřmada, ortogonal dalgacık tabanları için uygun veya tercih edilen makroekonomik serilerin incelenmesinde sürekli dalgacık dönüşümü esas alınarak metodolojik tartıřma yapılmıřtır. Sürekli dalgacık dönüşümü (CWT), apraz dalgacık dönüşümü (XWT) ve dalgacık tutarlılıęı (WTC) çerçevesi (Grinsted vd., 2004) takip edilmiřtir.

#### 3.2.2. Sürekli Dalgacık Geçiři (CWT)

Genel olarak, bir dalgacık fonksiyonu üzerindeki zaman serisi uygulaması sıfır ortalama  $\zeta_\omega(\theta)$  ile tanımlanır. Özellikle,  $t$  zaman boyutunda bir  $y_t$  zaman serisinin sürekli dalgacık dönüşümü  $W_t^u(\kappa)$  ve sistematik zaman adımlarıyla  $\kappa$  ölçeęi ařaęıdaki ifadeyle yazılabilir:

$$W_t^u(\kappa) = \sqrt{\frac{\varphi_t}{\kappa}} \sum_{t'=1}^N y_{t'} \zeta_\omega[(t' - t) \frac{\varphi_t}{\kappa}] \text{ burada, } t = 1, \dots, T \text{ zaman frekansı}$$

olmak üzere  $\kappa$  kullanılan ölçekler kümesidir ve  $\varphi_t$  zaman ařamasıdır (Grinsted et al., 2004). Dalgacık gücü olan  $|W_t^u(\kappa)|^2$  faz açısı olarak tanımlanır.  $u$  bir yumuřatma operatörü olarak kabul edilir (Rua ve Nunes, 2009).

#### 3.2.3. apraz Dalgacık Dönüşümü (XWT) ve Faz Açısı

apraz dalgacık dönüşümleri bir karřılařtırma kriteri saęlar.  $y_{t'}$  ve  $x_{t'}$  serilerini ele aldığımızda  $W^{yx} = W^y W^{x*}$  diferansiyel deęiřimi apraz dalgacık dönüşümü olarak tanımlanır.  $W^y$  ve  $W^x$ ,  $y_{t'}$  ve  $x_{t'}$ 'nin apraz dalgacık dönüşümleridir.

#### 3.2.4. Dalgacık Tutarlılıęı (WTC)

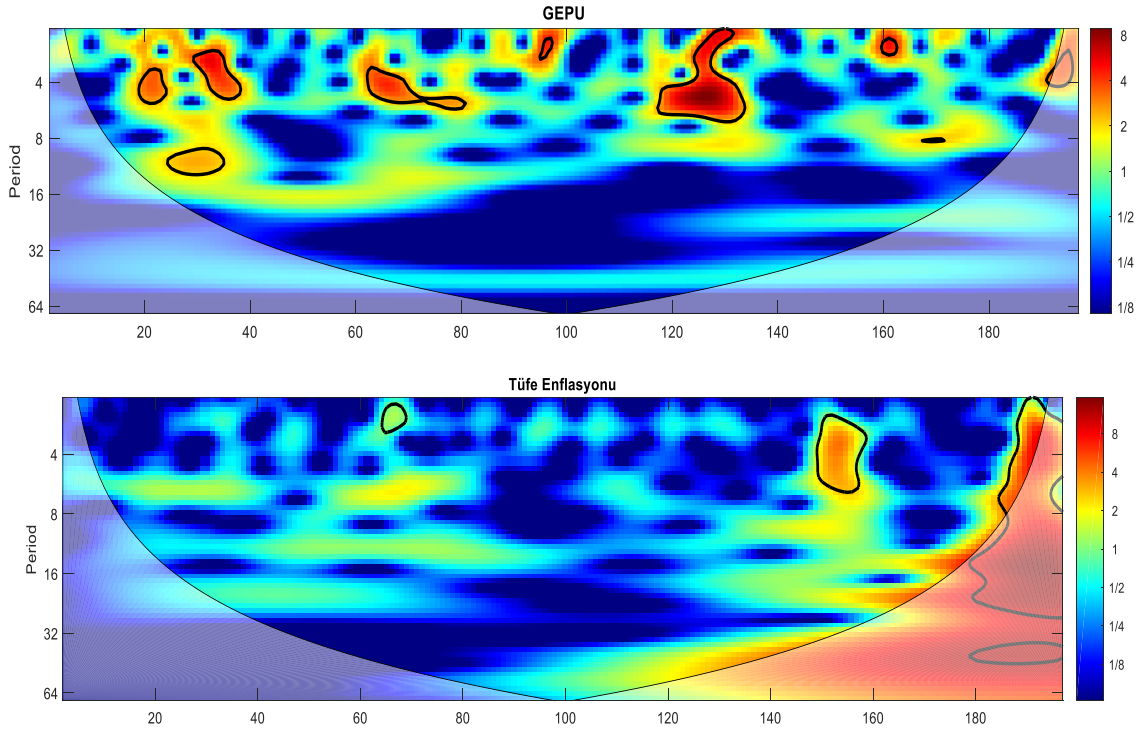
Dalgacık tutarlılıęını (WTC), frekans bantlarını ve zaman aralıklarını arayarak iki süreç arasındaki iliřkileri temsil etmek için bir analiz aracı olarak kullanabiliriz. Spesifik olarak bu prosedür, iki fenomen arasındaki aralıklı korelasyonları (Gurley ve Kareem, 1999; Gurley vd., 2003) ve bunların önemli doęrusal uyum iliřkisini ortaya ıkarmaya yardımcı olan doęrusal korelasyon analizi ile iliřkilidir. Bu yazıda, sola ve saęa bakan faz açıları, sırasıyla anti-faz ve faz-ii iliřkileri temsil eder.

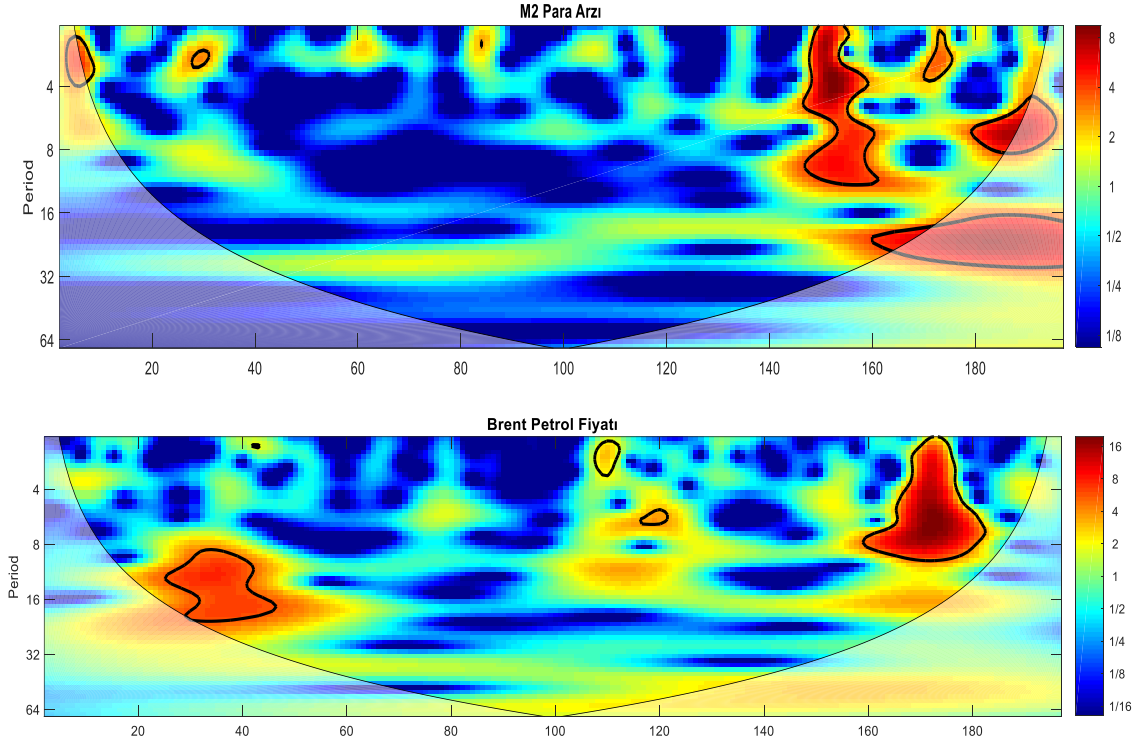
#### 4. Analiz Bulguları

Bu bölümde, sürekli dalgacık dönüşümü (continuous wavelet transform “CWT”), çapraz dalgacık dönüşümü (cross wavelet transform “XWT”) ve faz açısı ve dalgacık tutarlılığı (Wavelet coherence “WTC”) ve faz açısı yaklaşımı olmak üzere kullandığımız yöntemlerle seriler arasındaki ilişkiler kısa dönem ve uzun dönemde (Periot-Frekans), zamana göre değişen dinamikler dikkate alınarak analiz edilmiştir. Şekil 3’te ilgili değişkenlerin Sürekli dalgacık dönüşümü (The continuous wavelet transform “CWT”) , Şekil 4’te çapraz dalgacık dönüşümü (cross wavelet transform “XWT”) ve Şekil 5’da dalgacık tutarlılığı (Wavelet coherence “WTC”) analiz bulguları gösterilmiştir.

Şekil 3’te sürekli dalgacık dönüşümü (CWT) yöntemiyle düzeltilmiş güç spektrumlarına sahip zaman ve periyod (frekans) düzleminde, 2006:M1–2022:M6 dönemleri arasındaki küresel ekonomi politika belirsizliği (GEPÜ), uluslararası Brent petrol fiyatları, M2 para arzı ve TÜFE enflasyonu arasındaki eş anlı değişimlerin analiz bulguları sunulmuştur. Sürekli dalgacık dönüşümü değişkenler üzerindeki döngüsel değişimleri tespit etmemizi sağlamaktadır.

Sürekli dalgacık dönüşümü (CWT) bulguları belirli tarih ve periyotlarda enflasyon, Gepu, petrol fiyatları ve M2 para arzı serilerinin güç spektrumlarını belirler. Bulgular özellikle 2019-04 tarihinden itibaren enflasyon, M2 para arzı ve petrol fiyatları serilerinde 4-64 ay-periyod (frekans) aralığında kısa ve uzun dönemli döngüsel kırılmalara işaret etmektedir. Bu tarihler Covid 19’la birlikte ekonomide yaşanan durgunluk, petrol fiyatlarının toplam talep yetersizliğinden dolayı düşmesi, ardından ekonomik aktivitelerin toparlanmasıyla birlikte petrol fiyatlarının yükselmesi ve Rusya-Ukrayna Savaşından kaynaklanan petrol fiyatlarındaki ani yükseliş dönemleri gibi önemli tarih ve olaylara karşılık gelmektedir.





**Şekil 3. Sürekli Dalgacık Güç Spektrumu (Continuous Wavelet Transform - CWT).**

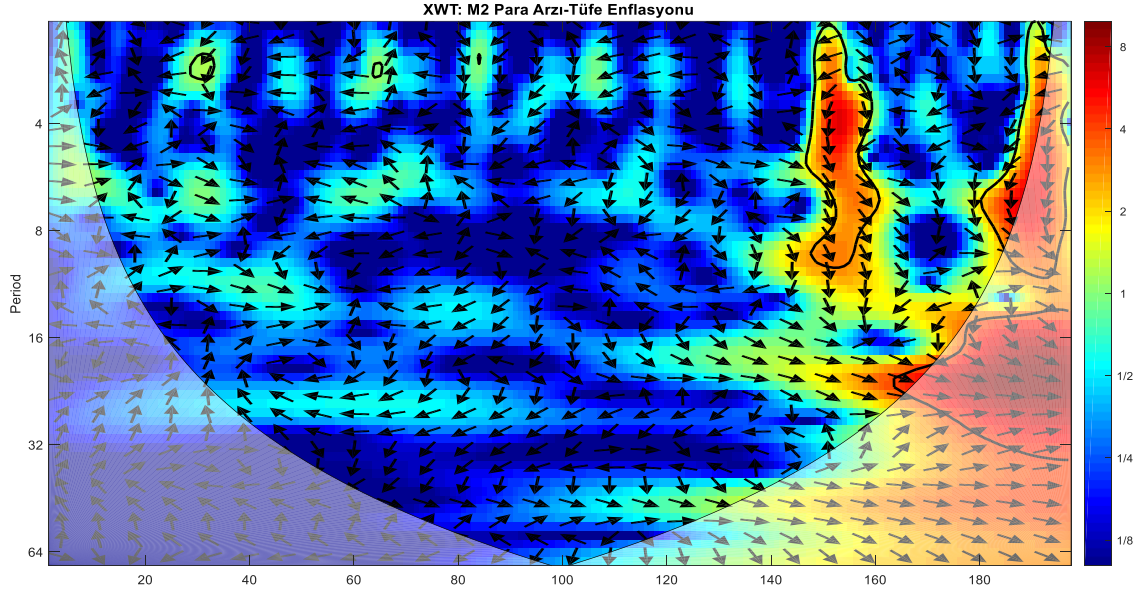
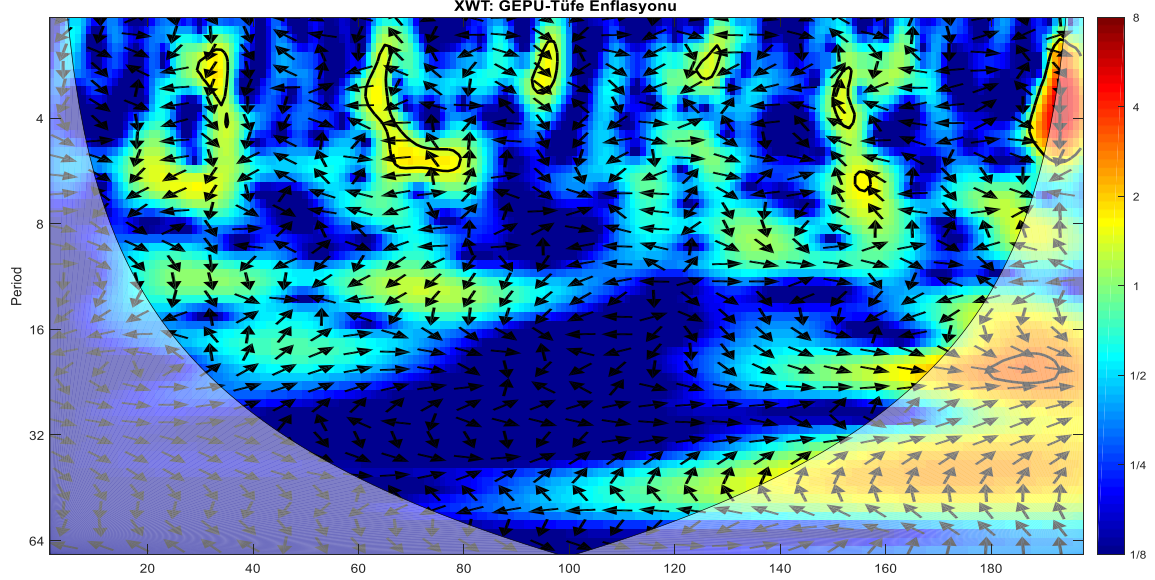
**Not:** Kalın siyah kontur, kırmızı gürültüye karşı %5 istatistiksel olarak anlamlılık düzeyini temsil eder. Koninin dışı daha açık bir gölge olarak gösterilir ve istatistiksel olarak anlamsızdır. Sırasıyla standartlaştırılmış GEPU serisi, -0.2222812 (0.002)'lik, M2 para arzı serisi, 0.1405564(0.009)'lik, Brent petrol fiyat serisi, 0.3105841 (0.000)'lik, ve TÜFE enflasyonu, 0.605156 (0.000)'lik, bir AR1 katsayısına sahiptir. Yatay eksen 20 (2007-08), 40 (2009-04), 60 (2010-12) 80 (2012-08), 100 (2014-04), 120 (2015-12), 140 (2017-08), 160 (2019-04), 180 (2020-12) 197(2022-05) sırasıyla yılları göstermektedir. Dikey eksen period (frekans) aralığını temsil etmektedir.

Şekil 4'te , “GEPU-TÜFE Enflasyonu”, “M2 Para arzı-TÜFE Enflasyonu”, “Brent Petrol fiyatı-TÜFE Enflasyonu” arasındaki döngüsel değişimlere ilişkin çapraz dalgacık dönüşümü (cross wavelet transform “XWT”) bulguları sergilenmiştir. Çapraz dalgacık dönüşümü değişkenler arasındaki olası döngüsel ilişkileri yansıtmak yerine faz açısı tahminleri için anlamlı bir sağlamlık testi yapmamıza olanak sağlamaktadır.

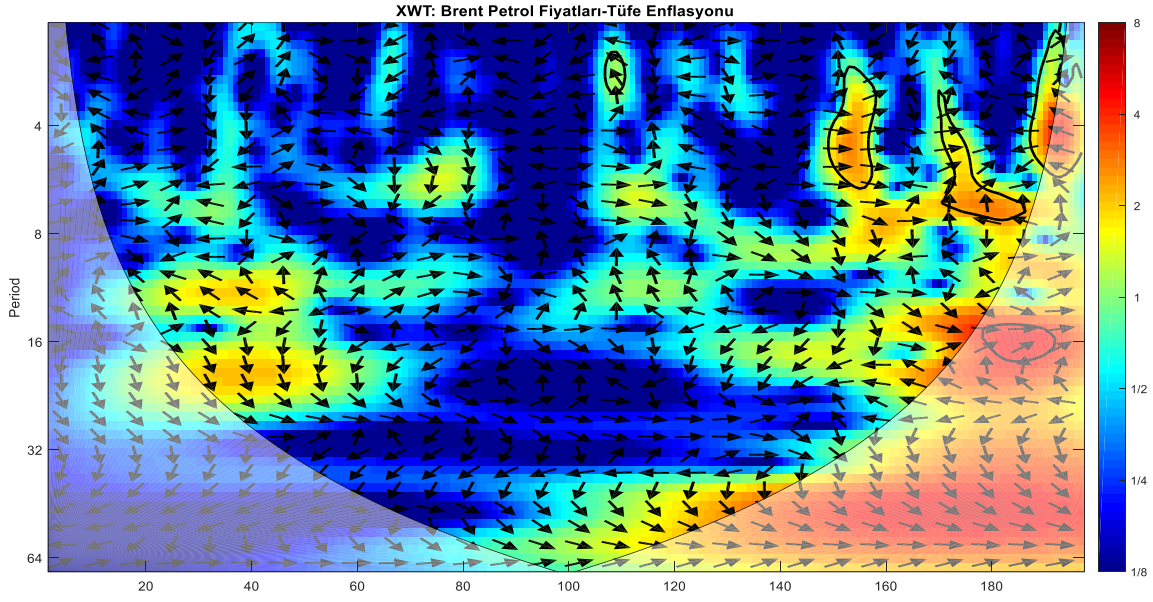
Değişkenler arasındaki döngüsel tutarlılıklar kısa dönem (periyot-frekans) ve uzun dönem (periyot-frekans) aralığında farklılıklar göstermektedir. Bu farklılıklar birinci ve ikinci an şoklarının kalıcı ve geçici etkileri arasındaki heterojenlikten kaynaklanabilir.

Özellikle petrol fiyatları ve enflasyon arasındaki döngüsel ilişkinin faz içinde hareket etmesi yüksek frekans bandında kısa dönemli zaman ölçeklerinde, 8–12 ve 4–16 aylık skalada oklar sağa dönük olup 2016 Avrupa Borç krizi, 2020 Kovid-19 pandemisi ve 2021 Rusya-Ukrayna savaşı dönemlerine denk gelen evrede olduğunu göstermektedir. Bu dönemlerde petrol fiyatlarının enflasyon üzerinde yönlendirici etkiye sahip olduğu söylenebilir. Ancak 2008-2009 Global finansal kriz döneminde oklar anti faz döngüsünü işaret etmektedir. Bu yüzden 2008-2009 yıllarında petrol fiyatlarının enflasyon üzerinde yönlendirici bir etkisinin olmadığı ortaya çıkmaktadır.

M2 para arzı-enflasyon ve GEPU-enflasyon döngüsünde 8–12 aylık ölçekte, sırasıyla oklar hafifçe sola-aşağıya, sola yukarıya, sağa veya sola doğru heterojen bir faz işaretini göstermektedir.







**Şekil 4. Çapraz Dalgacık Dönüşümü (Cross Wavelet Transform - XWT) ve Faz Açısı**

**Not:** Çapraz dalgacık dönüşümü ve faz açısı “GEPU-TÜFE enflasyonu”, “M2 para arzı-TÜFE enflasyonu”, “Brent petrol fiyatı-TÜFE enflasyonu” bulgularını göstermektedir. Faz açıları oklarla gösterilmiştir. Sağa dönük oklar, değişkenlerin fazda olduğu anlamına gelir; GEPU-TÜFE enflasyonu için sağa dönük oklar GEPU'nun enflasyonu yönlendirdiğini, sağa ve yukarı olan oklar, TÜFE enflasyonu değişkeninin GEPU değişkenini gecikmeli olarak takip ettiğini, ve sağa ve aşağı yönlü oklar ise GEPU'nun enflasyonu takip ettiğini göstermektedir. Değişkenlerin faz içinde olması birbirleri arasındaki döngüsel ilişkinin varlığına bir kanıt olarak gösterilirken, Anti-faz durumunda (okların sola yönlü olması) ise değişkenlerin birbirleri üzerinde döngüsel olmayan bir etkiye sahip olacağını gösterir.

Şekil 5, “GEPU-TÜFE Enflasyonu”, “ M2 Para arzı-TÜFE Enflasyonu”, “Brent Petrol fiyatı-TÜFE Enflasyonu” arasındaki döngüsel değişimlere ilişkin dalgacık tutarlılığı (Wavelet coherence “WTC”) ve faz açısı yöntemi, iki değişken için hem döngüsel hem de faz açılarının eşanlı olarak ilişkilerinin saptanmasını sağlamaktadır.

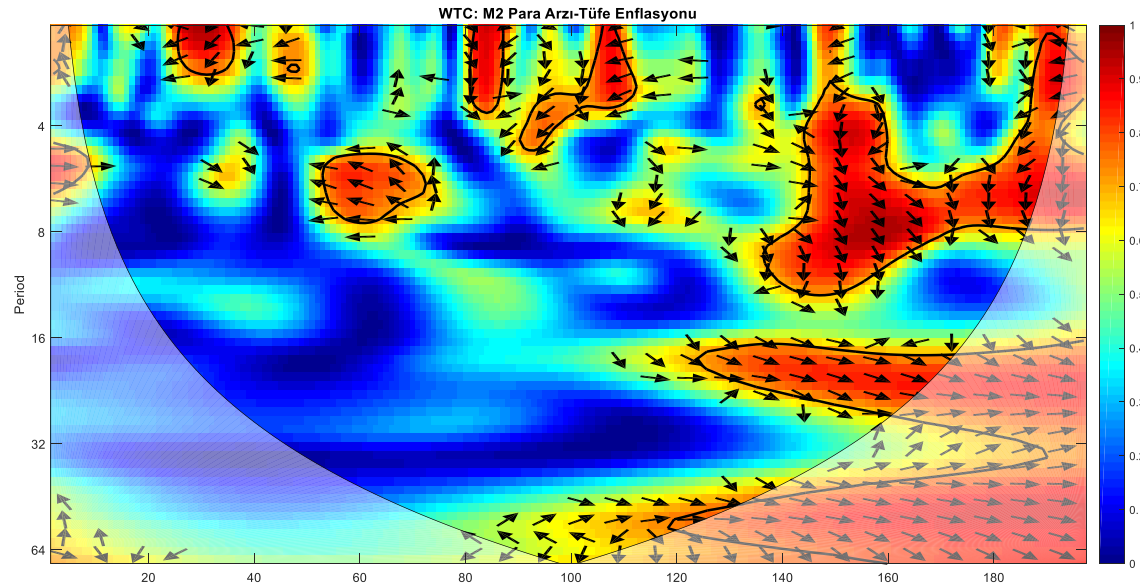
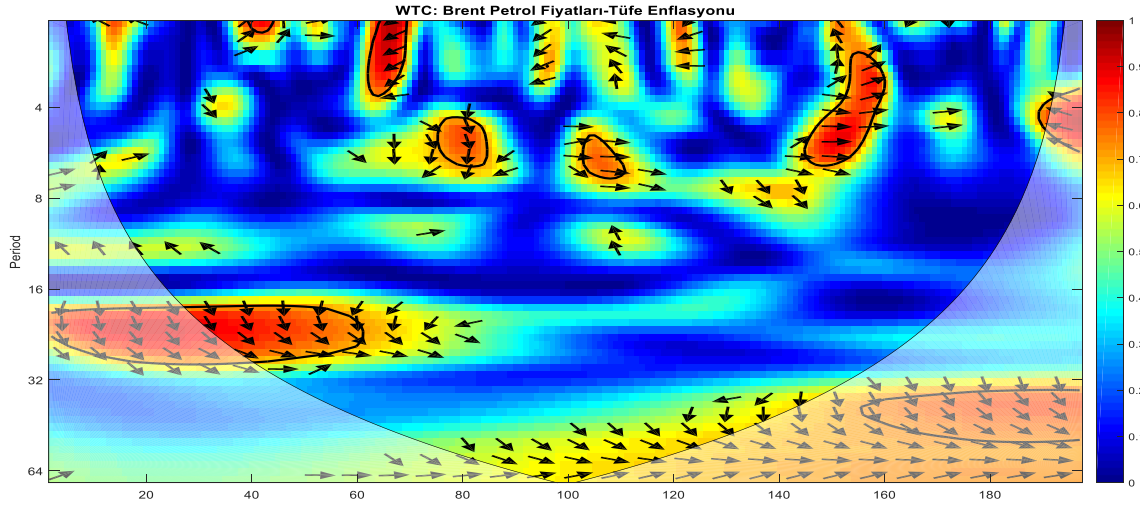
Dalgacık tutarlılığı (Wavelet coherence “WTC”), uluslararası petrol fiyatları ve enflasyon arasındaki ilişkilerin Global Finansal Kriz dönemi 2008-2009 yılları arasında 16-32 frekans (periyot) aralığında aşağı ve sağ yönlü olduğunu göstermektedir. Bu bulgu petrol fiyatlarının enflasyonu takip ettiğini ve enflasyon üzerinde yüksek yönlendirici etkisinin olmadığına işaret etmektedir. Petrol fiyatları ve enflasyon arasındaki ilişki 4-8 frekans (periyot) aralığında kısa dönemde 2014 Avrupa borç krizi ve 2020 Kovid-19 pandemisinde talep yetersizliği nedeniyle yaşanan petrol fiyatları çöküşünde oklar faz üzerinde sağa doğru döngüsel yönü işaret etmektedir. Bu bulgu petrol fiyatlarındaki hareketlerin enflasyon üzerinde yönlendirici etkiye sahip olduğunu göstermektedir. 2021-2022 yılları arasında Ukrayna-Rusya savaşından kaynaklı jeopolitik risklerin ve Kovid-19 pandemisi sonrası ani talep artışlı petrol fiyatlarındaki yükselişin enflasyon değişkeni üzerindeki etkileri ise 32-62 frekans-(periyot) aralığında fazda ancak koni dışında kalmıştır ve istatistiksel olarak anlamsızdır. Ancak uzun dönemde ve kısa dönemde uluslararası petrol fiyatları enflasyona yön verebilir.

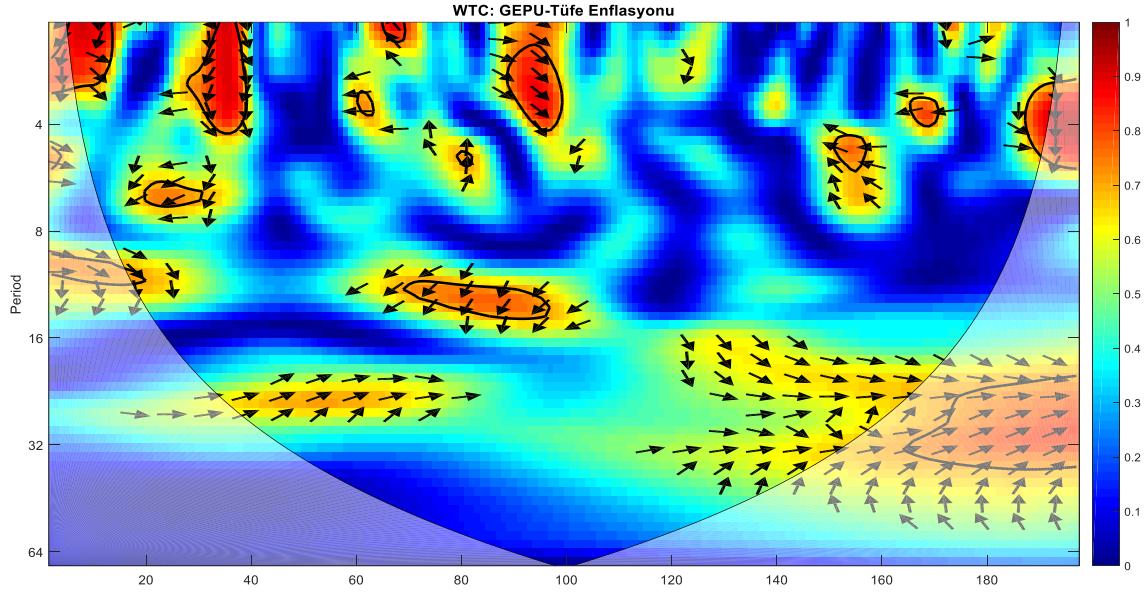
Dalgacık tutarlılığında, para arzı ve enflasyon arasındaki ilişkilerin 2008-2010 Global Finansal Kriz ve 2014 Avrupa Borç krizi gibi dönemlerde ortalama 0-8 frekans (periyot) aralığında ve anti-fazda olduğu tespit edilmiştir. Anti-faz, M2 para arzının enflasyonun sebebi



olmadığı anlamına gelmektedir. Ayrıca bu önemli tarih döngülerinde para politikalarının enflasyon üzerindeki çıpa etkisinin olduğunu işaretidir. Diğer taraftan 2017-2022 yılları arasında 16-32 frekans (periyot) aralığında orta vadede para arzı ve enflasyon fazda sağı işaret etmektedir. Bu bulgu, para arzının enflasyonu döngüsel olarak yönlendirdiğinin işaretidir. M2 para arzı ve enflasyon arasındaki döngüsel eş anlî hareketlerin fazda olması Negatif reel faiz uygulanan dönemleri içermektedir.

Son olarak dalgacık tutarlılığı, GEPU-Enflasyon arasındaki ilişkilerin 2008-2012 ve 2015-2019 yılları arasında, 16-32 frekans (periyot) aralığında faz içinde (oklar sağa doğru) olduğunu ve GEPU değişkeninin enflasyon değişkenini yönlendirdiğini göstermektedir. Küresel ekonomi belirsizlikleri ticari aktiviteleri, emtia, gıda ve petrol fiyatlarını yönlendirdiği için 2008-2010 arası Küresel finansal kriz döneminde, 2014 Avrupa Borç Krizinde, 2018 ABD ve Çin ticaret savaşlarında ve 2020 Kovid-19 pandemisinde 16-32 frekans (periyot) aralığında küresel belirsizliğin döngüsel olarak okların sağa doğru faz üzerinde enflasyonu yönlendirdiği tespit edilmiştir.





**Şekil 5. Dalgacık Tutarlılığı (Wavelet Coherence - WTC) ve Faz Açısı**

**Not:** Dalgacık tutarlılığı ve faz açısı “GEPU-TÜFE enflasyonu”, “M2 Para arzı-TÜFE enflasyonu”, “Brent petrol fiyatı-TÜFE enflasyonu” bulgularını göstermektedir. Tutarlılık için renk kodu mavi (düşük tutarlılık-sıfıra yakın) ile kırmızı (yüksek tutarlılık-bire yakın) arasında değişir. Faz açıları oklarla gösterilmiştir ve Şekil 4’teki açıklamalarla aynıdır. Yatay eksen 20 (2007-08), 40 (2009-04), 60 (2010-12) 80 (2012-08), 100 (2014-04), 120 (2015-12), 140 (2017-08), 160 (2019-04), 180 (2020-12) 197(2022-05) (sırasıyla yılları göstermektedir. Dikey eksen periyot (frekans) aralığını temsil etmektedir.

## 5. Sonuç ve Politika Önerileri

Merkantalizimle birlikte özellikle ticaretin artması küreselleşme ölçeğini yükseltmiş, Bretton woods sistemi ile birlikte ise finansal sistemin gelişmeye başlaması ve dijitalleşmeyle birlikte dünyadaki mal, hizmet, emtia, ham madde ve finansal sistemdeki fiyatlamalar entegre hale gelmiştir. Dünyadaki finansal sisteme ve ticaret sistemine entegre olan ekonomilerin hem yurt içindeki hem de yurt dışındaki şoklardan etkilenmemesi olası görülmemektedir. Ancak olası içsel yada dışsal şoklara karşı dirençli ekonomi-politik tutumlar sergilenebilir. Bu doğrultuda çalışmada Türkiye’nin 2006:M1–2022:M6 dönemi boyunca aylık frekans verileri kullanılarak, GEPU, M2 para arzı, uluslararası petrol fiyatları ve enflasyon arasındaki eş anlı döngüsel etkileşimler wavelet yöntemleri ile analiz edilmiştir. Bulgularımız dışsal ve içsel şokların bazı önemli tarih ve olaylarda kısa ve uzun dönemde enflasyonu yönlendirdiğini ortaya çıkarmıştır. Uluslararası petrol fiyatlarındaki yükselişler, petrol ithalatçısı ülkelerde yurtiçi döviz rezervlerinde azalışlara neden olduğu için yerel para biriminde değer kaybına ve yurt içi fiyatlar genel seviyesinde yükselişlere sebep olmaktadır. Uluslararası petrol, gıda ve emtia fiyatlarındaki, ani yükseliş ya da düşüşleri Merkez bankalarının takip etmesi ve para politikası çıpasını dışsal şoklara dirençli şekilde uygulaması, bu şokların enflasyonist baskılarını minimize etmesi beklenir.

Merkez Bankaları güçlü ve kararlı para politikası araçlarını uygulayarak, ekonomik göstergelere ve enflasyon unsurlarına dikkat ederler. Merkez Bankaları belirli bir enflasyon hedefini tutmaya çalışır ve faiz oranlarını buna göre ayarlar. Uluslararası petrol, gıda ve diğer emtia fiyatlarındaki dalgalanmalarla entegre edilen para politikaları, kamu harcamaları, vergi politikaları ve büyüme stratejileri analiz edilerek, enflasyon baskılarından arındırılmış büyüme

hedefleri doğrultusunda ekonomiye kararlılık sağlanmasına yardımcı olur. Bu çerçevede, Merkez Bankaları dışsal dalgalanmaları izleyerek sıkılaştırma veya genişletme modelleri ile finansal piyasalara istikrar sağlamayı tercih edebilirler.

Daha sonraki çalışmalarda enflasyonu tetikleyen faktörlerin yayılma (spillover) etkileri tespit edilerek faiz-yatırım-gelir ve faiz-enflasyon dinamiklerindeki bulmaca çözümlenebilir. Yüksek politika faizlerinin yatırımları caydırması nedeniyle oluşabilecek mal ve hizmet kıtlığından kaynaklanabilecek enflasyonist etki ve buradaki paradoksun analiz edilebilir.

#### **Araştırma ve Yayın Etiđi Beyanı**

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

#### **Araştırmacıların Katkı Oranı Beyanı**

Yazarlar makaleye eşit oranda katkı sağlamış olduklarını beyan eder.

#### **Araştırmacıların Çıkar Çatışması Beyanı**

Bu çalışmada herhangi bir potansiyel çıkar çatışması bulunmamaktadır.

## Kaynakça

- An, L., Jin, X. and Ren, X. (2014). Are the macroeconomic effects of oil price shock symmetric?: A factor-augmented vector autoregressive approach. *Energy Economics*, 45, 217-228. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2014.06.003>
- Baker, S.R., Bloom, N. and Davis, S.J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593-1636. <https://doi.org/10.1093/qje/qjw024>
- Berument, H. and Tařçı, H. (2002), Inflationary effect of crude oil prices in Turkey. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 316(1-4), 568-580. [https://doi.org/10.1016/S0378-4371\(02\)01025-7](https://doi.org/10.1016/S0378-4371(02)01025-7)
- Bhar, R. and Mallik, G. (2010). Inflation, inflation uncertainty and output growth in the USA. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 389(23), 5503-5510. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2010.06.063>
- Bloom, N. (2009), The impact of uncertainty shocks. *Econometrica*, 77(3), 623-685. <https://doi.org/10.3982/ECTA6248>
- Boateng, E., Asafo-Adjei, E., Addison, A., Quaicoo, S., Yusuf, M.A. and Adam, A.M. (2022). Interconnectedness among commodities, the real sector of Ghana and external shocks. *Resources Policy*, 75, 102511. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102511>
- Choi, S., Furceri, D., Loungani, P., Mishra, S. and Poplawski-Ribeiro, M. (2018). Oil prices and inflation dynamics: Evidence from advanced and developing economies. *Journal of International Money and Finance*, 82, 71-96. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2017.12.004>
- Christensen, M. (2001). Real supply shocks and the money growth–inflation relationship. *Economics Letters*, 72(1), 67-72. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(01\)00403-7](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(01)00403-7)
- Cologni, A. and Manera, M. (2008). Oil prices, inflation and interest rates in a structural cointegrated VAR model for the G-7 countries. *Energy Economics*, 30(3), 856-888. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2006.11.001>
- Cunado, J. and De Gracia, F.P. (2005). Oil prices, economic activity and inflation: Evidence for some Asian countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 45(1), 65-83. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2004.02.003>
- Çelik, T ve Çetin, A. (2007). Petrol fiyatlarının makroekonomik etkileri: Türkiye ekonomisi için ampirik bir uygulama. *Selçuk üniversitesi Sosyal Bilimler Yüksekokulu Dergisi*, 10(1-2), 97-116. Eriřim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/selcuksbmyd/>
- Dai, P.F., Xiong, X., Zhang, J. and Zhou, W.X. (2022). The role of global economic policy uncertainty in predicting crude oil futures volatility: Evidence from a two-factor GARCH-MIDAS model. *Resources Policy*, 78, 102849. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.102849>
- 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/10.1080/01621459.1979.10482531>
- Doan Van, D. (2020). Money supply and inflation impact on economic growth. *Journal of Financial Economic Policy*, 12(1), 121-136. <https://doi.org/10.1108/JFEP-10-2018-0152>
- Doroodian, K. and Boyd, R. (2003). The linkage between oil price shocks and economic growth with inflation in the presence of technological advances: A CGE model. *Energy Policy*, 31(10), 898-1006. [https://doi.org/10.1016/S0301-4215\(02\)00141-6](https://doi.org/10.1016/S0301-4215(02)00141-6)
- Eberly, J.C. (1994). Adjustment of consumers durables stocks: Evidence from automobile purchases. *Journal of Political Economy*, 102(3), 403-436. <https://doi.org/10.1086/261940>
- Energy Information Administration. (2022). *Crude oil in dollars per barrel* [Dataset]. Retrieved from [https://www.eia.gov/dnav/pet/pet\\_pri\\_spt\\_s1\\_d.htm](https://www.eia.gov/dnav/pet/pet_pri_spt_s1_d.htm)

- Eroglu, İ. and Yeter, F. (2022). Time-varying causality between money supply growth and inflation: New evidence from Turkey. *Applied Economics Letters*, Advance online publication. <https://doi.org/10.1080/13504851.2022.2159007>
- Federal Reserve Bank of St. Louis. (2022). *Consumer price index* [Dataset]. Retrieved from <https://fred.stlouisfed.org/series/TURCPIALLMINMEI>
- Gallagher, L.A. and Taylor, M.P. (2002). Permanent and temporary components of stock prices: Evidence from assessing macroeconomic shocks. *Southern Economic Journal*, 69(2), 345-362. <https://doi.org/10.1002/j.2325-8012.2002.tb00496.x>
- Gisser, M. and Goodwin, T.H. (1986). Crude oil and the macroeconomy: Tests of some popular notions: Note. *Journal of Money, Credit and Banking*, 18(1), 95-103. <https://doi.org/10.2307/1992323>
- Grinsted, A., Moore, J.C. and Jevrejeva, S. (2004). Application of the cross wavelet transform and wavelet coherence to geophysical time series. *Nonlinear Processes in Geophysics*, 11(5/6), 561-566. <https://doi.org/10.5194/npg-11-561-2004>
- Gurley, K. and Kareem, A. (1999). Applications of wavelet transforms in earthquake, wind and ocean engineering. *Engineering Structures*, 21(2), 149-167. [https://doi.org/10.1016/S0141-0296\(97\)00139-9](https://doi.org/10.1016/S0141-0296(97)00139-9)
- Gurley, K. Kijewski, T. and Kareem, A. (2003). First-and higher-order correlation detection using wavelet transforms. *Journal of Engineering Mechanics*, 129(2), 188-201. [https://doi.org/10.1061/\(ASCE\)0733-9399\(2003\)129:2\(188\)](https://doi.org/10.1061/(ASCE)0733-9399(2003)129:2(188))
- Hamilton, J.D. (2008). Oil and the macroeconomy. *The new Palgrave Dictionary of Economics*, 2, 1-17. Retrieved from <https://econweb.ucsd.edu/>
- Hamilton, J.D. (2009). *Causes and consequences of the oil shock of 2007-08* (National Bureau of Economic Research Working Paper No. w15002). Retrieved from [https://www.nber.org/system/files/working\\_papers/w15002/w15002.pdf](https://www.nber.org/system/files/working_papers/w15002/w15002.pdf)
- Hossain, A.A. (2010). Monetary targeting for price stability in Bangladesh: How stable is its money demand function and the linkage between money supply growth and inflation? *Journal of Asian Economics*, 21(6), 564-578. <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2010.07.003>
- Husaini, D.H. Puah, C.H. and Lean, H.H. (2019). Energy subsidy and oil price fluctuation, and price behavior in Malaysia: A time series analysis. *Energy*, 171, 1000-1008. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2019.01.078>
- Istiak, K. and Alam, M.R. (2019). Oil prices, policy uncertainty and asymmetries in inflation expectations. *Journal of Economic Studies*. <https://doi.org/10.1108/JES-02-2018-0074>
- Istrefi, K. and PiloIU, A. *Economic policy uncertainty and inflation expectations* (Banque de France Working Paper No. 511). Retrieved from <https://ssrn.com/abstract=2510829>
- Jarque, C.M. and Bera, A.K. (1980). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters*, 6(3), 255-259. [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(80\)90024-5](https://doi.org/10.1016/0165-1765(80)90024-5)
- Jiang, Q. and Cheng, S. (2021). How the fiscal and monetary policy uncertainty of China respond to global oil price volatility: A multi-regime-on-scale approach. *Resources Policy*, 72, 102121. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102121>
- Jones, P.M. and Olson, E. (2013). The time-varying correlation between uncertainty, output, and inflation: Evidence from a DCC-GARCH model. *Economics Letters*, 118(1), 33-37. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2012.09.012>
- Kibrıtcıođlu, A. (1999). *Türkiye’de akaryakıt ürünü fiyat gelişmeleri ve enflasyon: Yeni bulgular* (SBF Tartışma Metinleri No: 14). Erişim adresi: <https://econwpa.ub.uni-muenchen.de/econ-wp/mac/papers/0306/0306005.pdf>
- Kilian, L. (2009). Not all oil price shocks are alike: Disentangling demand and supply shocks in the crude oil market. *The American Economic Review*, 2009, 99(3), 1053-1069. <https://doi.org/10.1257/aer.99.3.1053>

- Kilian, L. and Lewis, L.T. (2011). Does the Fed respond to oil price shocks? *The Economic Journal*, 121(555), 1047-1072. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2011.02437.x>
- Kilian, L. and Zhou, X. (2022). The impact of rising oil prices on US inflation and inflation expectations in 2020–23. *Energy Economics*, 106228. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2022.106228>
- Kiptui, M. (2009). *Oil price pass-through into inflation in Kenya*. Paper presented at the African Econometric Society (AES) Conference. Nairobi, Kenya. Retrieved from <https://citeseerx.ist.psu.edu/document?repid=rep1&type=pdf&doi=dbbef39c6e8e048c819795c9030ccd5e8906e88e>
- Lacheheb, M. and Sirag, A. (2019). Oil price and inflation in Algeria: A nonlinear ARDL approach. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 73, 217-222. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2018.12.003>
- Lyu, Y., Tuo, S., Wei, Y. and Yang, M. (2021). Time-varying effects of global economic policy uncertainty shocks on crude oil price volatility: New evidence. *Resources Policy*, 70, 101943. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101943>
- Mallik, G and Chowdhury, A. (2011). Effect of inflation uncertainty, output uncertainty and oil price on inflation and growth in Australia. *Journal of Economic Studies*, 38(4), 414-429. <https://doi.org/10.1108/01443581111160879>
- Mumtaz, H. and Theodoridis, K. (2018). The changing transmission of uncertainty shocks in the US. *Journal of Business & Economic Statistics*, 36(2), 239-252. <https://doi.org/10.1080/07350015.2016.1147357>
- Ng, E.K. and Chan, J.C. (2012). Geophysical applications of partial wavelet coherence and multiple wavelet coherence. *Journal of Atmospheric and Oceanic Technology*, 29(12), 1845-1853. <https://doi.org/10.1175/JTECH-D-12-00056.1>
- Nguyen, B. (2015). Effects of fiscal deficit and money M2 supply on inflation: Evidence from selected economies of Asia. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 20, 49-53. <https://doi.org/10.1016/j.jefas.2015.01.002>
- Organization for Economic Co-operation and Development. (2023). *Consumer price index: All items for Turkey* [Dataset]. Retrieved from <https://fred.stlouisfed.org/series/TURCPIALLMINMEI>
- Phillips, P.C.B. and Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75, 335–346. <https://doi.org/10.2307/1913237>
- Riadh, A., Rangan, G. and Millerc, S.M. (2016). Uncertainty and crude oil returns. *Energy Economics*, 55, 92-100. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2016.01.012>
- Rua, A. and Nunes, L.C. (2009). International comovement of stock market returns: A wavelet analysis. *Journal of Empirical Finance*, 16(4), 632-639. <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2009.02.002>
- Salisu, A.A., Isah, K.O., Oyewole, O.J. and Akanni, L.O. (2017). Modelling oil price-inflation nexus: The role of asymmetries. *Energy*, 125, 97-106. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2017.02.128>
- Simwaka, K., Ligoya, P., Kabango, G. and Chikonda, M. (2012). Money supply and inflation in Malawi: An econometric investigation. *Journal of Economics and International Finance*, 4(2), 36. <https://doi.org/10.3923/ijaef.2012.74.88>
- Su, C.W., Khan, K., Tao, R. and Umar, M. (2020). A review of resource curse burden on inflation in Venezuela. *Energy*, 204, 117925. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2020.117925>
- TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi. (2022). *Para ve banka istatistikleri* [Veri Seti]. Eriřim adresi: <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/dashboard>

## **AN ANALYSIS OF THE DYNAMIC CO-MOVEMENTS BETWEEN EXTERNAL SHOCKS, INTERNATIONAL OIL PRICES, MONEY SUPPLY AND INFLATION: EVIDENCE FROM THE WAVELET COHERENCE APPROACH**

### **EXTENDED SUMMARY**

#### **Purpose of the Study**

This study analyzes dynamic interactions between global economic policy uncertainty, money supply, international oil prices, and inflation in the time and frequency domain using monthly data for Turkey between January 2006 and June 2022. The existing literature has not examined the cyclical relationship among global economic policy uncertainty, money supply, international oil prices and inflation. To this end, this study provides information about the characteristics of the possible simultaneous movements between these variables. Therefore, from this point of view, we hope the existing study contributes to filling this gap in the literature.

#### **Methodology**

In this study, we used the Continuous wavelet transform (CWT), cross wavelet transforms (XWT), wavelet coherence (WTC), and phase angle methods, which let us analyze in time-frequency space, have shown that global economic policy uncertainty directs international crude oil prices, and thus the sensitivity of momentum power on inflation in important historical intervals has been proven. In addition, the mirror effects of money supply on inflation in some critical historical and event dynamics were determined.

#### **Literature**

There is an extensive literature on the impact of oil prices on inflation. Gisser and Goodwin (1986), Doroodian and Boyd (2003), Kiptui (2009), Mallik and Chowdhury (2011) determined that oil price shocks have a positive impact on inflation in the some countries. Cunado and Decia (2005) investigated the relationship between oil prices and inflation in six Asian countries and they found that oil prices have a significant impact on inflation in all countries and that this relationship is asymmetric. Cologni and Manera, 2008; Bhar and Mallik, (2010), Kilian and Lewis (2011), An et al., (2014), Salisu et al., (2017), Husaini et al., (2019), Su et al., (2020) and Kilian and Zhou (2022), this studies have determined that the effect of oil price increases on inflation is different in oil importing and oil exporting countries. Kibritçiođlu (1999), Berument and Taşçı (2002), Çelik and Çetin (2007) have reached the conclusion that oil price increases inflation in Turkey.

Although the literature on the relationship between global policy uncertainty and inflation is limited, Kilian (2009), Hamilton (2008; 2009), Jones and Olson (2013), Istrefi and Piloiu (2014), Mumtaz and Theodoridis (2018), Boateng et al. (2022) found that there is a positive

relationship between economic uncertainty and inflation and that global economic uncertainties increases inflation.

Christensen (2001), Hossain (2010) Simwaka et al. (2012), Nguyen (2015), Dinh Doan Van (2019) found that the growth of the M2 money supply has an increasing effect on inflation. Erođlu and Yeter (2022) found that the money supply growth causes inflation in Turkey unilaterally.

### **Findings**

Our findings have revealed that external and internal shocks affect inflation in the short and long term on some important dates and events in the World. Increases in international oil prices lead to depreciation in the local currency and an increase in the general level of domestic prices, as they lead to decreases in domestic foreign exchange reserves in oil importer countries in Turkey.

### **Conclusion**

The scaling in trade volume, especially with mercantilism, increased the scale of globalization, and with the Bretton Woods system, the financial system began to develop, and the pricing of the world's goods, services, commodities, raw materials, and the financial system became integrated with digitalization. It seems unlikely that economies that are integrated into the world's financial and trade system will not be affected by shocks both at home and abroad. However, economic-political attitudes can be exhibited against possible internal or external shocks. In this direction, the simultaneous cyclical interactions between GEPU, M2 money supply, international oil prices, and inflation were analyzed by wavelet methods, using monthly frequency data for Turkey's 2006:M1–2022:M6 period. Our findings reveal that external and internal shocks drive inflation in the short and long term on some important dates and events. As the rise in international oil prices causes decreases in domestic foreign exchange reserves in oil-importing countries, it causes depreciation in the local currency and increases in the general level of domestic prices. Central banks are expected to follow sudden increases or decrease in international oil, food, and commodity prices, and to apply the monetary policy anchor in a way that is resistant to external shocks, minimizing the inflationary pressures of these shocks. The puzzle in interest-investment-income and interest-inflation dynamics can be solved by determining the spillover effects of the factors that trigger inflation in later studies. The paradox and inflationary effect that may arise from the scarcity of goods and services that may occur due to high policy rates deterring investments should be analyzed.



# LİKİDİTE BOLLUĞU EKSENİNDE KALDIRAÇ VE DIŐ BORÇLANMA ŐİRKETLERE DEĞER KATTI MI? BORSA İSTANBUL ÜZERİNE BİR UYGULAMA

## Do Leverage and External Debt Add Value to Companies from the Perspective of Liquidity Abundance? Evidence from Borsa Istanbul

Oğuz SAYGIN\*

### Öz

Uluslararası para piyasalarında 2009 yılından itibaren faiz oranlarının oldukça düşük seviyelerde seyretmesi sermaye piyasalarında likiditenin bollaşmasına yol açmıştır. Yaşanan likidite bolluğu 2019 yılına kadar sürmüő, sonrasında alınan kararlar doğrultusunda faiz oranlarının sert bir şekilde yükselmesi likidite kıtlığı dönemini başlatmıştır. Bu çalışmanın amacı likidite bolluğu ve kıtlığı dönemlerinde, şirketlerin kaldıraç, dış borçlanma düzeyi ile piyasa değeri ilişkisini farklı yönde etkileyip etkilemediğinin incelenmesidir. Çalışmada Borsa İstanbul imalat sanayi şirketlerinin likidite bolluğu ve kıtlığı dönemlerini kapsayan 2010-2022 döneminde, 190 şirket ve 52 çeyrek dönemlik veri kullanılarak analiz gerçekleştirilmiştir. Sistem GMM tahmincisi yanında diğere dirençli tahmin yöntemi olan Driscoll-Kraay yöntemi ile modeller tahmin edilmiştir. Gerçekleştirilen analiz sonucunda, likidite bolluğu ve kıtlığı döneminde modellerin tahmin bulgularının farklılaştığı tespit edilmiştir. Likidite bolluğu döneminde şirketlerin kaldıraç düzeyi piyasa değeri arasında pozitif yönlü bir ilişki; dış borçlanma düzeyleri ile piyasa değeri arasında bir ilişki olmadığı tespit edilmiştir. Likidite kıtlığı döneminde ise şirketlerin dış borçlanma düzeyinin piyasa değerini azaltıcı yönde etkisi olduğu, kaldıraç düzeyi ile piyasa değeri arasında ilişki bulunmadığı bulgusuna ulaşılmıştır. Her iki dönemde tam tersi bulgular elde edilmesinde, farklılaşan faiz oranları sebebiyle finansal kaldıraçın vergi tasarrufu avantajının bu sürece etki edebileceği düşünülmektedir.

### Anahtar

### Kelimeler:

Kaldıraç, Dış Borçlanma, Likidite Bolluğu, Firma Değeri.

### JEL Kodları:

G28, G32, G33.

### Keywords:

Leverage, External Debt, Liquidity Abundance, Corporate Value.

### JEL Codes:

G28, G32, G33.

### Abstract

The low level of interest rates in international money markets since 2009 led to an abundance of liquidity in capital markets. The abundance of liquidity lasted until 2019, after which interest rates rose sharply in line with the decisions taken, beginning a period of liquidity scarcity. The purpose of this study is to examine whether the relationship between firms' leverage, external borrowing level and market capitalization is affected differently during periods of liquidity abundance and scarcity. In the study, the analysis was conducted using 190 companies and 52 quarterly data for the period 2010-2022, which covers the periods of liquidity abundance and scarcity of Borsa Istanbul manufacturing industry companies. In addition to the system GMM estimator, models are estimated with the Driscoll-Kraay method, which is another robust estimation method. As a result of the analysis, it is observed that the estimation findings of the models differ according to the period of liquidity abundance and scarcity. During the liquidity abundance period, there is a positive relationship between the leverage level of firms and market capitalization, while there is no relationship between external borrowing levels and market capitalization. On the other hand, in the period of liquidity scarcity, it is found that the external debt of companies has a decreasing effect on market value and there is no relationship between leverage level and market value. The opposite findings in both periods may indicate that the tax saving advantage of financial leverage has an impact on this process due to different interest rates.

\* Dr. Öğr. Üyesi, Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi, MYO, Türkiye, [osaygin@nevsehir.edu.tr](mailto:osaygin@nevsehir.edu.tr), ORCID: 0000-0002-0272-5553

Makale Geliş Tarihi (Received Date): 18.04.2023 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 28.06.2023

Bu eser Creative Commons Atf 4.0 Uluslararası Lisansı ile lisanslanmıştır.

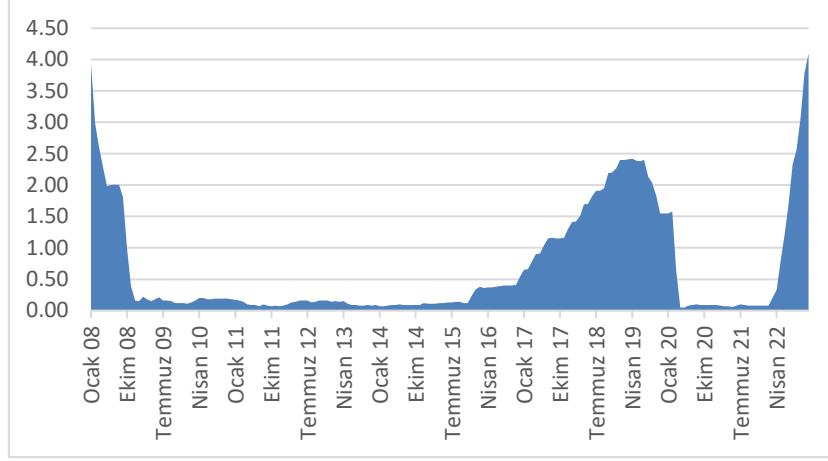


## 1. Giriş

Finansal piyasalar açısından her yeni yıl farklı endişeler ve dinamikler barındırmaktadır. 2020 yılında dünya küresel bir salgın (COVID-19) ile sarsılmıştır. 2021 yılında ise dünyanın bazı bölgeleri daha normal piyasa döngülerine geçerken, bu durum gelişmekte olan ekonomilerde biraz daha yavaş bir seyir izlemiştir. Geçtiğimiz 2022 yılında çok sayıda ekonomi enflasyon sorunu ile karşı karşıya kaldı ve tahmin edilen enflasyonun çok daha yüksek seviyelere tırmanmasıyla dünya çapında çok sayıda merkez bankası, enflasyonun yükselişini kesebilmek için agresif bir şekilde faiz oranlarını yükseltti. Şüphesiz faiz oranlarındaki bu değişim hızlıca finansal piyasaları etkisi altına almasıyla çok sayıda sermaye piyasası aracında ciddi kayıplar yaşandı. Diğer taraftan, jeopolitik açıdan bakıldığında, Rusya'nın Ukrayna'yı işgal süreci küresel piyasaları altüst etmiştir. Tüm bu faktörlerin dahilinde başlayan 2023 yılının, yayımlanan çok sayıda raporda, enflasyonun baskılanması için alınan önlemlerin etkili olacağı ve ciddi boyutta resesyon yaşanacağı bir yıl olacağı öngörülmektedir. COVID-19 salgını sonrası dönemde finansal piyasalarda yaşanan türbülans sonucunda 2023 yılında şirketlerin yatırım kararlarında, kazanç beyanlarında ve değerlemelerinde önemli boyutta değişimler yaşanacağı öngörülmektedir.

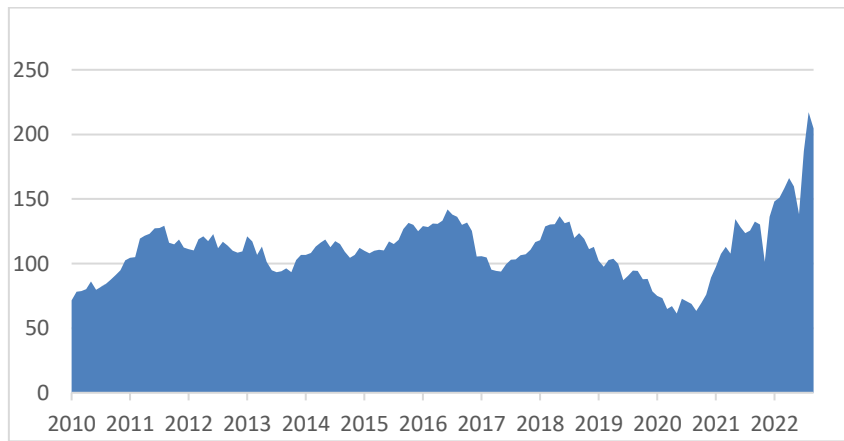
Ekonomideki likidite bolluğu, dolaşımda nakit veya nakde dönüştürebilir menkul kıymetler gibi likit varlıkların oldukça fazla ve kolaylıkla erişilebilir olması durumudur. Piyasalarda likidite bolluğu ortamı oluşması merkez bankalarının düşük faiz oranları açıklamalarına hem yatırımcılar hem de işletmeler cephesinde güven ortamı bulunmasına veya yabancı sermaye yatırımlarının güçlü düzeyde olmasına bağlıdır. Likidite bolluğu ortamı, yatırımlar ve harcamalar için ihtiyaç duyulan kredi ve fonlara daha fazla erişim imkânı yaratması sebebiyle ekonomik büyümeyi teşvik etmektedir. Diğer taraftan, aşırı likidite bolluğu, enflasyon oranlarında yükselmelere ve piyasalarda fiyat balonları oluşmasına neden olabilmektedir. Belli dönemlerde dünya çapında yaşanan likidite bolluğu, sermaye piyasalarındaki likiditenin artmasını sağlamakta böylelikle riskli seven piyasa katılımcılarına finansal risklerin dağılmasını kolaylaştırmakta ve yatırımcıların portföylerini etkin bir şekilde yönetebilmelerine olanak sağlamaktadır (Brigham ve Houston, 2021). Finansal istikrarın sağlanmasında finansal piyasaların derinliği ve likiditesi büyük öneme sahiptir. Piyasa katılımcıları, riskleri ve kendi fonlama ihtiyaçlarını etkin bir şekilde yönetmek için likit piyasalara ihtiyaç duymaktadırlar. Etkin ve sağlam bir finansal sistem, şirketlerin kur, faiz oranları veya emtia fiyat riskleri gibi faaliyet risklerini yönetmelerini sağlamaktadır.

Amerika Merkez Bankası FED'in (Federal Reserve System) önderliğinde faiz oranlarında artışlar şirketlerin 2023 yılında önceki yıllara kıyasla daha zor şartlarda fon bulmasına yol açacaktır. Özellikle Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde, yoğun dış borçla çalışan uluslararası şirketlerin dış borç imkanlarını kısıtlayacaktır. Diğer taraftan, Şekil 1'de görüldüğü üzere FED'in 2008 yılının son çeyreğinden başlayarak 2022 yılı ortalarına kadar finansal piyasalar için oldukça uzun sayılabilecek süre boyunca faiz oranlarını düşük seviyede tutmuştur. Bu nedenle piyasalara sürekli likidite akışı sağlanması, şirketlerin borçlanma maliyetlerinde azalma olmasına ve şirketleri finansal kaldıraçtan daha fazla yararlanmaya teşvik etmiştir.



**Şekil 1. FED Efektif Faiz Oranı**  
**Kaynak: FED.**

Dünya çapında yaklaşık 15 yıldır yaşanan likidite bolluğu şüphesiz ki Türkiye’de faaliyet gösteren şirketlerin finansal yapılarını etkilemiştir. Özellikle uluslararası şirketlerin, dış borçlanma oranlarının tarihi zirveler görmesi ve böylelikle uygun faiz oranlarıyla fonlanan yatırımlar ve karlılık paralelinde bu şirketlerin piyasa değerlerinde artışlar yaşanmıştır. Türkiye’de 2022 yılı son çeyreği itibariyle özel sektörün dış borç çevirme oranlarında ciddi yükselişler yaşanmıştır. TCMB (Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası) verilerine göre, 2022 yılı ağustos ayında özel sektörün dış borç çevirme oranı %217.13’e yükselerek tarihi bir zirveye ulaşmıştır. Şirketlerin belirli bir dönemdeki kredi kullanımlarının, kredi geri ödemelerine oranlanarak hesaplanan dış borç çevirme oranlarının 2010 yılından itibaren izlediği seyir Şekil 2’de görülebilmektedir. Şekil 2 incelendiğinde, şirketlerin dış borç çevirme oranları pandemi dönemindeki piyasa koşulları sebebiyle sadece 2019 ve 2020 yıllarında 100 bandının altına düştüğü ve şirketlerin kredi geri ödemelerinin, kredi kullanımlarının üzerinde olduğu görülmektedir.



**Şekil 2. Dış Borç Çevirme Oranı**  
**Kaynak: TCMB.**

2021 yılından günümüze kadar şirketlerin dış borç çevirme oranlarındaki aşırı yükseliş hem medya hem de piyasa yapımcıları açısından sıklıkla gündeme getirilmekte ve bu durum yatırımcılar

açısından da önemli bir bilgi olarak değerlendirilmektedir. Dış borçlanma oranlarındaki yükseliş şüphesiz şirketlerin sermaye yapılarını da etkileyerek finansal kaldıraç oranlarını artırmakta ve finansal risk seviyesinin yükselmesine sebep olmaktadır. Yüksek kaldıraçlı şirketlerin bazı ortak özellikleri bulunmaktadır. Bunlardan ilki, daha fazla finansal riske sahip oldukları için krizlerden veya ekonomik gerilemelerden daha fazla etkilenebilmektedirler. İkinci olarak, kazanma güçlerini artırmak için büyük yatırımlar ve satın almalar yaparak daha agresif büyüme stratejileri izleyebilirler. Son olarak, finansal risklerinin yüksek düzeyde olması nedeniyle daha yüksek faiz oranlarına ve borçlanma maliyetlerine maruz kalabilmektedirler (Brigham ve Houston, 2021).

Şirketlerin sermaye yapısının hangi faktörlerden nasıl etkilendiği konusu uzun yıllardır finans literatüründe ortaya koyulan sermaye yapısı teorileri ile irdelenmiştir. Sermaye yapısı teorileri, işletmelerde borç/özkaynak birleşiminin nasıl olması gerektiğini ve finansal kaldıraçın hangi değişkenlerden etkilendiğini açıklamaya yöneliktir. Literatürde sıklıkla bu teoriler klasik ve modern teoriler olarak sınıflandırılmaktadır. Klasik sermaye yapısı teorileri borç/özkaynak bileşimini değiştirerek işletmenin piyasa değerini değiştirmenin mümkün olup olmadığını açıklamaya çalışırken; modern sermaye yapısı teorileri ise işletmelerde sermaye yapısı kararlarını etkileyen değişkenlerin saptanmasına yönelik olarak geliştirilmiştir (Karadeniz vd., 2009). Sermaye yapısı teorileri özünde şirketlerin kaynakları içerisinde yer alan borç ve özkaynak ağırlığının değişiminin sermaye maliyetine ve piyasa değerine etkisi olup olmadığını irdelemektedir. Klasik sermaye yapısı teorileri incelendiğinde şirketlerin piyasa değerini belirleyen temel etmenler şirketlerin sağladığı nakit akımları ve bu nakit akımlarının indirgenmesinde kullanılan iskonto oranıdır. Çalışmalarda sıklıkla iskonto oranı olarak AOSM (Ağırlıklı Ortalama Sermaye Maliyeti) tercih edilmektedir.

Sermaye yapısı kararlarının şirketlerin AOSM’sini ve değerini nasıl etkilediği konusu, klasik sermaye yapısı teorilerinde özellikle Modigliani ve Miller (1963) çalışması ve yazarların izleyen yıllardaki diğer çalışmalarında sundukları üç önerme literatürde sıklıkla ele alınmıştır. Klasik sermaye yapısı teorileri üzerine yapılan tartışmalar sonrasında geliştirilen modern sermaye yapısı teorilerinden biri olan dengeleme teorisi (Trade-Off Theory), şirketlerin sermaye yapısı ile performansı arasındaki ilişkiyi iki yönlü olarak ele almaktadır. Bu teoride, optimal sermaye yapısının mümkün olduğu, finansal kaldıraçın maliyet ve faydalarının dengelenmesi ve böylelikle AOSM’nin minimize edilmesiyle optimal sermaye yapısına ulaşılabileceği belirtilmektedir. Bu sebeple, şirketlerin 2000’li yıllardan itibaren nihai amacı olan piyasa değerinin maksimum kılınması hedefine ulaşmak için yöneticilerin finanslama (sermaye yapısı) ve finansal kaldıraç düzeyi kararlarına büyük özen ve titizlik göstermesi gerekmektedir. Klasik sermaye yapısı teorileri belirttiği üzere; borçlanma için ödenen faiz yoluyla elde edilen vergi tasarrufu, finansal kaldıraçın şirket değeri üzerinde olumlu bir etkisi bulunurken; diğer taraftan yüksek finansal kaldıraç, finansal sıkıntı ve temsil maliyeti yaratması sebebiyle olumsuz bir etkisi söz konusu olabilmektedir (Brealey vd., 2007)

Dengeleme teorisinden farklı olarak, optimal bir sermaye yapısının olamayacağını iddia eden ve sermaye yapısı ile yatırım politikası arasında ilişki kuran Finansal Hiyerarşi Teorisi (Pecking Order Theory) finans yazınında önemli diğer bir sermaye yapısı teorisidir. Bu teori Myers (1984) ile Myers ve Majluf (1984) çalışmaları neticesinde geliştirilmiş olup şirketlerin finansman kararlarında önemli olan faktörün tercih edilen finansal kaynakların sıralaması olduğunu iddia etmektedir. Bu sıralama ise fon gereksinimlerinin öncelikle oto finansman (iç kaynak) yoluyla karşılanması ve sonrasında sırasıyla borçlanma ve hisse senedi ihracı (özkaynak) ile karşılanması şeklindedir. Ayrıca, bu teorisinin dış kaynağın maliyeti, kaldıraç etkisi, asimetrik

bilgi ve menkul kıymet çıkarım masrafları gibi önemli varsayımlar altında geçerli olduđu dikkate alınması gereken önemli bir husustur.

Diđer taraftan, kurumsal yönetim anlayışıyla yönetilen şirketlerde, yönetim fonksiyonu ile işletme sahipliği fonksiyonu birbirlerinden bağımsız hareket eden fonksiyonlardır. İşletmeyi yönetme görevi profesyonel yöneticiler (CEO, CFO vb.) tarafından yerine getirilirken, hissedarlar kârdan pay almayı öncelikli olarak hedeflemektedirler. Hissedarların şirket yönetiminden uzaklaşmaları, yöneticilerin şahsî çıkarlarını, işletmenin çıkarlarına tercih edip etmeyeceği ikilemi söz konusudur. Bu ikilem finans alanında Vekalet (Temsilcilik) Teorisi altında tartışılmaktadır (Karan, 2018). Jensen ve Meckling (2019) çalışmasıyla sunulan teori; yöneticilerin, sahiplerin ve ortakların çıkarlarının ve önceliklerinin uyumsuzluğu sonucunda oluşan temsilcilik maliyetlerine dayanmaktadır. Gelişmiş yönetsel tekniklerle yönetilen şirketlerde yöneticiler, çalışanlar, hissedarlar ve tahvil sahipleri gibi çeşitli paydaşların birlikte iştirak ettiği bir takım çalışması bulunmaktadır (Brealey vd., 2007). Ayrıca borç verenlerin şirkete sağladıkları kaynaklar karşılığında talep ettikleri faiz tutarı sabitken, işletme ortaklarının talebi kazançlarının işletmenin kazancına paralel olarak artmasıdır. Bu durumda, şirketlerin daha yoğun borçlanmayı tercih etmeleri sebebiyle özkaynakların temsilcilik maliyetleri azaltılabilecektir. Şirketlerin sermaye yapısının risk ve piyasa değerine etkisini farklı açılardan ele alan sermaye yapısı teorilerinde, kaldıraç etkisinden belli bir seviyeye kadar faydalanmanın bazı avantaj sağlayabileceği belirtilmektedir.

Şirketlerin piyasa değerleri ve performansları, sermaye yapısı teorilerinde de belirtildiği üzere sermaye yapısı tercihleri ve finansal kaldıraçın olumlu etkisinden yararlanma düzeyinden etkilenmektedir. Borçlanma yoluyla finansmanın özkaynağa kıyasla vergi kalkını yoluyla avantajlı olması ve karlılıkta sağlayacağı artış sebebiyle borç ve özkaynak sahiplerine ek gelir sağlar. Bu durum kaldıraçtan yararlanan şirketlerde doğrudan daha yüksek piyasa değerlerine dönüşmektedir. (Healy vd., 2020). Yapılan çok sayıda çalışmada, klasik sermaye yapısı teorilerinden geleneksel teori daha ılımlı ve makul bir yaklaşım olduğu söylenebilir. Bu teoriye göre optimal sermaye yapısı noktasına kadar borcun kaldıraç etkisiyle sermaye maliyeti azalmakta ve şirketin piyasa değeri artmaktadır. Ancak bu noktadan sonra borç kullanımının devam etmesi durumunda, artan finansal risk (iflas vb.) nedeniyle hissedarların beklenen getiri düzeylerinde artış yaşanacaktır. Bu durum şirketin sermaye maliyetinin yükselmesine ve piyasa değerinin düşmesine yol açacaktır. Şüphesiz şirketlerin değeri kaldıraç düzeyi dışında çok sayıda parametreden etkilenmekte ve bu finans alanında uzun yıllardır çalışmalara konu olmuştur.

Finansal piyasaların derin ve likit olması finansal istikrar için önemlidir. Piyasa katılımcıları, riskleri ve kendi finansman ihtiyaçlarını verimli bir şekilde yönetmek için likiditesi yüksek sermaye piyasalarına ihtiyaç duyarlar. Likidite artışının bu olumlu yönünün, sermaye piyasalarının temel dinamizmini oluşturan şirketlerin piyasa değerlerine ve performanslarına yansıyor yansımadağı da büyük öneme sahiptir. Küreselleşme olgusuyla sermayenin dünya çapında hareket etme kabiliyetinin artmasıyla, gelişmekte olan ülkelerde şirketlerin değerlendirilmesi büyük önem kazanmıştır. Özellikle gelişmekte olan ülkelere değerlendirme çok daha güçleşmektedir çünkü şirketlerin karşılaştığı riskler ve engeller gelişmiş ülkelere kıyasla daha fazladır. Başlıca riskler ve zorluklar arasında yüksek düzeyde makroekonomik belirsizlik, likit olmayan sermaye piyasaları, ülke içinde ve dışında sermaye hareketleri üzerindeki kontroller ve yüksek düzeyde politik riskler yer almaktadır (Copeland vd., 2000). Elbette dünya çapında yaşanan likidite bolluğunun Türkiye’de 2022 yılı itibarıyla özel sektörün dış borç çevirme oranlarının tarihi zirveye ulaşmasında etkili olabileceği ve şirketleri özellikle dış borç kullanımına teşvik

edebileceği ve böylece şirketlerin finansal yapılarında değişime sebep olabileceği mümkün görülmektedir. Şirketlerin kaldıraç seviyesindeki bu değişimin sermaye yapısı teorilerinde iddia edildiği gibi sermaye maliyetini azaltarak şirketlerin piyasa değerinde bir artışa sebep olup olmadığı bu çalışmanın temel motivasyonunu oluşturmaktadır. Bu çalışma ile dış borçlanma yoluyla artan kaldıraç düzeyinin şirketlerin piyasa değerine bir etkisi var mı sorusuna yanıt aranması amaçlanmaktadır. Çalışma literatüre farklı açılardan katkı sağlamaktadır. İlk olarak, kaldıraç ile piyasa değeri ilişkisini likidite bolluğu ve kıtlığı dönemlerinde ayrı ayrı ele alınmaktadır. İkinci olarak, bu çalışma dış borçlanma düzeyi bağımsız değişken olarak modele katılması yönüyle literatüre katkı sağlamaktadır.

Bu kapsamda, çalışmanın birinci bölümünde likidite bolluğu ortamı ve sermaye yapısı teorileri ele alınacaktır. İkinci bölümde, konuyu ele alan literatüre değinilecektir. Üçüncü bölümde çalışmada kullanılan yöntem, veri seti ve model hakkında bilgi verilmiş olup, dördüncü bölümde çalışmada kullanılan veriler tanımlanarak elde edilen bulgulara değinilmiştir. Son bölümde ise bulgular yorumlanarak bazı önerilerde bulunulmuştur.

## 2. Ampirik Literatür

Şirketlerin dış borç kullanımının piyasa değeri ve finansal performans göstergelerine etkisini ele alan literatür incelendiğinde, ülkemizde oldukça sınırlı sayıda çalışma bulunduğu; uluslararası literatürde farklı veri setleri ve piyasa değeri ölçüm yöntemleriyle literatürün çeşitlendiği görülmüştür. Sermaye yapısı ve kaldıraç düzeyi ile finansal performans ve firma değeri ilişkisini irdeleyen çok sayıda çalışma bulunurken; dış borçlanma perspektifinde kaldıraç düzeyi ile finansal performans ve firma değeri ilişkisini inceleyen çalışmalar oldukça sınırlı sayıdadır. Bu nedenle, çalışmanın literatürü bu iki açıdan ayrı ayrı ele alınacaktır. Bu kapsamda öncelikle sermaye yapısı ve kaldıraç düzeyini dikkate alan temel teoriler (Modigliani ve Miller, 1963; Ross, 1973, Jensen ve Meckling, 1976; Miller, 1977; Myers, 1984; Myers ve Majluf, 1984) üzerine gerçekleştirilen öncü ampirik çalışmalardan biri Harris ve Raviv (1991) çalışmasıdır. Bu çalışmada, kaldıraç düzeyinin firma değeri ile pozitif ilişkili olduğu tespit edilmiştir. Benzer olarak, G7 ülkeleri üzerine yapılan Rajan ve Zingales (1995) çalışmasında, kaldıraç piyasa değeri/defter değeri (PD/DD) oranı ve firma büyüklüğü ile pozitif ilişkiyken; karlılık ile negatif yönde ilişkili olduğu belirtilmiştir. Farklı bir bakış açısıyla konuya yaklaşan Fama ve French (2002) çalışması, daha karlı ve daha fazla yatırım yapan firmaların daha yüksek yatırım kazancı sebebiyle daha düşük finansal kaldıraç ile faaliyetlerini sürdürdüğünü doğrulamaktadır. Ayrıca, Engel vd. (2012) çalışmasında şirket satın almalarında kaldıraç kullanımının riske göre düzeltilmiş hisse senedi getirileri üzerindeki pozitif bir etkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bununla birlikte, yüksek kaldıraç düzeyinden yararlanan (borçların toplam varlıklara oranı yaklaşık %90) şirketlerin temerrüt riskinin artacağı ve kaldıraç kullanımının olumlu etkilerini azaltacağı ve böylece özkaynak getirilerinin de azalacağı belirtilmiştir. Kaldıraç düzeyinin finansal performansa etkisini küçük ölçekli firmalar üzerinde inceleyen Tsuruta (2015) çalışmasında, yüksek kaldıraçlı firmalar, düşük kaldıraçlı firmalarla karşılaştırıldığında daha güçlü finansal performansa sahip olup yüksek kaldıraçın bazı faydaları olduğu vurgulanmıştır. Bu konuda gerçekleştirilmiş güncel bir çalışma olan Akhtar vd. (2022) çalışmasında, finansal kaldıraç düzeyinin firma performansı üzerine etkisi incelenmiştir. Finansal kaldıraç ile performans arasında negatif yönlü bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca, çalışmada incelenen firmaların finansal kaldıraçındaki artışın performanslarını belirli bir noktaya kadar

artırdığını ve bu noktadan sonra finansal kaldıraçtaki artışın firma performanslarını düşürdüğü öngörülmüştür.

Şirketlerin verimliliği ile kaldıraç düzeyini inceleyen Berger ve Udell (2006) ve Margaritis ve Psillaki (2010) çalışmaları sonucunda, kaldıraçın firma verimliliği üzerinde pozitif bir etkisi olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Yüksek finansal kaldıraç kullanan firmaların daha iyi finansal performans sağlandığını öne süren Vithessonthi ve Tongurai (2015) çalışmasında, bu firmaların her zaman borçlanma yoluyla finansmanını (toplam borç) tercih ettiği tespit edilmiştir. Bu nedenle, kaldıraç ve verimlilik arasında pozitif bir ilişki olduğu belirtilmiştir. Benzer olarak, (Detthamrong vd. 2017; Ramli vd. 2019) çalışmalarında da finansal kaldıraç ile performans arasında pozitif ilişki tespit edilirken; bunların aksine Majumdar ve Chhibber (1999); Zeitun ve Tian (2007); Barry ve Mihov (2015); Le ve Phan (2017); Zhang ve Chen (2017); Akhtar vd. (2022) çalışmalarında finansal kaldıraç ile finansal performans arasında negatif yönlü ilişki olduğu tespit edilmiştir. Bu çalışmalardaki bulguların finansal hiyerarşi teorisi ile uyumlu olduğu ve çalışmada daha iyi finansal performans gösteren firmaların daha fazla oto finansman (iç kaynak) ve daha az borçlanma ile finansmanı tercih etme eğiliminde oldukları öne sürülmüştür. Şüphesiz ki çalışmaların veri dönemi, yöntemi ve kullanılan değişkenler bazında farklılıklar olduğu ve literatürün oldukça farklı bulgularla zenginleştiği görülmektedir.

Literatürde borçlanma ile performans ilişkisini farklı açılardan ele alan çalışmalar da bulunmaktadır. Bunlardan biri Jadiyappa vd. (2020) çalışması olup, bu çalışmada kurumsal borç çeşitlendirmeleri (banka borcu, dış borç, ticari senet, leasing, ertelenmiş borç vb.) ile firma değerinin nasıl bir etkileşim içerisinde olduğu irdelenmiştir. Sonuç olarak, özellikle gruba bağlı firmalarda borç çeşitlendirmesinin, firma değeri üzerinde olumsuz bir etkisi olduğu tespit edilmiştir. Firma büyüklüğü özelinde borç ile finansal performans ilişkisini ele alan Khémiri ve Noubbigh (2020) çalışmasında, borç ile finansal performans arasında ters ilişki olduğu ve bu ilişkinin küçük firmalar için daha önemli boyutta olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca, bu etkinin firmalar büyüdükçe kademeli olarak azaldığı ve firma büyüklüğü optimal eşiği aştığında ise yok olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu bulgu, firmanın büyüklüğünün, sermaye yapısı ile firma performansı arasındaki ilişkinin belirlenmesinde temel bir rol oynadığını göstermektedir. Ayrıca Liu vd. (2021) çalışmasında, farklı borç çevirme riski seviyelerindeki firmaların COVID-19 şokundan CDS primlerinin ve anormal hisse senedi getirilerinin nasıl etkilediğini incelemektedir. COVID-19 şokunun CDS primlerini önemli ölçüde artırdığı ve firmaların daha yüksek borç çevirme riskiyle karşı karşıya kalmaları sebebiyle hissedar değerinin düştüğü tespit edilmiştir. Buna ek olarak, Abdullah ve Tursoy (2021) çalışmasında, UFRS (Uluslararası Finansal Raporlama Standartları) adaptasyon sürecini dikkate alarak firma performansı ile sermaye yapısı arasındaki ilişkiyi ampirik olarak incelenmiştir. Sonuç olarak, firma performansı ile sermaye yapısı arasında pozitif bir ilişki olduğu doğrulanmış olup bu ilişkinin vergi kalkınının sağladığı avantajdan ve öz sermayeye kıyasla borcun daha düşük maliyetli olmasından kaynaklandığı öngörülmüştür.

Diğer taraftan literatürde dış borçlanma yoluyla oluşan kaldıraç düzeyi ile firma değeri veya finansal performans ilişkisini inceleyen sınırlı sayıda çalışma bulunmaktadır. Bu çalışmalarda genellikle bu ilişkinin pozitif yönde olduğu ortaya konmuştur. Bu çalışmalardan ilki Allayannis vd. (2003) çalışması olup 1997 yılı Asya krizi sürecinde borç türü ile performans arasındaki ilişki büyük bir örneklemeden oluşan firmalar üzerinde gerçekleştirilmiştir. Çalışma sonucunda, riskten korunmamış (unhedged) döviz borcunun, yerel para birimi cinsinden borçlanmadan daha kötü finansal veya faaliyet performansına yol açtığına ilişkin hiçbir kanıt

bulanamamıştır. Ayrıca, daha fazla döviz borcu olan firmaların Asya krizi sırasında diğer firmalara göre satışlarını ve yatırımlarını artırdığı tespit edilmiştir. Buna ek olarak, firmaların riskten korunmuş (hedged) döviz borcunun kullanması, önemli ölçüde daha kötü borsa performansı ile ilişkili olduğu ve bu sonucun kriz sürecinde bazı firmaların pozisyonlarını büyük ölçüde riskten korumasız bırakmaya zorlayan türev piyasası likiditesizliğiyle ilgili olduğu ortaya konmuştur. Benzer olarak, Harvey vd. (2004) çalışmasında, uluslararası piyasalarda tahvil ihracı yoluyla kaynak sağlayan bir firma örneği üzerinden gerçekleştirilmiştir. Çalışma sonucunda, bu firmaların dış borç verenler tarafından daha sıkı gözetlenmeleri ve onların dikkatini çekebilmek amacıyla daha yüksek finansal performans sergilemek zorunda oldukları bulgusuna ulaşılmıştır. Dış borçlanma yoluyla finansmanın kurumsal karlılığı ve nakit akışlarını azalttığını belirten Ghosh (2008) çalışmasında, kaldıraçtaki artışın kazançlar üzerindeki marjinal etkisinin dış borçlanma yolunu tercih eden firmalarda diğer firmalara kıyasla daha büyük olduğu tespit edilmiştir. Yabancı banka kredileri yoluyla dış borçlanmanın firmaların performansı üzerindeki etkisini irdeleyen Giannetti ve Ongena (2009) çalışmasında, dış borçlanmanın firmaların satışlarında, varlıklarında ve finansal borç kullanımında büyümeyi teşvik ettiği ve firmaların borç maliyetini azalttığı sonucuna ulaşılmıştır. Benzer olarak, Giannetti ve Ongena (2012) çalışması ile firmaların bankalarla olan kredi ilişkileri dikkate alınarak gerçekleştirilmiş kapsamlı bir çalışmadır. Çalışma sonucunda, yabancı bankalardan borçlanmanın firmalar üzerinde olumlu bir etkisi olduğu ve ayrıca firmaların faaliyet gösterdiği ülkede yabancı banka bulunmasının da firmalara dolaylı olarak olumlu bir etkisi olduğu belirtilmiştir. Ayrıca Gabrijelčić vd. (2016) çalışmasında, finansal kaldıraç ve dış borçla finansmanın firma performansı üzerindeki etkileri kriz öncesi ve sonrası dönemler dikkate alınarak incelenmiştir. Çalışma sonucunda, finansal kaldıraç firmaların performansı üzerinde önemli olumsuz bir etkisi tespit edilirken; belli bir miktar dış borçla finansman sağlayan firmaların, yalnızca iç finansman yolunu tercih eden firmalardan ortalama olarak daha iyi performans gösterdiği bulgusuna ulaşılmıştır. Çalışma kapsamında incelenen literatürün özet olarak Tablo 1’de yer almaktadır.

**Tablo 1. Literatür Özeti**

Yazar	Örneklem	Dönem	Sonuç
Rajan ve Zingales (1995)	G-7 Ülkeleri	1987-1991	Pozitif (+)
Majumdar ve Chhibber (1999)	Hindistan	1988-1994	Negatif (-)
Mramor ve Valentin (2001)	Slovenya	1994-1999	Negatif (-)
Allayannis vd. (2003)	8 Doğu Asya Ülkesi	1997-1999	Pozitif (+)
Harvey vd. (2004)	Gelişmekte olan ülkeler	1995-1996	Pozitif (+)
Ghosh (2008)	Hindistan	1995-2004	Negatif (-)
Engel vd. (2012)	Avrupa ve Kuzey Amerika	1990-2006	Pozitif (+)
Vithessonthi ve Tongurai (2015)	Tayland	2007-2009	Pozitif (+)
Barry ve Mihov (2015),	ABD	1980-2012	Negatif (-)
Tsuruta 2015	Japonya	1990-2006	Pozitif (+)
Gabrijelčić vd. (2016)	Slovenya	2001-2013	Pozitif (+)
Zhang ve Chen (2017)	Çin	2007-2016	Negatif (-)
Detthamrong vd. (2017)	Tayland	2001-2014	Pozitif (+)
Ramli vd. (2019)	Malezya	1990-2010	Pozitif (+)
Abdullah ve Tursoy (2021)	Almanya	1993-2016	Pozitif (+)
Akhtar vd. (2022)	Pakistan	2001-2017	Negatif (-)



### 3. Veri Seti ve Model

Bu alıřmada Borsa İstanbul (BİST) imalat sanayi řirketlerinin dıř borlanma ve kaldıra dzeyi ile piyasa deęeri arasındaki iliřki analiz edilmiřtir. Bu iliřkiyi incelemek amacıyla her bir řirketin dıř borlanma oranları ve kaldıra seviyeleri incelenerek zellikle dıř bor evrim oranlarının 2021 yılı ocak ayından itibaren 100 bandının zerine ıkması ve 2022 yılı aęustos ayı itibariyle de 200 bandını ařması olduka dikkat ekicidir. řirketlerin dıř borlanma seviyelerinin bu denli ykselmesi yksek kaldıra kullanımını da beraberinde getirmiřtir. řüphesiz uygulanan faiz politikaları ve dnya apındaki geliřmeler dıřında ok sayıda faktrn bunda etkili olabileceęi gz ardı edilemez. zellikle Amerikan merkez bankası FED'in almıř olduęu faiz artırım kararları piyasaların likidite dengesi aısından olduka etkin olduęu ve řirketlerin bu kararları dikkate alarak pozisyon aldıkları bilinmektedir. FED'in almıř olduęu faiz kararları baz alındığında 2009 yılından itibaren %1'in altında uygulanan olduka dřk seviyedeki efektif faiz oranları piyasaların likidite bolluęu yařamasına sebep olmuřtur. Yařanan likidite bolluęu 2018-2019 yıllarında kısmen azalsa da 2022 yılı mart ayına kadar srmř olup sonrasında FED olduka sert sayılabilecek seviyede faiz oranlarında sık aralıklarla artıř kararları almıřtır. Bu durumdan hareketle alınan faiz artırım kararlarının sonucu olarak řirketlerin dıř borlanma maliyetlerinin artması sebebiyle dıř bor evirme oranlarının ykselmesine neden olduęu dřnlmektedir. Bu doęrultuda alıřmanın analiz dnemini oluřturan 2010-2022 yılları arası eyrek dnemlik veriler FED faiz oranlarının %1'in altında seyrettięi 2010'dan 2017 yılının 2.eyreęi ile 2020 yılı 1.eyreęi ve 2022 yılı 2.eyreęi arası likidite bolluęu dnemi; bu aralıklar dıřında kalan dnemlerde ise likidite kıtlıęı dnemi olarak adlandırılarak iki ayrı dnemde analize tabi tutulmuřtur.

alıřmada likidite bolluęu ve likidite kıtlıęı dnemleri itibariyle 2010-2022 yılları arası eyrek dnemlik verileri kullanılmıřtır. BİST imalat sanayi sektrnde iřlem gren ve verisine kesintisiz ulařılabilen 190 řirket ve 52 eyrek dnemlik veri ile likidite bolluęu dneminde yksek kaldıra ve dıř borlanmanın řirketlerin piyasa deęerine katkısı olup olmadıęını incelenmiřtir. Tablo 2'de yer alan deęiřkenlere ait bilgiler FİNNET veri tabanından ve dıř bor verileri ise <https://www.kap.org.tr/> sitesinden temin edilmiřtir.

**Tablo 2. Deęiřkenlerin Tanımları**

Deęiřken Grubu	Tanım	Kısaltma	Forml	Beklenen Sonu
Baęımlı Deęiřken	Piyasa Deęeri	PD	Piyasa Deęeri/Aktif Toplamı	-
Baęımsız Deęiřkenler	Kaldıra Oranı	KAL	Toplam Bor / Aktif Toplamı	Pozitif (+)
	Dıř Bor evrim Oranı	DBOR	Kredi Kullanım/Kredi Geri deme	Negatif (-)
Kontrol Deęiřkenleri	İhracat Oranı	IHR	Yurt Dıřı Satıř/Toplam Satıř	Pozitif (+)
	Cari Oran	CARİ	Dnen Varlıklar/ Kısa Vadeli Borlar	Pozitif (+)
	Firma Byklę	BUYUK	Log(Aktif Toplamı)	Pozitif (+)
	Yatırılan Sermaye Getirisi	YSG	Vergi Sonrası Net Faaliyet Kârı (VSNFK)/Yatırılan Sermaye	Pozitif (+)
	Finansal Bor Oranı	FİNB	Toplam Finansal (Mali) Bor/Toplam Bor	Negatif (-)
	Dvizli Bor Oranı	DOVİZ	Dviz Cinsinden Bor/Toplam Bor	Negatif (-)

Şirketlerin dış borçlanma ve kaldıraç düzeyi ile piyasa değeri arasındaki ilişkiyi incelemek amacıyla kurulan ekonometrik model literatür çalışmaları ışığında aşağıdaki şekilde oluşturulmuştur. Dinamik panel veri analiz tahmincileri ile tahmin edilecek modeller kaldıraçlı model ve hem kaldıraçlı hem de dış borçlanma etkili model olmak üzere iki farklı şekilde kurulmuştur:

$$PD_{i,t} = \alpha + \beta_1 PD_{i,t-1} + \beta_2 KAL_{i,t} + \beta_3 C_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$PD_{i,t} = \alpha + \beta_1 PD_{i,t-1} + \beta_2 KAL_{i,t} + \beta_3 DBORÇ_{i,t} + \beta_4 C_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Yukarıda yer alan modellerde  $i$  şirketleri,  $t$  ise çeyrek dönemlik zaman boyutunu temsil etmektedir. Her iki modelde,  $PD$  piyasa değeri değişkenini temsil etmekte,  $PD_{i,t-1}$  bağımlı değişkenin bir dönem gecikmeli değerini ifade etmektedir.  $KAL_{i,t}$  kaldıraç düzeyini ve  $DBORÇ_{i,t}$  dış borçlanma düzeyi bağımsız değişkenlerini temsil etmektedir. Ayrıca,  $C_{i,t}$  detayları Tablo 2’de belirtilen kontrol değişkenlerini ve  $\varepsilon_{i,t}$  ise modellerin stokastik hata terimini ifade etmektedir.

#### 4. Metodoloji

Literatür baz alınarak, çalışmada BIST imalat sektöründe faaliyet gösteren şirketlerin dış borçlanma ve yüksek kaldıraç düzeyi ile piyasa değeri arasında bir ilişki olup olmadığı incelenmiştir. Bu kapsamda, değişkenlerin gecikmeli değerlerini açıklayıcı faktör olarak modele katan dinamik panel veri analizi yöntemi tercih edilmiştir. Dinamik panel veri analizinde, gözlemlenemeyen heterojenlik ampirik araştırmalar için önemli bir sorundur. Örneğin şirketlerin finansal performansı, yöneticilerin değişen piyasa koşullarına veya dış politikalara ilişkin tutumlarındaki farklılıktan etkilenebilmektedir. Bu nedenle modelde içsellik, performans kalıcılığı ve gözlemlenmemiş heterojenlik sorunu olması durumunda, Havuzlanmış En Küçük Kareler (Pooled OLS), Sabit Etkiler (Fixed Effects) ve Rassal Etkiler (Random Effects) tahmincilerinin kullanımı bazen yanlı ve tutarsız sonuçlar vermektedir (Baltagi, 2021).

Arellano ve Bover (1995) çalışmasında ilk olarak ele alınan ve daha sonra Blundell ve Bond (1998) çalışmasında geliştirilen Sistem Genelleştirilmiş Momentler Metodu (Sistem GMM) ile dinamik panel veri tahmin tahmincilerinde büyük ölçüde gelişme sağlanmıştır. Aynı çalışmada, yatay kesit birimlerinin sayısının zaman değişkeni sayısından büyük ( $N > T$ ) olduğu durumda dinamik panel veri modelinin etkin araç değişken tahmincisi üretilmesinde ekstra moment koşulunun önemi dikkate alınmıştır. Bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri ile hata terimleri arasında bulunan ortogonal süreçler yoluyla mevcut tüm momentler karşılanabilmektedir. Sistem GMM tahmincisi otoregresif katsayının kısmen yüksek ve zaman serisinin gözlem sayısı kısmen küçük olması durumunda klasik Fark GMM tahmincisinin performansını önemli ölçüde artırabileceği bulgusuna ulaşılmıştır. Bu durumda asimptotik varyans karşılaştırmaları sistem GMM tahmincisinin doğrusal olmayan GMM tahmincisinden önemli ölçüde daha verimli olabileceğini göstermektedir.

Sistem GMM tahmincisinin önemli bir varsayımı araç değişkenlerin dışsal olması durumudur. Sistem GMM tahmincisinin uygulanabilmesi için modele dâhil edilen araç değişkenlerin dışsal olması diğer bir ifadeyle aşırı tanımlama kısıtlamalarının geçerli olması gerekmektedir. Bu varsayımın geçerliliği dolayısıyla modelde kullanılan araç değişkenlerin tutarlılığı sıklıkla Sargan testi kullanılarak sınanmaktadır. (Roodman, 2009) çalışmasında, modelde yer alan araç değişkenlerin geçerliliğinin test edilmesinde Sargan testi dışında Hansen

ve Fark Hansen testleri de kullanılabilir. Söz konusu çalışmada Hansen testinin Sargan testine kıyasla daha dirençli olduğu da belirtilmiştir. Sargan testine kıyasla Fark Hansen testinde araç değişkenlerin geçerliliği (dışsalığı) hem düzey eşitliğinde hem de GMM eşitliğinde test edilmektedir.

Diğer taraftan, GMM tahmincilerinin 1991-1998 yılları arasında geliştirilmesi ve bu dönemde yatay kesit bağımlılığı ve eğim parametresi homojenliği gibi ön testlerin henüz yeterince gelişmemiş olması nedeniyle çelişkili sonuçlar verebileceği yönünde kısmen de olsa literatürde eleştiriler bulunmaktadır. Şüphesiz ki GMM tahmincileri model tahminlerinde yaygın olarak kullanılmakta ve bu spesifikasyon testlerinin sağlandığı varsayılmaktadır (Sarafidis vd., 2009; Chudik ve Pesaran, 2015). Son dönemde yapılan ampirik çalışmalar incelendiğinde (Phillips ve Sul, 2003; Pesaran, 2007; Sarafidis vd., 2009; Chudik ve Pesaran, 2015) panel veri analizinde yatay kesit bağımlılığına dikkat çekilmektedir. Özellikle farklı ülkeler üzerinde yapılan çalışmalarda artan sermaye hareketliliği, enerji transferleri, ekonomik krizler gibi etkenler çok sayıda ülkeyi ve şirketi aynı anda etkilemektedir. Yatay kesit bağımlılığı, mekansal korelasyonlar, ekonomik mesafe, ortak küresel şoklar, teknolojik gelişme ve gözlemlenemeyen ortak faktörler nedeniyle ortaya çıkmaktadır. Kesit birimlerindeki bu gözlemlenemeyen ortak faktörler, regresyonun hata terimleri arasında korelasyonlara yol açmaktadır (Sarafidis vd., 2009). Bu nedenle çalışmada dirençli bir tahminci olan Sistem-GMM tahmincisine ek olarak farklı bir dirençli tahminci ile modeller tekrar tahmin edilmiştir. Çalışmada hata terimindeki değişen varyans, otokorelasyon ve yatay kesit bağımlılığı spesifikasyonlarını dikkate alan Driscoll-Kraay dirençli tahmincisi kullanılmıştır. Bu yöntemle standart hatalar düzeltilmiş ve nihai bulgular doğrultusunda modeller tahmin edilerek yorumlanmıştır. Bu çalışmada, BIST imalat sektöründe faaliyet gösteren 190 şirketin 2010-2022 yılları arası 52 çeyrek dönemlik veri setinde iki aşamalı Sistem-GMM tahmincisi ve Driscoll-Kraay dirençli tahmincisi ile dış borçlanma ve kaldıraç düzeyi ile piyasa değeri arasındaki ilişki analiz edilmiştir.

## 5. Bulgular

Çalışmanın metodoloji bölümünde belirtilen hususlar dikkate alınarak bu bölümde kurulan modellerin farklı tahminciler ile analiz edilmesine dair bulgular yer almaktadır. Analize dahil edilen değişkenlerden dengeli bir panel oluşturulduğunu gösteren tanımlayıcı istatistikler Tablo 3'te yer almaktadır.

**Tablo 3. Tanımlayıcı İstatistikler**

Değişken	Gözlem	Ortalama	Standart Sapma	Ez Az	En Çok
PD	9690	0.866	1.699	0	43.157
KAL	9690	41.986	43.974	0	1086.158
DBORC	9690	111.396	23.286	67.06	202.953
IHR	9690	20.282	24.99	0	100
CARI	9690	1.648	2.22	0	52.026
BUYUK	7624	19.871	1.768	13.722	25.889
YSG	9690	11.416	37.056	0	2649.769
FINB	9690	0.086	0.016	0.024	0.195
DOVIZ	9690	29.112	29.114	0	286.771

Tablo 3’teki tanımlayıcı istatistikler incelendiğinde kaldıraç oranı ve yatırılan sermaye getirisinin standart sapmasının yüksek olduğu görülmektedir. Buna karşılık ise bağımlı değişken olan piyasa değeri/aktif oranının daha kararlı olduğu söylenebilir. Tablo 4’te ise bağımsız ve kontrol değişkenlerinin pearson korelasyonları ve anlamlılık düzeyleri görülmektedir.

**Tablo 4. Pearson Korelasyon Matrisi**

	KAL	DBORC	IHR	CARI	BUYUK	YSG	FINB	DOVIZ
KAL	1							
DBORC	0.046*	1						
IHR	0.214*	0.015	1					
CARI	-0.080*	0.033*	0.099*	1				
BUYUK	0.005	-0.002	0.01	-0.035*	1			
YSG	0.056*	0.093*	0.071*	0.154*	0.011	1		
FINB	-0.014	-0.174*	-0.130*	-0.103*	0.003	-0.072*	1	
DOVIZ	0.425*	0.043*	0.406*	0.037*	-0.01	0.096*	-0.213*	1

**Not:** \* %5 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 4 incelendiğinde değişkenler arasında genel itibariyle zayıf korelasyon olduğu gözlemlenmektedir. Buna karşılık, kaldıraç ile dövizli borç oranı ve ihracat oranı arasında beklendiği üzere orta derecede korelasyon olduğu görülmektedir. Sonuç olarak, bağımsız ve kontrol değişkenleri arasındaki ilişkilerin sorun teşkil edecek düzeyde olmadığı dolayısıyla değişkenler için çoklu doğrusal bağlantı sorunu bulunmadığı ve değişkenler birlikte modellere katılabileceği anlaşılmaktadır. Ayrıca, modellerin tahmin edilmeden önceki en önemli tanımlardan biri birim kök testleridir. Çalışma kapsamındaki veri setinin yatay kesit bağımlılığı söz konusu olması sebebiyle iki tür birim kök testi uygulanmıştır. Bu testlerden Maddala ve Wu testi 1. nesil birim kök testlerinden olup yatay kesit bağımsızlığını varsaymaktadır (Maddala ve Wu, 1999). Ayrıca, 2. nesil birim kök testlerinden CIPS testi ise yatay kesit bağımlılığını durumunda tercih edilen birim kök testlerindedir (Pesaran, 2007). Çalışmadaki model yapıları dikkate alınarak gerçekleştirilen birim kök testi sonuçları Tablo 5’te yer almaktadır.

**Tablo 5. Birim Kök Testleri**

Değişkenler	Maddala and Wu		CIPS	
	Düzye	Birinci Fark	Düzye	Birinci Fark
PD	763.917*	559.98*	-12.38*	-6.04*
KAL	2081.15*	808.78*	-25.20*	-15.13*
DBORC	1202.73*	664.08*	-16.61*	-12.61*
IHR	2578.10*	1419.20*	-26.86*	-15.49*
CARI	1948.42*	803.91*	-20.84*	-10.63*
BUYUK	307.96*	284.05*	6.17*	5.52*
YSG	2628.18*	1145.31*	-26.42*	-11.96*
FINB	14.78	74.06*	65.06	25.28*
DOVIZ	857.43*	564.08*	-85.28*	-48.39*

**Not:** Düzeylerdeki birim kök testleri, test denkleminde sabit ve trend değişkeni içerirken, birinci farklardaki testler yalnızca sabit içermektedir. \* %5 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 5’te görüldüğü gibi her iki test sonucuna göre finansal borç oranı değişkeni dışındaki değişkenlerin düzeyde durağan olduğu, birinci farkta ise tüm değişkenlerin durağan olduğu tespit edilmiştir. Bu doğrultuda, araştırma modeli için düzeyde durağan olmayan finansal borç oranı

deęiřkeninin birinci farkı alınıp modele dâhil edilerek analiz gerekleřtirilmiřtir. alıřmada kurulan 2 modelin Borsa İstanbul imalat sektöründe faaliyet gösteren 190 řirketin 2010-2022 yılları arası 52 eyrek dönemlik veri seti için iki aşamalı Sistem-GMM tahmincisi ile tahmin edilmesine iliřkin sonuçlar Tablo 6'da yer almaktadır.

**Tablo 6. İki Ařamalı Sistem GMM Tahmin Sonuçları**

Panel A: Likidite Bolluęu Dönemi	Model 1			Model 2		
	Katsayı	t-istatistięi	Olasılık (t)	Katsayı	t-istatistięi	Olasılık (t)
PD (-1)	0.774	20.20	<b>0.000</b>	0.763	19.50	<b>0.000</b>
KAL	0.019	2.29	<b>0.023</b>	0.021	2.19	<b>0.030</b>
DBORC				-0.001	-0.23	0.821
YSG	0.010	0.60	0.550	0.009	0.96	0.339
IHR	0.012	1.94	<b>0.053</b>	0.016	2.49	<b>0.014</b>
CARI	0.288	1.47	0.131	0.268	1.55	0.124
BUYUK	0.172	2.95	<b>0.004</b>	0.179	2.60	<b>0.010</b>
FINB	0.814	0.15	0.877	4.451	1.13	0.260
DOVIZ	-0.015	-2.51	<b>0.013</b>	-0.030	-3.37	<b>0.001</b>
Sabit Terim	-5.188	-3.36	<b>0.000</b>	-3.857	-2.58	<b>0.011</b>
<b>Skaler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Olasılık</b>		<b>Katsayı</b>	<b>Olasılık</b>	
F Test	83.48	0.000		85.33	0.000	
AR1	-2.36	0.018		-2.08	0.037	
AR2	1.39	0.165		1.29	0.196	
Sargan Test	1197.42	0.000		884.39	0.000	
Hansen Test	173.9	0.265		178.17	0.197	
Gözlem		6460			6650	
řirket Sayısı		190			190	
Ara Deęiřken Sayısı		173			173	
Panel B: Likidite Kıtlıęı Dönemi	Model 1			Model 2		
	Katsayı	t-istatistięi	Olasılık (t)	Katsayı	t-istatistięi	Olasılık (t)
PD (-1)	0.390	5.18	<b>0.010</b>	0.421	5.70	<b>0.035</b>
KAL	0.006	1.10	0.272	0.015	1.14	0.254
DBORC				-0.008	-2.19	<b>0.029</b>
YSG	0.024	1.80	<b>0.003</b>	0.092	3.13	<b>0.002</b>
IHR	-0.019	-0.73	0.465	-0.013	-0.53	0.595
CARI	0.572	1.52	<b>0.046</b>	0.428	1.22	<b>0.048</b>
BUYUK	0.000	-0.25	0.805	0.000	1.66	0.098
FINB	3.169	0.43	0.668	6.569	0.82	0.413
DOVIZ	-0.006	-2.18	<b>0.031</b>	-0.016	-2.06	<b>0.041</b>
Sabit Terim	-1.197	-1.76	<b>0.000</b>	-0.362	-0.42	0.000
<b>Skaler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Olasılık</b>		<b>Katsayı</b>	<b>Olasılık</b>	
F Test	4.64	0.000		3.19	0.019	
AR1	2.37	0.018		-2.35	0.386	
AR2	0.96	0.335		0.87	0.196	
Sargan Test	78.27	0.000		27.92	0.000	
Hansen Test	15.83	0.278		12.51	0.368	
Gözlem		2470			2660	
řirket Sayısı		190			190	
Ara Deęiřken Sayısı		169			169	

**Not:** İki aşamalı Sistem-GMM tahmincisi bulgularında, t istatistięinin %5 düzeyindeki anlamlılık deęerleri olasılık sütununda kalın karakterler ile belirtilmiřtir. PD (-1) ve IHR deęiřkenleri içsel (endojen) deęiřken olarak, DBORC ve DOVIZ deęiřkenleri dıřsal (eksojen) deęiřken olarak dikkate alınmıřtır. Modellerdeki tüm deęiřkenlerin anlamlılıęı F-istatistięi ile gösterilmiřtir. Otokorelasyon için, AR(1) birinci dereceden otokorelasyonu ve AR(2) ise ikinci dereceden otokorelasyonu göstermektedir. Sistem-GMM tahmincisi için AR(2)'nin olasılık deęerinin anlamsız olması tahmin edilen modelde oto korelasyon problemi olmadığını ifade etmektedir. Model tahmininde kullanılan ara deęiřkenlerin geerlilięinin ölçümü için Sargan ve Hansen test istatistikleri de ayrıca raporlanmıřtır.

Tablo 6 incelendiğinde, analiz edilen modellerin her ikisinde de gecikmeli bağımlı değişken olan PD (-1) değişkeninin tahmin katsayısı pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Likidite bolluğu dönemi bulgularını gösteren A panelinde, 1. modelde teoriyi destekler nitelikte şirketlerin kaldıraç düzeyi ile piyasa değeri arasında pozitif yönde istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunduğu tespit edilmiştir. Diğer taraftan 2. modelde dış borçlanma değişkeninin modele katılmasının kaldıraç düzeyinin piyasa değeriyle olan ilişkisi değişmezken şirketlerin dış borç kullanımları ile piyasa değeri arasında anlamlı bir ilişki olduğu bulgusuna ulaşılammıştır. Kontrol değişkenlerinden ise ihracat oranı ve şirket büyüklüğünün piyasa değeri ile pozitif yönde anlamlı bir ilişkisi bulunurken; döviz cinsinden borçlanmanın piyasa değeri üzerinde negatif yönde anlamlı bir ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca likidite bolluğu döneminde, cari oran ve yatırılan sermaye getirisinin beklenenden farklı olarak piyasa değeri arasında bir ilişkisi bulunmamıştır. Kurulan her iki model kalıbının analiz için uygun olduğu F-testi değerlerinin istatistiksel olarak anlamlı bulunmasından anlaşılmaktadır. Bunlara ek olarak, bulgularda otokorelasyon problemi olup olmadığını sınavan AR2 testi sonuçlarına göre modellerde otokorelasyon problemi olmadığı ve kullanılan araç değişkenlerin geçerliliğini farklı hipotez yapılarıyla irdeleyen Sargan ve Hansen testlerinin iki model için de geçerli olduğunu göstermektedir.

Likidite kıtlığı dönemi bulgularını gösteren B paneli ele alındığında, modellerin tahmin sonuçlarının likidite bolluğu dönemine kıyasla oldukça farklılaştığı görülmektedir. Her iki modelde de likidite bolluğu dönemindeki kaldıraç düzeyi ile piyasa değeri arasındaki anlamlı ilişkinin ortadan kalktığı görülmektedir. Ancak, şirketlerin dış borç kullanımları ile piyasa değeri arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunmuş ve teori ile uyumlu olarak işletçinin negatif yönde olduğu tespit edilmiştir. Bunlara ek olarak, iki model için cari oran ve yatırılan sermaye getirisinin piyasa değeri ile pozitif yönde anlamlı bir ilişkisi bulunurken; döviz cinsinden borçlanmanın piyasa değerini negatif yönde anlamlı bir ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Diğer taraftan, likidite bolluğu dönemindeki ihracat oranı ve şirket büyüklüğü ile piyasa değeri arasındaki anlamlı ilişkinin likidite kıtlığı döneminde yok olduğu görülmektedir. Kurulan model kalıplarının F-testi değerleri modellerin analiz için uygun olduğunu, AR2 değerleri otokorelasyon sorunu olmadığını ve Sargan/Hansen testleri ise kullanılan araç değişkenlerin geçerli olduğunu göstermektedir. Bulguların geçerliliği ve güveni açısından çalışmada ayrıca Sistem GMM tahmincisinin dirençli (robust) tahmini de gerçekleştirilmiş ve elde edilen sonuçlar Tablo 7’de özetlenmiştir.

**Tablo 7. İki Ařamalı Sistem GMM Dirençli Tahmin Sonuçları**

<b>Panel A: Likidite</b>		<b>Model 1</b>			<b>Model 2</b>		
<b>Bolluđu Dönemi</b>	<b>Katsayı</b>	<b>t-istatistiđi</b>	<b>Olasılık (t)</b>	<b>Katsayı</b>	<b>t-istatistiđi</b>	<b>Olasılık (t)</b>	
PD (-1)	0.774	3.03	<b>0.000</b>	0.763	2.93	<b>0.000</b>	
KAL	0.019	0.34	<b>0.021</b>	0.021	0.33	<b>0.027</b>	
DBORC				-0.001	-0.03	0.739	
YSG	0.010	0.09	0.495	0.009	0.14	0.305	
IHR	0.012	0.29	<b>0.048</b>	0.016	0.37	<b>0.013</b>	
CARI	0.288	0.22	0.118	0.268	0.23	0.112	
BUYUK	0.172	0.44	<b>0.004</b>	0.179	0.39	<b>0.009</b>	
FINB	0.814	0.02	0.789	4.451	0.17	0.234	
DOVIZ	-0.015	-0.38	<b>0.012</b>	-0.030	-0.51	<b>0.001</b>	
Sabit Terim	-5.188	-0.50	<b>0.000</b>	-3.857	-0.39	<b>0.010</b>	
<b>Skaler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Olasılık</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Olasılık</b>			
F Test	3.94	0.000	2.71	0.000			
AR1	2.01	0.016	-1.99	0.033			
AR2	0.81	0.149	0.73	0.176			
Sargan Test	66.52	0.000	23.73	0.000			
Hansen Test	13.45	0.239	10.63	0.177			
Gözlem		6460		6650			
řirket Sayısı		190		190			
Araç Deđiřken Sayısı		173		173			
<b>Panel B: Likidite</b>		<b>Model 1</b>			<b>Model 2</b>		
<b>Kıtlıđu Dönemi</b>	<b>Katsayı</b>	<b>t-istatistiđi</b>	<b>Olasılık (t)</b>	<b>Katsayı</b>	<b>t-istatistiđi</b>	<b>Olasılık (t)</b>	
PD (-1)	0.390	0.78	<b>0.009</b>	0.421	0.86	<b>0.033</b>	
KAL	0.006	0.17	0.253	0.015	0.17	0.236	
DBORC				-0.008	-0.33	<b>0.027</b>	
YSG	0.024	0.27	<b>0.003</b>	0.092	0.47	<b>0.002</b>	
IHR	-0.019	-0.11	0.432	-0.013	-0.08	0.553	
CARI	0.572	0.23	<b>0.042</b>	0.428	0.18	<b>0.045</b>	
BUYUK	0.000	-0.04	0.749	0.000	0.25	0.091	
FINB	3.169	0.06	0.621	6.569	0.12	0.384	
DOVIZ	-0.006	-0.33	<b>0.029</b>	-0.016	-0.31	<b>0.038</b>	
Sabit Terim	-1.197	-0.26	<b>0.000</b>	-0.362	-0.06	<b>0.000</b>	
<b>Skaler</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Olasılık</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Olasılık</b>			
F Test	3.94	0.000	2.71	0.018			
AR1	2.01	0.017	-1.99	0.359			
AR2	0.81	0.312	0.73	0.182			
Sargan Test	66.52	0.000	23.73	0.000			
Hansen Test	13.45	0.259	10.63	0.342			
Gözlem		2470		2660			
řirket Sayısı		190		190			
Araç Deđiřken Sayısı		169		169			

**Not:** İki ařamalı ve dirençli Sistem-GMM tahmincisi bulgularında, t istatistiđinin %5 düzeyindeki anlamlılık deđerleri olasılık sütununda kalın karakterler ile belirtilmiřtir. PD (-1) ve IHR deđiřkenleri içsel (endojen) deđiřken olarak, DBORC ve DOVIZ deđiřkenleri dışsal (eksojen) deđiřken olarak dikkate alınmıřtır. Modellerdeki tüm deđiřkenlerin anlamlılıđı F-istatistiđi ile gösterilmiřtir. Otokorelasyon için, AR(1) birinci dereceden otokorelasyonu ve AR(2) ise ikinci dereceden otokorelasyonu göstermektedir. Sistem-GMM tahmincisi için AR(2)'nin olasılık deđerinin anlamsız olması tahmin edilen modelde oto korelasyon problemi olmadıđını ifade etmektedir. Model tahmininde kullanılan araç deđiřkenlerin geçerliliđinin ölçümü için Sargan ve Hansen test istatistikleri de ayrıca raporlanmıřtır.

Tablo 7 incelendiđinde, analiz edilen modellerin bulgularının dirençsiz tahminleriyle örtüřtüđu görülmekte olup likidite bolluđu dönemi ilk modelde kaldıraç düzeyi ile piyasa deđeri arasında pozitif yönde istatistiksel olarak anlamlı bir iliřki tespit edilmiřtir. Ayrıca, ikinci

modelde dahil edilen dış borçlanma değişkeni ile piyasa değeri arasından likidite bolluğu döneminde ilişki bulunmazken; likidite kıtlığı döneminde dış borç kullanımları şirketlerin piyasa değerine azaltıcı etki ettiği sonucuna ulaşılmıştır. Sistem GMM tahmincisinin yatay kesit bağımlılığı durumunda sapmalı sonuçlar verebileceğine yönelik literatürdeki tartışmalar ikiye ayrılmakta olup büyük ölçüde karmaşa söz konusudur. Bu nedenle, çalışmada tahmin edilen her iki modelin de Pesaran CD test katsayı değerlerinin sırasıyla 14.36 ve 11.87 olması ve değerlerin anlamlı olması modellerde yatay kesit bağımlılığı bulunduğunu göstermektedir. Tahminci yöntemine ilişkin tartışmalı olan bu çelişkiyi bertaraf etmek amacıyla hata terimlerindeki değişen varyans, otokorelasyon ve yatay kesit bağımlılığı sorunları açısından dirençli Driscoll-Kraay tahmincisi kullanılarak modeller tekrar tahmin edilmiştir. Çalışmadaki modellerin sabit etkili Driscoll-Kraay dirençli tahmincisi analiz bulguları Tablo 8’de görülmektedir.

**Tablo 8. Driscoll-Kraay Dirençli Tahmin Sonuçları**

<b>Panel A: Likidite</b>									
<b>Bolluğu Dönemi</b>	<b>Model 1</b>			<b>Model 2</b>					
	<b>Katsayı</b>	<b>t-istatistiği</b>	<b>Olasılık (t)</b>	<b>Katsayı</b>	<b>t-istatistiği</b>	<b>Olasılık (t)</b>			
KAL	0.006	2.34	<b>0.023</b>	0.006	2.21	<b>0.032</b>			
DBORC				0.001	0.21	0.832			
YSG	0.002	1.22	0.227	0.002	1.24	0.221			
IHR	0.004	2.97	<b>0.005</b>	0.004	2.99	<b>0.004</b>			
CARI	0.101	5.48	<b>0.000</b>	0.101	5.48	<b>0.000</b>			
BUYUK	-0.001	-0.22	0.827	-0.001	-0.22	0.829			
FINB	0.004	1.46	0.221	0.003	1.28	0.227			
DOVIZ	0.000	0.19	0.849	0.000	0.18	0.857			
Sabit Terim	1.415	4.39	<b>0.000</b>	1.263	2.25	<b>0.029</b>			
<b>Skaler</b>		<b>Katsayı</b>		<b>Olasılık</b>		<b>Katsayı</b>		<b>Olasılık</b>	
F Test		27.17		0.000		26.84		0.000	
R <sup>2</sup>		0.6458				0.7461			
Gözlem Sayısı		7624				7624			
Grup Sayısı		190				190			
<b>Panel B: Likidite</b>									
<b>Kıtlığı Dönemi</b>	<b>Model 1</b>			<b>Model 2</b>					
	<b>Katsayı</b>	<b>t-istatistiği</b>	<b>Olasılık (t)</b>	<b>Katsayı</b>	<b>t-istatistiği</b>	<b>Olasılık (t)</b>			
KAL	0.004	2.50	<b>0.025</b>	0.004	2.87	<b>0.012</b>			
DBORC				-0.003	2.12	<b>0.052</b>			
YSG	0.012	11.20	<b>0.000</b>	0.010	6.46	<b>0.000</b>			
IHR	0.000	0.40	0.697	0.001	0.69	0.503			
CARI	0.077	6.25	<b>0.000</b>	0.079	6.18	<b>0.000</b>			
BUYUK	0.000	0.51	0.621	0.000	0.53	0.606			
FINB	0.001	0.49	0.603	0.000	0.45	0.685			
DOVIZ	0.003	1.40	0.184	0.003	1.32	0.209			
Sabit Terim	1.730	10.57	<b>0.000</b>	0.990	1.99	<b>0.000</b>			
<b>Skaler</b>		<b>Katsayı</b>		<b>Olasılık</b>		<b>Katsayı</b>		<b>Olasılık</b>	
F Test		642.2		0.000		653.97		0.000	
R <sup>2</sup>		0.5292				0.5899			
Gözlem Sayısı		2850				2850			
Grup Sayısı		190				190			



Tablo 8’de verilen Driscoll-Kraay dirençli tahmincisi sonuçlarına göre, iki modelde de F-testi deęerlerinin istatistiksel olarak anlamlı olması kurulan model kalıplarının her iki panelde de analiz için uygun olduğunu göstermektedir. Modellerin belirlilik katsayısı olan  $R^2$  deęeri panellerin tamamında oldukça yüksek oranda olduğu dolayısıyla bağımsız deęişkenlerin bağımlı deęişkeni açıklama gücünün oldukça iyi olduğunu göstermektedir. Likidite bolluęu ve kıtlığı dönemlerine ait her iki panelde de kaldıraç düzeyi ile piyasa deęeri arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki olduğu ve teori ile uyumlu olarak işaretcinin yönünün pozitif olduğu tespit edilmiştir. Sistem GMM tahminci bulgularına benzer olarak, likidite kıtlığı döneminde şirketlerin dış borç kullanımları ile piyasa deęeri arasında negatif yönde, yatırılan sermaye getirisinin piyasa deęeri ile pozitif yönde anlamlı bir ilişkisi olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Tahminciler arasındaki benzer dięer bir bulgu, likidite bolluęu döneminde ihracat deęişkeni ile piyasa deęeri arasında pozitif yönde tespit edilen ilişkidir. Bunlara ek olarak, her iki dönemde cari oran ile piyasa deęeri arasında pozitif yönde anlamlı bir ilişki görülmektedir. Tahmin sonuçlarına ilişkin tablolar incelendiğinde de görüldüğü üzere, Driscoll-Kraay dirençli tahmincisi bulgularının Sistem GMM tahmincisi bulguları ile örtüştüğü görülmektedir.

Elde edilen bulgular birlikte deęerlendirildiğinde, likidite bolluęu ve kıtlığı döneminde modellerin tahmin bulgularının farklılaştığı görülmektedir. Kaldıraç düzeyi ile piyasa deęeri arasındaki ilişkiyi irdeleyen 1. modelde şirketlerin kaldıraç düzeyi likidite bolluęu döneminde piyasa deęerlerine olumlu katkıda bulunurken, likidite kıtlığı döneminde böyle bir ilişki tespit edilememiştir. Dięer taraftan 2. modelde şirketlerin dış borçlanma düzeyleri ile piyasa deęerleri arasında likidite bolluęu döneminde bir ilişki saptanmamasına karşın likidite kıtlığı döneminde şirketlerin dış borçlanma düzeylerinin piyasa deęerine azaltıcı yönde etkisi bulunduğu görülmektedir. Bu bulgular, şirketlerin likidite bolluęu döneminde faiz oranlarının düşük olması yoluyla borç maliyetlerindeki vergi tasarrufu (kaldıraç) etkisinden yararlandıklarını göstermekte ve dengeleme teorisi (Trade-Off Theory) ile tutarlı olduğu anlaşılmaktadır. Bunun tersine, likidite kıtlığı döneminde yükselen faiz oranlarının şirketlerin kaldıraçtan yararlanma imkanlarını baskılaması sebebiyle benzer bir ilişki söz konusu olmadığı öngörülmektedir. Ayrıca, bu durumun şirketlerin likidite kıtlığı döneminde mevcut döviz pozisyonlarını korumak amacıyla dış borçlanmaya yönelmesinden kaynaklanabileceği ve bu sebeple hem dış borç hem de döviz cinsinden borçlanma deęişkenlerin likidite kıtlığı döneminde anlamlı ilişki içinde olduğu ve bu ilişkinin piyasa deęerini beklendiği üzere negatif yönde etkilediği görülmektedir. Dięer taraftan kaldıraç ve dış borçlanma deęişkenlerinin piyasa deęerine olan etkilerinin incelenmesi sürecinde likidite bolluęu döneminde ihracat oranı ve cari oran deęişkenlerinin piyasa deęerini belirleyici rolü olduğu görülmektedir. Likidite kıtlığı döneminde ise yatırılan sermaye getirisinin piyasa deęeri üzerinde etken olan dięer bir faktör olarak ortaya çıktığı analiz bulgularından anlaşılmaktadır.

Modellerin her iki dirençli tahminci ile tahmin edilmesiyle edinilen sonuçlar literatürdeki çalışmalarla kıyaslandığında, Harris ve Raviv (1991), Rajan ve Zingales (1995) ve Akhtar vd. (2022) çalışmalarında kaldıraç düzeyi ile piyasa deęeri veya finansal performans arasında pozitif yönde ilişki tespit edilmesi çalışmamızı destekler niteliktedir. Ayrıca, Allayannis vd. (2003) ve Harvey vd. (2004) çalışmalarında, dış borçlanma düzeyi ile piyasa deęeri veya finansal performans arasında çalışmamıza benzer olarak negatif yönlü ilişki olduğu iddia edilmiştir. Dięer taraftan, Giannetti ve Ongena (2009) çalışmasında kaldırıcın firma performansı üzerinde önemli düzeyde olumsuz bir etkisi olduğu tespit edilmiştir ancak bu tespit kriz dönemi faktörü kapsamında gerçekleştirilmiştir. Literatürdeki çalışmaların geneli göz önüne alındığında,

çalışmamızla benzer yönde bulgular olduğu görülmekte olup, özellikle şirketlerin dış borçlanma yolunu tercih etmeleri durumunda kredibilite skorlarına daha fazla önem vermeleri gerektiği dolayısıyla dış borç verenler tarafından daha katı kriterlerle denetlenmeleri sebebiyle şirketlerin daha yüksek faaliyet ve finansal performans sergileme çabası içinde oldukları konusunda genel bir görüş bulunmaktadır. Şüphesiz her çalışmanın veri seti yapısı ve kullanılan tahminci yöntemi bulguları farklılaştırabilmektedir.

## 6. Sonuç

Dünya çapında piyasa düzenleyici kurumların politikaları ve bu doğrultuda pozisyon alan finansal piyasalar bünyesindeki şirketler ve yatırımcılar çok sayıda faktörden etkilenmektedir. Bu faktörlerin başında piyasalardaki likidite bolluğu veya kıtlığı faktörü gelmektedir. Finansal piyasalarda başta düşen faiz oranları ve beraberinde gelen sermaye hareketliliğiyle yüksek miktarda likidite dolaşımı söz konusudur. Bolluşan kaynaklar krediye ve fonlara daha kolay ve fazla miktarda ulaşma imkânı sağladığından şirketleri ve tüketicileri ilave yatırımlar ve harcamalar yapmaya sevk etmektedir. Bu kapsamda, şirketler likidite bolluğu ortamında yüksek kaldıraç düzeyi ile faaliyetlerini sürdürmekte ve özellikle döviz pozisyonları açısından uygun maliyetli dış borç kullanımına yönelmektedirler. Böylelikle şirketlerin sermaye (kaynak) maliyetleri düşmekte, dolayısıyla piyasa değerlerinin yükseliş göstermesi teorik olarak beklenmektedir. Bu olumlu beklentinin aksine, ilerleyen süreçte bol likidite ortamı enflasyonist baskılara ve fiyat balonlarına yol açabileceği de göz önünde tutulması gerekmektedir. 2010 yılından 2023 yılına kadarki dönemin büyük bölümünde FED’in faiz oranlarını %1’in altında tutması piyasalarda likidite bolluğu dönemi yaşattığı çok sayıda ekonomist tarafından ifade edilmektedir. Bu doğrultuda, Türkiye’de bu gelişmelerden etkilenmiş olup şirketlerin finansal yapılarında değişime sebep olarak 2022 yılı itibarıyla özel sektörün dış borç çevirme oranlarında ciddi yükseliş gözlenmiştir. Bu gelişmeler ışığında, şirketlerin sermaye yapılarında değişim ve daha yüksek kaldıraç kullanımının piyasa değerlerine olumlu yönde bir katkısı olup olmadığı incelenmiştir. Ayrıca bu çalışma ile şirketlerin 2021 yılından itibaren yükselen dış borç kullanım düzeyleri perspektifinde konunun ele alınması amaçlanmıştır.

Çalışmada BİST imalat sanayi sektöründe işlem gören ve verisine kesintisiz ulaşılabilen 190 şirket ve 2010-2022 yılları arası 52 çeyrek dönemlik dinamik panel veri seti ile çalışılmıştır. Finansal piyasalardaki likidite bolluğu döneminin etkisinin dikkate alınması amacıyla çalışmanın veri dönemleri, likidite bolluğu ve likidite kıtlığı dönemi olarak ikiye ayrılarak irdelenmiştir. Söz konusu dönemlerin belirlenmesinde FED faiz oranlarının %1’in altında olması koşul olarak aranmıştır. Bu kapsamda, 2010/1ç-2017/2ç ve 2020/1ç-2022/2ç arası dönem likidite bolluğu dönemi; bu aralık dışında kalan dönemler ise likidite kıtlığı dönemi olarak analize tabi tutulmuştur. Çalışmadaki dinamik panel veri yapısı dikkate alınarak yatay kesit birimlerinin sayısı (N) zaman değişkeni (T) sayısından büyük olduğu durumda literatürde yaygın olarak tercih edilen Sistem GMM tahmincisi ile modeller tahmin edilmiştir. Bu tahmincinin yanı sıra daha sonra geliştirilmiş ve güncel bir tahminci olan ve hata terimlerindeki değişen varyans, otokorelasyon ve yatay kesit bağımlılığı spesifikasyonlarını dikkate alan Driscoll-Kraay dirençli tahmincisi ile modeller ayrıca analiz edilmiştir.

Modellerin her iki dirençli tahminci (Sistem GMM ve Driscoll-Kraay) kullanılarak tahmin edilmesi neticesinde benzer bulgulara ulaşılması analizin dirençli ve tutarlı olduğunu göstermektedir. Likidite bolluğu ve kıtlığı döneminde modellerin tahmin bulguları çalışmanın

arařtırma probleminde beklendiđi üzere farklılařtıđı grlmektedir. Likidite bolluđu dneminde Őirketlerin kaldıraç dzeyinin piyasa deđerine pozitif ynde katkısı bulunurken, likidite kıtlıđı dneminde byle bir bulguya ulařılamamıřtır. Ayrıca, Őirketlerin dıř borçlanma dzeyleri ile piyasa deđerleri arasında likidite bolluđu dneminde bir iliřki saptanmamıř olmasına karřın likidite kıtlıđı dneminde Őirketlerin dıř borçlanma dzeyinin piyasa deđerine azaltıcı ynde bir etkisi bulunduđu tespit edilmiřtir. Bu sonuçlar Őirketlerin likidite bolluđu dneminde faiz oranlarındaki dřř nedeniyle daha yksek kaldıraç kullanılarak vergi tasarrufundan yararlanmıř olabilecekleri ngrlebilir ve bylelikle çalıřmanın bulgularının dengeleme teorisini destekler nitelikte olduđu sylenebilir. Bunun aksine, benzer iliřkiye likidite kıtlıđı dneminde ulařılamamıřtır çnk bu dnemde finansal piyasalarda ykselen faiz oranları sebebiyle Őirketlerin kaldıraçtan yararlanma imkanlarının azalmasının kaldıraç piyasa deđeri iliřkisi srecine etki edebileceđi dřnlmektedir. Ayrıca, likidite kıtlıđı dneminde modellerdeki dıř borç ve dviz cinsinden borçlanma deđiřkenleri piyasa deđerini beklendiđi üzere negatif ynde etkilediđi grlmektedir. Bu durumun Őirketlerin likidite kıtlıđı ortamında dviz pozisyonlarını dengede tutmak amacıyla dıř borçlanmaya ynelmesinden kaynaklanabileceđi dřnlmektedir. Őirketlerin dıř borçlanmayı tercih etmeleri durumunda, kredi skorlarına daha fazla dikkat etmeleri ve dıř kreditorlerin daha sıkı denetim kriterleri bulunması sebebiyle daha yksek faaliyet ve finansal performans sergileyebilmeleri aısından nerilmektedir. Son olarak, bu çalıřmada konu likidite bolluđu ve likidite kıtlıđı ekseninde ele alınmıř olup bu konuda gelecekte yapılacak çalıřmalarda Őirketler dřk ve yksek kaldıraç seviyelerine veya byklklerine gre ele alınarak iliřkinin irdelenmesinin literatre katkı sađlayacađı beklenmektedir.

#### **Arařtırma ve Yayın Etiđi Beyanı**

Etik kurul izni ve/veya yasal/zel 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

- Abdullah, H. and Tursoy, T. (2021). Capital structure and firm performance: Evidence of Germany under IFRS adoption. *Review of Managerial Science*, 15(2), 379-398. <https://doi.org/10.1007/s11846-019-00344-5>
- Akhtar, M., Yusheng, K., Haris, M., Ain, Q.U. and Javaid, H.M. (2022). Impact of financial leverage on sustainable growth, market performance, and profitability. *Economic Change and Restructuring*, 55, 737-774. <https://doi.org/10.1007/s10644-021-09321-z>
- Allayannis, G., Brown, G.W. and Klapper, L.F. (2003). Capital structure and financial risk: Evidence from foreign debt use in East Asia. *The Journal of Finance*, 58(6), 2667-2710. <https://doi.org/https://doi.org/10.1046/j.1540-6261.2003.00619.x>
- Arellano, M. and Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01642-D](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01642-D)
- Baltagi, B.H. (2021). *Econometric analysis of panel data*. UK: Springer publishing.
- Barry, C.B. and Mihov, V.T. (2015). Debt financing, venture capital, and the performance of initial public offerings. *Journal of Banking and Finance*, 58, 144-165. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2015.04.001>
- Berger, A.N. and Di Patti, E.B. (2006). Capital structure and firm performance: A new approach to testing agency theory and an application to the banking industry. *Journal of Banking and Finance*, 30(4), 1065-1102. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2005.05.015>
- Blundell, R. and Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143. [https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8)
- Brealey, R.A., Myers, S.C. and Marcus, A.J. (2007). *Fundamentals of corporate finance*. New York: McGraw Hill.
- Brigham, E.F. and Houston, J.F. (2021). *Fundamentals of financial management: Concise*. Boston: Cengage Learning.
- Chudik, A. and Pesaran, M.H. (2015). Common correlated effects estimation of heterogeneous dynamic panel data models with weakly exogenous regressors. *Journal of Econometrics*, 188(2), 393-420. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2015.03.007>
- Copeland, T.E., Copeland, T., Koller, T., McKinsey, C. and Murrin, J. (2000). *Valuation: Measuring and managing the value of companies*. New York: Wiley.
- Detthamrong, U., Chancharat, N. and Vithessonthi, C. (2017). Corporate governance, capital structure and firm performance: Evidence from Thailand. *Research in International Business and Finance*, 42, 689-709. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2017.07.011>
- Engel, N., Braun, R. and Achleitner, A.-K. (2012). Leverage and the performance of buyouts. *Zeitschrift für Betriebswirtschaft*, 82(5), 451-490. <https://doi.org/10.1007/s11573-012-0559-y>
- Fama, E.F. and French, K.R. (2002). Testing trade-off and pecking order predictions about dividends and debt. *Review of Financial Studies*, 15(1), 1-33. <https://doi.org/10.1093/rfs/15.1.1>
- FED. (2023). *Statistics of Federal Reserve Bank* [Dataset]. Retrieved from <https://www.federalreserve.gov>
- Gabrijel, M., Herman, U. and Lenarčič, A. (2016). *Firm performance and (foreign) debt financing before and during the crisis evidence from firm-level data* (European Stability Mechanism Working Paper No. 15/2016). Retrieved from [https://crisisobs.gr/wp-content/uploads/2016/10/WP\\_15\\_final.pdf](https://crisisobs.gr/wp-content/uploads/2016/10/WP_15_final.pdf)
- Ghosh, S. (2008). Leverage, foreign borrowing and corporate performance: Firm-level evidence for India. *Applied Economics Letters*, 15(8), 607-616. <https://doi.org/10.1080/13504850600722047>
- Giannetti, M. and Ongena, S. (2009). Financial integration and firm performance: Evidence from foreign bank entry in emerging markets. *Review of Finance*, 13(2), 181-223. <https://doi.org/10.1093/rof/rfm019>

- Giannetti, M. and Ongena, S. (2012). "Lending by example": Direct and indirect effects of foreign banks in emerging markets. *Journal of International Economics*, 86(1), 167-180. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2011.08.005>
- Harris, M. and Raviv, A. (1991). The theory of capital structure. *The Journal of Finance*, 46(1), 297-355. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1991.tb03753.x>
- Harvey, C.R., Lins, K.V. and Roper, A.H. (2004). The effect of capital structure when expected agency costs are extreme. *Journal of Financial Economics*, 74(1), 3-30. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2003.07.003>
- Healy, P.M., Palepu, K. and Bernard, V. (2020). Business analysis and valuation. In K.G. Palepu, P.M. Healy, S. Wright, M. Bradbury and J. Coulton (Eds.), *Business analysis and valuation: Using financial Statements*. Australia: Cengage.
- Jadiyappa, N., Hickman, L.E., Jyothi, P., Vunyale, N. and Sireesha, B. (2020). Does debt diversification impact firm value? Evidence from India. *International Review of Economics and Finance*, 67, 362-377. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2020.02.002>
- Jensen, M.C. and Meckling, W.H. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *The Journal of Financial Economics*, 3(4), 305-360. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(76\)90026-X](https://doi.org/10.1016/0304-405X(76)90026-X)
- Karadeniz, E., Yilmaz Kandir, S., Balcilar, M. and Beyazit Onal, Y. (2009). Determinants of capital structure: Evidence from Turkish lodging companies. *International Journal of Contemporary Hospitality Management*, 21(5), 594-609. <https://doi.org/10.1108/09596110910967827>
- Karan, M. (2018). *Yatırım analizi ve portföy yönetimi*. Ankara: Gazi yayınevi.
- Khémiri, W. and Noubbigh, H. (2020). Size-threshold effect in debt-firm performance nexus in the sub-Saharan region: A panel smooth transition regression approach. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 76, 335-344. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2019.09.009>
- Le, T.P.V. and Phan, T.B.N. (2017). Capital structure and firm performance: Empirical evidence from a small transition country. *Research in International Business and Finance*, 42, 710-726. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2017.07.012>
- Liu, Y., Qiu, B. and Wang, T. (2021). Debt rollover risk, credit default swap spread and stock returns: Evidence from the COVID-19 crisis. *Journal of Financial Stability*, 53, 100855. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2021.100855>
- Maddala, G.S. and Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 631-652. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1631>
- Majumdar, S.K. and Chhibber, P. (1999). Capital structure and performance: Evidence from a transition economy on an aspect of corporate governance. *Public Choice*, 98(3/4), 287-305. Retrieved from <https://www.infona.pl/>
- Margaritis, D. and Psillaki, M. (2010). Capital structure, equity ownership and firm performance. *Journal of Banking and Finance*, 34(3), 621-632. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2009.08.023>
- Miller, M.H. (1977). Debt and taxes. *The Journal of Finance*, 32(2), 261-275. <https://doi.org/10.2307/2326758>
- Modigliani, F. and Miller, M.H. (1963). Corporate income taxes and the cost of capital: A correction. *The American Economic Review*, 53(3), 433-443. Retrieved from <https://www.jstor.org>
- Myers, S.C. (1984). Finance theory and financial strategy. *Interfaces*, 14(1), 126-137. <https://doi.org/10.1287/inte.14.1.126>
- 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)
- Pesaran, M.H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312. <https://doi.org/10.1002/jae.951>

- Phillips, P.C.B. and Sul, D. (2003). Dynamic panel estimation and homogeneity testing under cross section dependence. *The Econometrics Journal*, 6(1), 217-259. <https://doi.org/10.1111/1368-423X.00108>
- Rajan, R.G. and Zingales, L. (1995). What do we know about capital structure? Some evidence from international data. *The Journal of Finance*, 50(5), 1421-1460. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1995.tb05184.x>
- Ramli, N.A., Latan, H. and Solovida, G.T. (2019). Determinants of capital structure and firm financial performance—A PLS-SEM approach: Evidence from Malaysia and Indonesia. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 71, 148-160. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2018.07.001>
- Roodman, D. (2009). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *Stata Journal*, 9(1), 86-136. <https://doi.org/10.1177/1536867X0900900106>
- Ross, S.A. (1973). The economic theory of agency: The principal’s problem. *The American Economic Review*, 63(2), 134-139. Retrieved from <https://www.jstor.org>
- Sarafidis, V., Yamagata, T. and Robertson, D. (2009). A test of cross section dependence for a linear dynamic panel model with regressors. *Journal of Econometrics*, 148(2), 149-161. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2008.10.006>
- T.C.M.B. (2023). *Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası* [Veri Seti]. Erişim adresi: <https://www.tcmb.gov.tr/>
- Tsuruta, D. (2015). Leverage and firm performance of small businesses: Evidence from Japan. *Small Business Economics*, 44(2), 385-410. <https://doi.org/10.1007/s11187-014-9601-5>
- Vithessonthi, C. and Tongurai, J. (2015). The effect of firm size on the leverage–performance relationship during the financial crisis of 2007–2009. *Journal of Multinational Financial Management*, 29, 1-29. <https://doi.org/10.1016/j.mulfin.2014.11.001>
- Zeitun, R. and Tian, G.G. (2007). Capital structure and corporate performance: Evidence from Jordan. *The Australasian Accounting Business & Finance Journal*, 1(4), 40-61. <http://dx.doi.org/10.14453/aabfj.v1i4.3>
- Zhang, K.Q. and Chen, H.H. (2017). Environmental performance and financing decisions impact on sustainable financial development of Chinese environmental protection enterprises. *Sustainability*, 9(12), 2260. <https://doi.org/10.3390/su9122260>

## **DO LEVERAGE AND EXTERNAL DEBT ADD VALUE TO COMPANIES FROM THE PERSPECTIVE OF LIQUIDITY ABUNDANCE? EVIDENCE FROM BORSA ISTANBUL**

### **EXTENDED SUMMARY**

#### **Research Subject and Purpose**

Deep and liquid financial markets are important for financial stability. Market participants need highly liquid capital markets to efficiently manage risks and their own financing needs. It is also of great importance whether this positive aspect of increased liquidity is reflected in the market capitalization and performance of companies, which constitute the fundamental dynamism of capital markets. Of course, it is possible that the global liquidity abundance may have an impact on the private sector's external debt rollover ratios in Turkey reaching a historical peak by 2022 and may encourage companies to use external debt, thus causing a change in the financial structures of companies. The low level of interest rates in international money markets since 2009 led to an abundance of liquidity in capital markets. The abundance of liquidity lasted until 2019, after which interest rates rose sharply in line with the decisions taken, beginning a period of liquidity scarcity. The purpose of this study is to examine whether the relationship between firms' leverage, external borrowing level and market capitalization is affected differently during periods of liquidity abundance and scarcity. In the study, the analysis was conducted using 190 companies and 52 quarterly data for the period 2010-2022, which covers the periods of liquidity abundance and scarcity of Borsa Istanbul manufacturing industry companies.

#### **Literature**

While there are many studies examining the relationship between capital structure, leverage and financial performance or firm value, there are limited studies examining the relationship between leverage and financial performance or firm value from an external debt perspective. While there are studies (Detthamrong, Chancharat, ve Vithessonthi, 2017; Ramli, Latan, ve Solovida, 2019) these find a positive relationship between financial leverage and performance, there are also studies (Majumdar ve Chhibber, 1999; Zeitun ve Tian, 2014; Barry ve Mihov, 2015; Le ve Phan, 2017; Zhang ve Chen, 2017; Akhtar et al., 2022) these find a negative relationship. On the other hand, there are a limited number of studies in the literature that examine the relationship between the leverage created by external debt and firm value or financial performance. And the relationship is generally found to be positive in these studies (Harvey, Lins, ve Roper, 2004; (Giannetti ve Ongena, 2009). This study contributes to the literature in different ways. First, it analyses the relationship between leverage and market capitalization separately in periods of liquidity abundance and scarcity. Second, this study contributes to the literature by including the level of external borrowing as an independent variable in the model.

#### **Method**

In the study, the relationship between external debt, leverage and market value is analyzed with 190 companies in different sectors of Borsa Istanbul manufacturing industry and 52 quarterly

data for the period 2010-2022 covering the liquidity abundance and scarcity periods. In addition to the System GMM estimator, also the Driscoll-Kraay method, which is another robust estimation method, is used to estimate the models using different independent and control variables.

### **Findings**

It is found that there is a statistically significant positive relationship between leverage and market value in both liquidity abundance and scarcity periods in line with the theory. Also, it is found that during the liquidity scarcity period, external debt use has a significant negative relationship with market value and return on invested capital has a significant positive relationship with market value. Another similar finding across System GMM and Driscoll-Kraay estimators is the positive relationship between the export and market value in the liquidity abundance period. Lots of findings of the Driscoll-Kraay robust estimator are consistent with the findings of the System GMM estimator.

### **Conclusion**

As a result of the analysis, it is observed that the estimation findings of the models differ according to the period of liquidity abundance and scarcity. In the period of liquidity abundance, while there is a positive relationship between leverage and market value, there is no relationship between external debt and market value. On the other hand, in the period of liquidity scarcity, it is found that the external debt of companies has a decreasing effect on market value and also there is no relationship between leverage level and market value. The opposite findings, which are expected, in both periods may indicate that the tax saving advantage of financial leverage has an impact on this process due to different interest rates. There is a consensus that if companies prefer external borrowing, they should pay more attention to their creditworthiness scores and thus strive for higher operating and financial performance as they are audited by external lenders with stricter criteria.